

# CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772



Facultad de Ciencias Económicas  
Escuela de Economía  
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD  
**NACIONAL**  
DE COLOMBIA

## ASESORES EXTERNOS

### COMITÉ CIENTÍFICO

**Ernesto Cárdenas**

Pontificia Universidad Javeriana-Cali

**José Félix Cataño**

Universidad de los Andes

**Philippe De Lombaerde**

NEOMA Business School y UNU-CRIS

**Edith Klimovsky**

Universidad Autónoma Metropolitana de México

**José Manuel Menudo**

Universidad Pablo de Olavide

**Gabriel Misas**

Universidad Nacional de Colombia

**Mauricio Pérez Salazar**

Universidad Externado de Colombia

**Fábio Waltenberg**

Universidade Federal Fluminense de Rio de Janeiro

### EQUIPO EDITORIAL

**Daniela Cárdenas**

**Karen Tatiana Rodríguez**

**María Paula Moreno**

Estudiante auxiliar

**Proceditor Ltda.**

Corrección de estilo, armada electrónica,  
finalización de arte, impresión y acabados  
Tel. 757 9200, Bogotá D. C.

**Gabriela Bautista Rodríguez**

Fotografía de la cubierta

### Indexación, resúmenes o referencias en

#### SCOPUS

**Thomson Reuters Web of Science**

(antiguo ISI)-SciELO Citation Index

**ESCI** (Emerging Sources Citation Index) - Clarivate Analytics

#### EBSCO

**Publindex** - Categoría B - Colciencias

**SciELO** Social Sciences - Brasil

**RePEc** - Research Papers in Economics

**SSRN** - Social Sciences Research Network

**EconLit** - Journal of Economic Literature

**IBSS** - International Bibliography of the Social Sciences

**PAIS International** - CSA Public Affairs Information Service

**CLASE** - Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades

**Latindex** - Sistema regional de información en línea

**HLAS** - Handbook of Latin American Studies

**DOAJ** - Directory of Open Access Journals

**CAPEs** - Portal Brasileiro de Informação Científica

**CIBERA** - Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal

**DIALNET** - Hemeroteca Virtual

Ulrich's Directory

**DOTEC** - Documentos Técnicos en Economía - Colombia

**LatAm-Studies** - Estudios Latinoamericanos

**Redalyc**

**Universidad Nacional de Colombia**

Carrera 30 No. 45-03, Edificio 310, primer piso

Correo electrónico: revcuaco\_bog@unal.edu.co

Página web: [www.ceconomia.unal.edu.co](http://www.ceconomia.unal.edu.co)

Teléfono: (571)3165000 ext. 12308, AA. 055051, Bogotá D. C., Colombia

### Cuadernos de Economía Vol. 42 No. 90 - 2023

El material de esta revista puede ser reproducido citando la fuente. El contenido de los artículos es responsabilidad de sus autores y no compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de Colombia.

## UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

**Rectora**

Dolly Montoya Castaño

**Vicerrector Sede Bogotá**

Jaime Frankly Rodríguez

### FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

**Decana**

Juanita Villaveces

### ESCUELA DE ECONOMÍA

**Directora**

Nancy Milena Hoyos Gómez

### CENTRO DE INVESTIGACIONES PARA EL DESARROLLO

- CID

Karoll Gómez

### DOCTORADO Y MAESTRÍA EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y PROGRAMA CURRICULAR DE ECONOMÍA

**Coordinadora**

Olga Lucía Manrique

### CUADERNOS DE ECONOMÍA

**EDITOR**

**Gonzalo Cómbita**

Universidad Nacional de Colombia

### CONSEJO EDITORIAL

**Juan Carlos Córdoba**

Iowa State University

**Liliana Chicaiza**

Universidad Nacional de Colombia

**Paula Herrera Idárraga**

Pontificia Universidad Javeriana

**Juan Miguel Gallego**

Universidad del Rosario

**Mario García**

Universidad Nacional de Colombia

**Iván Hernández**

Universidad de Ibagué

**Iván Montoya**

Universidad Nacional de Colombia, Medellín

**Juan Carlos Moreno Bríd**

Universidad Nacional Autónoma de México

**Manuel Muñoz**

Universidad Nacional de Colombia

**Ömer Özak**

Southern Methodist University

**Marla Ripoll**

Universidad de Pittsburgh

**Juanita Villaveces**

Universidad Nacional de Colombia

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 2.5 Colombia.

**Usted es libre de:**

Compartir - copiar, distribuir, ejecutar y comunicar públicamente la obra

**Bajo las condiciones siguientes:**

- **Atribución** — Debe reconocer los créditos de la obra de la manera especificada por el autor o el licenciante. Si utiliza parte o la totalidad de esta investigación tiene que especificar la fuente.
- **No Comercial** — No puede utilizar esta obra para fines comerciales.
- **Sin Obras Derivadas** — No se puede alterar, transformar o generar una obra derivada a partir de esta obra.

Los derechos derivados de usos legítimos u otras limitaciones reconocidas por la ley no se ven afectados por lo anterior.



El contenido de los artículos y reseñas publicadas es responsabilidad de los autores y no refleja el punto de vista u opinión de la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas o de la Universidad Nacional de Colombia.

*The content of all published articles and reviews does not reflect the official opinion of the Faculty of Economic Sciences at the School of Economics, or those of the Universidad Nacional de Colombia. Responsibility for the information and views expressed in the articles and reviews lies entirely with the author(s).*

# LA RESPUESTA DE LA OFERTA DE YUCA AL PRECIO EN LOS DEPARTAMENTOS DE CÓRDOBA Y SUCRE, COLOMBIA: UNA REGRESIÓN COINTEGRANTE, 1976-2019

---

Omar Castillo Núñez

**Castillo Núñez, O. (2023). La respuesta de la oferta de yuca al precio en los departamentos de Córdoba y Sucre, Colombia: una regresión cointegrante, 1976-2019. *Cuadernos de Economía*, 42(90), 603-628.**

Usando los mínimos cuadrados ordinarios modificados se estimó la respuesta de largo plazo de la oferta de yuca a las variaciones del precio en los departamentos de Córdoba y Sucre, Colombia, durante el período 1976-2019 mediante regresiones cointegrantes de la producción, el área y el rendimiento como *proxies* a la oferta. La respuesta es inelástica al precio: una variación de este en 10% aumenta

---

O. Castillo Núñez

Universidad de Córdoba, Facultad de Ciencias Agrícolas, Montería, Córdoba, Colombia. Correo electrónico: ocastillo@correo.unicordoba.edu.co

Sugerencia de citación: Castillo Núñez, O. (2023). La respuesta de la oferta de yuca al precio en los departamentos de Córdoba y Sucre, Colombia: una regresión cointegrante, 1976-2019. *Cuadernos de Economía*, 42(90), 603-628. <https://doi.org/10.15446/cuadernos.v42n90.97459>

**Este artículo fue recibido el 24 de julio de 2021, ajustado el 1 de noviembre de 2022 y su publicación aprobada el 17 de enero de 2023.**

la oferta en 8,1 %: 62 % de tal incremento se produce por expansión del área y 30 % por ampliación de la productividad. Esta sensibilidad a factores de precio sugiere que las intervenciones del Estado deben enfatizar en su papel de proveedor de bienes públicos.

**Palabras clave:** economía agraria; microeconomía; series de tiempo; cointegración.

**JEL:** C22, D00, D22, Q11.

**Castillo Núñez, O. (2023). Cassava supply response to prices in the department of Cordoba and Sucre, Colombia: A cointegrating regression, 1976-2019. *Cuadernos de Economía*, 42(90), 603-628.**

Using the Full Modified Ordinary Least Squares estimator, an approximation of the long-term response of the yucca supply to price variations was obtained in the departments of Cordoba-Sucre, Colombia between 1976 and 2019 by cointegrating production, area and performance as proxies of the supply. The response is inelastic to price: a 10 % variation in the price increases the supply in 8,1 %: 62 % of such rise is caused by area expansion and 30 % due to a surge in productivity. This sensibility to price factors helps to define that Government or institutional interventions in this activity should happen in their role as a public good provider.

**Keywords:** Agricultural economy; microeconomy; time series analysis; cointegration.

**JEL:** C22, D00, D22, Q11.

## INTRODUCCIÓN

Las evidencias arqueológicas sobre el cultivo de la yuca muestran que fue el primero implementado por la cultura cenú entre los años 1000 a. C. y 500 a. C. (Dolmatoff y Dolmatoff, 1956). Por lo tanto, existe una tradición milenaria en la producción y el consumo de este alimento en los departamentos de Córdoba y Sucre, localizados en la zona noroccidental del caribe colombiano.

La producción se desarrolla en unidades relativamente pequeñas; de hecho, el Censo nacional agropecuario del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (Dane) (2014) reportó en los dos departamentos 45 177 hectáreas sembradas de yuca en 19 240 unidades de producción, un tamaño medio es 2,3 hectáreas, inferior a la media nacional, 3,0 hectáreas. Su contribución a la producción física nacional no es nada despreciable: durante el período 1976-2019 estos dos departamentos aportaron, 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 % y el rendimiento 0,6 % (Castillo y Oyola, 2020).

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 (Brockhaus *et al.*, 2016; Chavas *et al.*, 2010; Lee y Helmberger, 1985; Nerlove, 1956). 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 la verdadera relación entre el precio y las variaciones de la oferta. La evidencia empírica, reseñada por Mundlak (2001) y Haile *et al.* (2016), muestra que los agricultores prefieren precios más altos, mejoramiento tecnológico e infraestructuras óptimas, todo lo cual acrecienta sus ingresos económicos.

En Colombia, Junguito (1980), García y Montes (1987, 1988), Betancourt (1989) y 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 el ámbito regional, la evidencia es inexistente. Pérez (2021) estableció correlaciones significativas entre las primeras diferencias de la oferta de yuca y variables en primeras diferencias del precio real retardado un año, el precio corriente del ñame y el riesgo-precio; y no significativas, aunque con signo correcto, con el riesgo-clima, la rentabilidad de un producto competente y el cambio técnico, medido por una variable de tendencia temporal.

Esta investigación revisita esa vieja relación económica buscando responder, en una subregión geográfica del caribe colombiano, la pregunta: si varía el precio de la yuca en los departamentos de Córdoba y Sucre ¿en qué dirección responde y cuánto varía la oferta de esta en el largo plazo?

Para dar respuesta se plantea como hipótesis de trabajo –con la guía del enfoque teórico convencional de la economía neoclásica– la existencia de una relación causal de largo plazo positiva en dirección precio-oferta en la primera parte de la pregunta. Ello supone función de costo marginal creciente por encima del costo medio de producción, que define la oferta de largo plazo. En estructuras de mercado competitivas el productor racional maximiza la ganancia económica produciendo una cantidad de producto con la que el costo marginal se iguala con el ingreso marginal. Desde el iconoclasta libro del profesor Schultz (1964), se probó que lejos de ser irracionales y fatalistas, los pequeños productores son agentes económicos calculadores, caracterizados por eficiencia asignativa, lo que se conoce como “las hipótesis de pobres, pero eficientes”.

En la segunda parte de la cuestión, se hipotetiza una respuesta inelástica de la oferta al precio, esto es, ante variaciones del precio la oferta responde en una magnitud o proporción inferior. El carácter inelástico de la oferta de productos agrarios está influido por distintas razones, entre otras:

(i) La relativa inflexibilidad de la producción determinada por un proceso biológico de crecimiento de las plantas y animales, secuencial y en gran medida estacional, lo cual limita la respuesta de la oferta en el corto plazo a las variaciones de precio, aunque, en el largo plazo, el incremento del área y prácticas intensivas del cultivo ante precios altos pueden provocar una respuesta superior.

(ii) El almacenamiento no es una alternativa de comercialización de la yuca, pues es un producto perecedero; en consecuencia, las opciones del productor en cuanto a cuándo y en qué condiciones vender el producto son limitadas (Piot-Lepetit y M'Baraek, 2011).

La mayoría de la investigación en el contexto nacional ha 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 econométrico 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 y 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 la anterior, en esta investigación los resultados que dan respuesta a la pregunta planteada se obtienen de la aplicación de metodologías econométricas de series de tiempo no estacionarias que toman en cuenta las características estocásticas de las variables empleadas, mediante pruebas de raíces unitarias; se identifica la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo estacionarias entre las variables en una ecuación única de regresores, llamada regresión cointegrante estimada utilizando el estimador de mínimos cuadrados ordinarios totalmente modificados; la existencia de cointegración se contrasta con una batería de pruebas, pero no se hace explícito la segunda etapa de la estimación de Engle-Granger (1987). Es decir, no se estima el modelo de corrección de error (MCE), que relaciona las variables en niveles y diferenciadas.

Los resultados 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 pequeñas. Además, tienen implicaciones de política sectorial y macroeconómica.

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**

En la microeconomía convencional neoclásica la definición de la respuesta de la oferta agraria se refiere a cuánto varía esta 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, etcétera<sup>1</sup>.

Una variación del precio del producto pagado al agricultor, no obstante, puede desencadenar cambios, de tal manera que el efecto neto en la cantidad ofrecida difiera del obtenido en las condiciones mencionadas de otros factores de oferta constantes. Cochrane (1955) sugirió 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 disminu-

---

<sup>1</sup> Aparte de esos factores económicos –llamados factores de precio– otros factores –denominados 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 ocasiona 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, investigación agraria y educación rural) y las instituciones de tenencia de la tierra, etcétera.

ción. En particular, cuando aumenta el precio del producto y los ingresos económicos mejoran, los agricultores tienden a ampliar las áreas sembradas o a intensificar el uso de la tierra mediante la incorporación de nuevas tecnologías e insumos que acrecientan 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 de manera descendente.

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

(i) La elasticidad de la oferta agraria agregada en el corto plazo cae en el rango de 0,1-0,3 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 con la estimación de la demanda del factor y de la oferta del producto dentro de una estructura de maximización de la ganancia económica en la llamada cultura de la dualidad, es mayor que la estimación directa.

(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 logra cuando se agrega una variable de tendencia.

(v) Cuando la muestra se subdivide en períodos 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 períodos en los que estos caen.

(c) Cuando se utilizan retardos distribuidos, la tasa de ajuste del modelo es mayor en períodos de aumentos de precio.

Tales resultados provienen de una modelación de la oferta agraria bajo el supuesto de estructuras de mercado competitivas. El entorno económico en el que se desarrolla la producción y el consumo de yuca en el mercado nacional es próximo a tales supuestos: (i) el número de unidades de producción es grande: 142560

(Dane, 2014); con un consumo per cápita de 39,4 kg. Rivera *et al.* (2021) calcularon 50 millones de consumidores para un consumo de 2,6 millones de toneladas anuales: 82 % consumo humano, 3 % procesamiento y 15 % otros usos. Entre mayor sea el número de estos agentes económicos, más alta es la probabilidad de que sean tomadores de precio; (ii) en el mismo sentido, el producto es bastante homogéneo, indiferenciado en términos del tipo, variedad, calidad y uso final, los vendedores de productos homogéneos son tomadores de precio; y (iii) a diferencia de la mayoría de cultivos agrícolas, en la estructura de costo de este no existe mayor inversión en insumos *lumpy*: aquellos cuya cantidad no puede ajustarse gradualmente, sino por saltos muy asociados a la mecanización, y los cuales originan economías de escala (Eastwood *et al.*, 2010); así, estas inversiones no representan barreras de salida de la actividad.

## 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).

Dos o más series  $I(1)$  pueden ser estacionarias,  $I(0)$ , en cuyo caso las variables están cointegradas, esto es, existe una combinación lineal que caracteriza la relación de equilibrio de largo plazo predicha por la teoría económica. Si están cointegradas, es posible estimar relaciones de largo y de corto plazo dentro de un MCE (Engle y Granger, 1987).

La metodología utilizada aquí, sin embargo, no aborda el procedimiento bietápico de Engle-Granger –en el que la segunda etapa es la estimación del MCE–, sino que estima la regresión cointegrante y esta se contrasta con una batería de pruebas que definen la existencia de cointegración. En consecuencia, 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, por lo tanto, no se introducen variables dependientes ni explicativas retardadas. Se asume, además, que la variación de la oferta ante las variaciones del precio es simétrica; por ende, la relación entre las variables es lineal.

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

$$y_t = x_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_t \quad (1)$$

Donde:

$x'_t = (x'_{1t}, x'_{2t}, \dots, x'_{kt})$  vector de variables explicativas, regresoras o predictoras

$D'_t = (D'_{1t}, D'_{2t})'$  vector de tendencias determinísticas regresoras

Los  $n$  regresores estocásticos,  $x_t$ , son gobernados por el sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} x_t &= \Gamma'_{21} D_{1t} + \Gamma'_{22} D_{2t} + \varepsilon_{2t} \\ \Delta \varepsilon_{2t} &= v_t \end{aligned} \quad (2)$$

Donde:

$\Gamma$  = coeficientes de tendencias determinísticas regresoras del vector  $D_{1t}$ , que entran en la ecuación cointegrante y en la ecuación de regresores, mientras los del vector  $D_{2t}$  son incluidos en la ecuación de regresores, pero no en la ecuación cointegrante.

$[u_t, v'_t]'$  = 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  $\beta$  en la ecuación (1) fue sugerido y analizado, entre otros, por Engle y Granger (1987), Stock (1986) y Park y Phillips (1988). Este se mostró como un estimador superconsistente de  $\beta$  aun en situaciones donde  $u_t$  y  $v_t$  están correlacionados entre sí. Empero, 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  $u_t$  (Enders, 2017; Harris y Sollis, 2003; Martin *et al.*, 2013).

## 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 y Hansen (1990) modificaron el estimador de mínimos cuadrados ordinarios e introdujeron el estimador de mínimos cuadrados ordinarios modificados (FMOLS, por su sigla en inglés), el cual emplea una corrección semiparamétrica para eliminar la correlación de largo plazo entre la ecuación cointegrante y las innovaciones de los regresores estocásticos. Implica la siguiente estrategia de estimación (en este punto sigla a Martin *et al.* 2013) de la ecuación (1):

(i) Estimarla mediante mínimos cuadrados ordinarios para obtener  $\beta_{OLS}$  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  $\Delta x_t$ .

(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:

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

Utilizando estimadores de cualquiera de los enfoques existentes: el *kernel* no paramétrico (Andrews, 1991; Newey y West, 1987) o el *kernel prewhitened* (Andrews y Monahan, 1992). Cada uno de ellos se particiona conforme con  $u_t$ :

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

(iii) El estimador *FMOLS* de  $\beta$  es:

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

Donde:

$$\begin{aligned} h_t &= (x_t', D_t')' \\ y_t^* &= y_t - \hat{v} \hat{\Omega}_{vv}^{-1} \hat{\omega}_{vu} y \\ \delta_{vu}^* &= \hat{\delta}_{vu} - \hat{\Lambda}_{vv} \hat{\Omega}_{vv}^{-1} \hat{\omega}_{vu} \end{aligned}$$

La clave de la estimación *FMOLS* es la construcción de los estimadores de la varianza de largo plazo  $\Omega$  y  $\Lambda$ . 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 obtienen los mismos resultados han sido propuestos por Saiikonon (1991), Phillips (1991), Park (1992), Stock y Watson (1993) y Marinucci y Robinson (2001).

### Pruebas de cointegración

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

En 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 E-G estima una regresión Dickey-Fuller aumentada de  $p$ -retardos, ADF de la forma:

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

Se realizan dos pruebas estadísticas estándar ADF:

(i) Una, basada en el estadístico *t-student* que prueba  $H_0$ : no cointegración, esto es:  $\rho = 1$ .

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

Donde:

$se(\hat{\rho})$  = estimador mínimo cuadrático ordinario del error estándar del  $\hat{\rho}$  estimado.

Stock (1986) y Hayashi (2000) lo definen:

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

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

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

### ***Prueba Phillips-Ouliaris (P-O)***

En contraste con la de E-G, la prueba de P-O obtiene una estimación de  $\rho$  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  $\omega_w$  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:

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

Las pruebas correspondientes para contrastar cointegración son:

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

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

Donde:

$$se(\hat{\rho}^*) = \hat{\omega}_w^{1/2} \left( \sum_t \hat{u}_t^2 \right)^{-1/2}$$

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 métodos distintos a mínimos cuadrados ordinarios (OLS, por sus siglas en inglés). Si en la ecuación cointegrante (1), por ejemplo  $D_1t$  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:

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

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 de que la especificación original de la ecuación de cointegración es la correcta, el estadístico de la prueba se evalúa con la distribución  $\chi^2_{q-p}$  asintótica, y debería rechazarse.

## DATOS

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).

La tabla 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 de la Zona Noroccidental del Caribe Colombiano, de la Universidad de Córdoba. Ambos se expresan en pesos corrientes por kilogramo. Las variables  $y_1, y_2, y_3, x_1, x_4$  fueron transformadas en logaritmos naturales para ser interpretadas como elasticidades-precio propias y cruzadas de la oferta de yuca.

Dada 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).

**Tabla 1.**

Variables utilizadas de la oferta de la yuca, precio y algunos determinantes

Variable	Unidad	Fuente
$y_1$ = oferta de yuca	toneladas	MADR (1985, 2019)
$y_2$ = oferta de yuca	hectáreas	MADR (1985, 2019)
$y_3$ = oferta de yuca	kilogramos por hectárea	MADR (1985, 2019)
$x_1$ = precio real de la yuca	\$ constantes del año 2014	Construcción a partir de Dane
$x_2$ = riesgo-precio	porcentaje	OPCA
$x_3$ = riesgo-rendimiento	porcentaje	Construcción a partir de Ideam
$x_4$ = precio del ñame	\$ corriente por tonelada	Dane
$x_5$ = precio relativo	kg de yuca/kg de ganado vivo	OPCA

Fuente: elaboración propia.

## RESULTADOS

### Estadísticas descriptivas

En las figuras 1, 2 y 3 se presenta el comportamiento de la producción, el área y el rendimiento como variables *proxy* de la oferta; en la figura 4 el comportamiento del precio real de la yuca deflactado por el índice de precio al productor agrario del Dane base 2014 = 100; en la figura 5 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.

**Figura 1.**

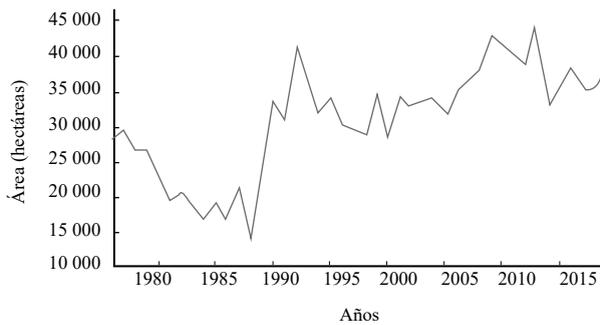
Departamentos de Córdoba y Sucre. Evolución de la producción de yuca 1976-2019 (toneladas)



Fuente: Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural (1985, 2019).

**Figura 2.**

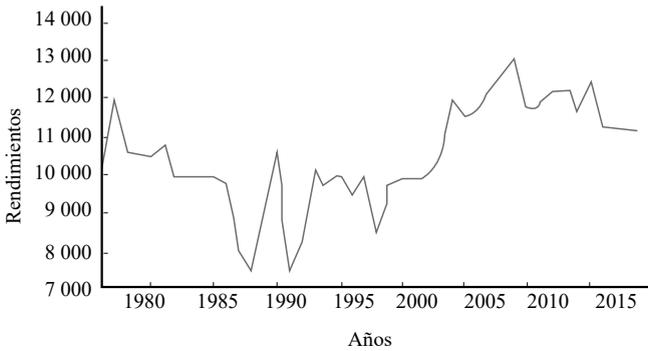
Departamentos de Córdoba y Sucre. Evolución del área cosechada de yuca 1976-2019 (hectáreas)



Fuente: Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural (1985, 2019).

**Figura 3.**

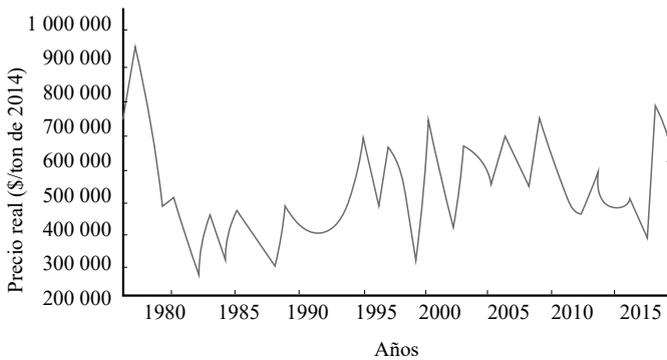
Departamentos de Córdoba y Sucre. Evolución de los rendimientos físicos de la yuca 1976-2019 (kilogramos por hectárea)



Fuente: Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural (1985, 2019).

**Figura 4.**

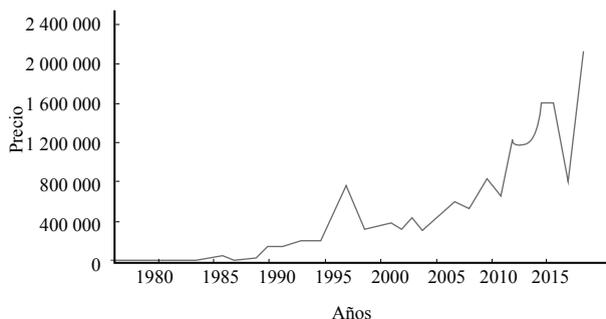
Departamentos de Córdoba y Sucre. Evolución del precio real de la yuca 1976-2019 (pesos constantes/toneladas)



Fuente: elaboración propia con base en Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural (1985) y Dane (1999, 2019).

**Figura 5.**

Departamentos de Córdoba y Sucre. Precio nominal del ñame 1976-2019 (pesos/tonelada)



Fuente: Dane (1985, 1999, 2019).

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 siguió una trayectoria creciente; el precio del ñame fue, en general, ascendente. A primera vista, no parecen ser estacionarias en media ni en varianza.

En la tabla 2 se muestran estadísticos descriptivos. 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.

**Tabla 2.**

Departamentos de Córdoba y Sucre. Estadísticas descriptivas de yuca, 1976-2019

Variables/estadístico	$y_1$ (t)	$y_2$ (has)	$y_3$ (kg/ha)	$x_1$ (\$/kg)	$x_4$ (\$/t)
Media (miles)	334,7	31,1	10,6	518,5	485,0
Máximo (miles)	561,1	44,4	13,0	944,6	2240
Mínimo (miles)	105,5	14,0	7,5	260,0	3,0
Desviación estándar	109,9	7,7	1,4	146,1	531,7
Coeficiente de variación	0,33	0,26	0,13	0,28	1,1
Jarque-Bera	0,6	0,31	0,62	0,28	0,0
Observaciones	44	44	44	44	44

Fuente: elaboración propia con base en salida de *software*.

## Características estocásticas de los datos

Para identificar el orden de integración de las variables se usó la prueba de raíz unitaria propuesta por Elliott *et al.* (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,  $y_t^d$ :

$$\Delta y_t^d = \lambda y_{t-1}^d + \beta \Delta y_{t-1}^d + \dots + \beta_{p-1} \Delta y_{t-p+1}^d + \nu_t \quad (9)$$

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  $\lambda$  en la ecuación (9) cae por debajo de los valores críticos propuestos por MacKinnon (1996).

**Tabla 3.**

Prueba de raíz unitaria de los datos DF-GLS

Variables	En niveles	Primeras diferencias	Orden de integración
	$\lambda$ calculado	$\lambda$ 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	- 5,36	I (1)

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

Fuente: elaboración propia con base en salida de *software*.

Los resultados de la aplicación de la prueba de las variables originales se muestran en la tabla 3. Como puede verse, el estadístico  $\lambda$  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 I(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.

### 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:

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

Como se ve, se incluyó en la especificación una constante,  $\gamma_1$ , 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 *prewhitened* (Andrews y Monahan, 1992) con un retardo fijado en 1; y *kernel* Bartlett 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  $v_r$ , 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 4 se muestran los resultados de las pruebas de cointegración.

**Tabla 4.**

Pruebas de cointegración en la oferta de yuca en los departamentos de Córdoba y Sucre, 1976-2019

Estadísticos	Pruebas de cointegración					
	E-G		P-O		Park <sup>1</sup>	
	valor	probab.	valor	probab.	valor	probab.
Estadístico tau, $\hat{\tau}$	- 4,26	0,025	- 4,44	0,016	5,74	0,017
Estadístico zeta, $\hat{z}$	- 25,8	0,0196	- 28,37	0,009		

Nota. <sup>1</sup> se prueba la existencia de una tendencia determinista  $\gamma_2 t$ .

Fuente: elaboración propia con base en salida de *software*.

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

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:

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

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 la oferta se realizó la prueba de Wald, que evalúa  $H_0$ :  $0,8066 = 1$ . El  $t$ -estadístico, con 40 grados de libertad, acepta  $H_0$  con probabilidad de 0,33.

En Nigeria (provincia de Osun), con regresión *OLS*, datos de corte transversal y la producción mercadeable, Adesiyani *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 elasticidad<sup>2</sup>.

Resultados tan disímiles podrían estar vinculados 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.

## La respuesta de la oferta medida por el área

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

<sup>2</sup> Sus resultados indican que por cada \$ 100 de incremento en el precio por kilo del año anterior, la producción de yuca aumenta 4,76 toneladas.

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

$$(0,001) \quad (0,000) \quad (0,094)$$

En la tabla 5 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:

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

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

$$R^2 = 56 \%$$

**Tabla 5.**

Pruebas de cointegración en la oferta de yuca en los departamentos de Córdoba y Sucre, 1976-2019

Estadísticos	Prueba de cointegración					
	E-G		P-O		Park <sup>1</sup>	
	valor	probab.	valor	probab.	valor	probab.
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		

Nota. <sup>1</sup> se prueba la existencia de una tendencia determinística cuártica  $\gamma_4 t^4$  en la ecuación. Fuente: elaboración propia con base en salida de *software*.

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. 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 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:

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

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

$$(0,014) \quad (0,00) \quad (0,014)$$

Se estimó en 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 6 se presentan resultados de la prueba de cointegración. El estadístico  $\hat{z}$  de la prueba E-G y P-O rechaza 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 6.**

Pruebas de cointegración en la oferta de yuca en los departamentos de Córdoba y Sucre, 1976-2019

Estadísticos	Prueba de cointegración					
	E-G		P-O		Park <sup>1</sup>	
	valor	probab.	valor	probab.	valor	probab.
Estadístico tau, $\hat{\tau}$	-3,65	0,1	-3,67	0,098	28	0,00
Estadístico zeta, $\hat{z}$	-20,98	0,08	-20,51	0,091		

*Nota.* <sup>1</sup> se prueba la existencia de una tendencia determinista lineal  $\gamma_3 t^3$  en la ecuación cointegrante.

Fuente: elaboración propia con base en salida de *software*.

Se reporta, por tanto, evidencia de la existencia de un vector de cointegración:

$$\begin{aligned}
 Ly_3 &= f(Lx_1) = Ly_3 - 0,244Lx_1 - 5,89 - 0,005t + u_t \\
 Ly_3 &= 0,244Lx_1 + 5,89 + 0,005t + u_t \\
 R^2 &= 33,0 \%
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

Un aumento del 10% del precio real de la yuca en el largo plazo causa un incremento 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  $\Omega$  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 y Sucre durante el período 1976-2019. Los resultados indican que la respuesta 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 estas dos variables 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 del 1 % en el precio real se distribuye: 62 % en la expansión del área sembrada y 30 % en elevar la productividad de la tierra haciendo un uso más intensivo de ella. El restante 8 % proviene de la interacción de estas dos variables: expansión del área e incrementos de la productividad física.

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 y de factores, especialmente como producto 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. Más bien la acción del Estado debe concentrarse en su papel de proveedor de bienes públicos: 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; inversiones en infraestructuras de riego y drenaje para disminuir el riesgo-rendimiento; mayor educación rural e impulso a la asociatividad.

## REFERENCIAS

1. Adesiyan, O., Adesiyan, A., & Oluitan, R. (2012). Market supply response of cassava farmers in Ile-Ife, Osun state. *Canadian Social Science*, 8(3), 61-63.
2. Aguilera, M. (2012). La yuca en el caribe colombiano. De cultivo ancestral a agroindustrial. *Banco de la República*, (158), 1-63.

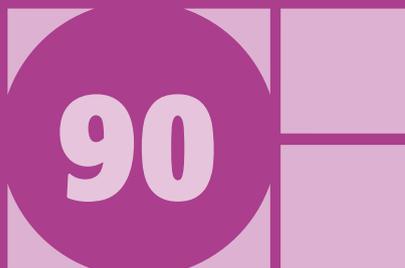
3. Andrews, D. W. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, 59(3), 817-858. <https://doi.org/10.2307/2938229>
4. Andrews, D. W., & Monahan, J. (1992). An improved heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimator. *Econometrica*, 60(4), 953-966. doi:10.2307/2951574
5. Brockhaus, J., Huang, J., Hu, J., Kalkuhl, M., Von Braun, J., & Yang, G. (2016). When do prices matter most? Rice, wheat, and corn supply response in China. En M. Kalkuhl, J. Von Braun & M. Torero (Eds.), *Food Prices Volatility and its Implications for Food Security and Policy* (pp. 435-456). Springer Open.
6. Betancourt, F. (1989). *Estimación de las elasticidades-precio de la oferta agrícola*. Misión de Estudios del Sector Agropecuario.
7. Castillo, O., & Oyola, E. (2020). La producción de cultivos agrícolas en la subregión Córdoba-Sucre, Colombia: tendencias, descomposición en efecto-área, efecto rendimiento, y producción per cápita, 1976-2017. *Workpaper OPCA*.
8. Chavas, J., Chambers, R., & Pope, R. D. (2010). 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>
9. Cochrane, W. (1955). Conceptualizing the supply relation in agriculture. *Journal of Farm Economics*, (37), 1161-1176.
10. 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. <https://doi.org/10.2307/1244015>
11. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (1985). *Córdoba estadístico, 1976-1983*. Dane, Cámara de Comercio de Montería.
12. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (1999). *Boletín estadístico de Córdoba, 1994-1997*. Dane, Cámara de Comercio de Montería.
13. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2014). *Censo nacional agropecuario*. Dane. <https://view.officeapps.live.com/op/view.aspx?src=https%3A%2F%2Fwww.dane.gov.co%2Ffiles%2FCensoAgropecuario%2Fentrega-definitiva%2FBoletin-9-cultivos%2F9-Anexos.xls&wdOrigin=BROWSELINK>
14. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2019). *Sistema de información de precios del sector agrario*. Dane. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/agropecuario/sistema-de-informacion-de-precios-sipsa/mayoristas-boletin-mensual-1>
15. Dolmatoff, G., & Dolmatoff, A. (1956). Momil. Excavaciones del Sinú. <https://pueblosoriginarios.com/sur/caribe/momil/momil.html>

16. Eastwood, R., Lipton, M., & Newell, A. (2010). Farm size. En P. Pingali & R. Evenson (Eds.), *Handbook Agricultural Economics. Vol. 4* (pp. 3323-3397). Elsevier Science.
17. Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient test for an autoregressive unit root. *Econometrica*, (64), 813-836.
18. Enders, W. (2017). *Applied Econometrics Time Series*. 4ª ed. Willey & Sons.
19. 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>
20. García, J., & Montes, G. (1987). *The Political Economy of Agricultural Pricing Policies: The Case of Colombia, 1960-1983*. Banco Mundial.
21. García, J., & Montes, G. (1988). *Coffee Boom, Government Expenditure, and Agricultural Prices: The Colombian Experience*. International Food Policy Research Institute. <https://econpapers.repec.org/scripts/redir.pf?u=http%3A%2F%2Fwww.ifpri.org%2Fpublication%2Fcoffee-boom-government-expenditure-and-agricultural-prices;h=repec:fpr:resrep:68>
22. Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, (2), 111-120.
23. 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 (Eds.), *Food Prices Volatility and its Implications for Security and Policy* (pp. 139-165). Springer Open.
24. Hansen, B. (1992). Test for instability in regressions with I(1) process. *Journal of Business and Economic Statistics*, (10), 321-335.
25. Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied the Time Series Modeling and Forecasting*. Willey.
26. Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton University Press.
27. Junguito, R. (1980). Precios agrícolas, producción y asignación de recursos: la experiencia colombiana. *Coyuntura Económica*, 10(1), 104-124.
28. Lee, D., & Helmerger, J. P. (1985). Estimating supply response in the presence of farm programs. *American Journal of Agricultural Economics*, 67(2), 193-203.
29. Lilien, D., Hall, R., Engle, R., Wong, J., Yoo, S., Sadri, K., Erwin, R., Alden, M., Trokic, M., Lee, E., & Liang, G. (2019). *Econometric Views. Version 11. User guide II*.
30. MacKinnon, J. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618. <http://www.jstor.org/stable/2285154>

31. Marinucci, D., & Robinson, P. (2001). Finite sample improvements in statistical inference with I(1) processes. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 431-444. <http://www.jstor.org/stable/2678554>
32. Martin, V., Hurn, S., & Harris, D. (2013). *Econometric Modeling with Times Series. Specification, Estimation and Testing*. Cambridge University Press.
33. Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural. (1985). Diagnóstico agropecuario de Sucre. URPA-Sucre.
34. Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural. (1985). Diagnóstico agropecuario de Córdoba. URPA-Córdoba.
35. Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural. (2019). Anuarios estadísticos. Varios años. <https://www.agronet.gov.co/estadistica/Paginas/home.aspx?cod=59>
36. Mundlak, Y. (2001). Production and supply. En B. Gardner & G. Rausser (Eds.), *Handbook of Agricultural Economics. Vol. 1A* (pp. 3-85). Elsevier Science.
37. Nelson, C., & Plosser, C. (1982). Trend and random walks in economic time series. *Journal of Monetary Economics*, (10), 139-162. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
38. Nerlove, M. (1956). Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities. *Journal of Farm Economics*, 38(2), 406-509.
39. Nerlove, M., & Bessler, D. A. (2001). Expectations, information and dynamics. En B. Gardner & G. Rausser (Eds.), *Handbook of Agricultural Economics*. (vol. 1A, pp. 155-206). Elsevier Science.
40. Newey, W., & West, K. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, (55), 703-708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
41. Newey, W., & West, K. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *The Review of Economic Studies*, 61(4), 631-653. <https://doi.org/10.2307/2297912>
42. Obayelu, O., & Ebute, S. (2016). Cassava output supply response in Nigeria: a vector error correction model (VECM) approach. *Proceedings VII International Conference on Agricultural Statistics I Rome*, 24-26.
43. Observatorio de Precios y Costos Agrarios de la Zona Noroccidental del Caribe Colombiano. (2021). Precios y cantidad del ganado vacuno macho cebado en Córdoba y Sucre. <https://www.unicordoba.edu.co/index.php/investigacion/grupos-3/opca/>
44. Park, J. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica*, 60(1), 119-143. <https://doi.org/10.2307/2951679>
45. 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>

46. Pérez, J. (2021). *Factores asociados a la evolución de la oferta de yuca en el Departamento de Córdoba, Colombia, 1976-2019* [Trabajo de grado, Universidad de Córdoba]. Montería.
47. 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)
48. Phillips, P. C. B. (1991). Spectral regression for cointegrated time series. En W. Barnett, J. Powell & G. Tauchen (Eds.), *Nonparametric and Semiparametric Methods in Economics and Statistics* (pp.413-435). Cambridge University Press.
49. Phillips, P. C. B., & Hansen, B. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
50. Phillips, P. C. B., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193. doi:10.2307/2938339
51. Piot-Lepetit, I., & M'Baraek, R. (2011). *Methods to Analyze Agricultural Commodity Price Volatility*. Springer.
52. Ramírez, M., Martínez, H., Ortiz, L., Gonzales, F., & Barrios, C. (2004). *Respuestas de la oferta y la demanda agrícola en el marco de un TLC con Estados Unidos*. Observatorio Agrocadenas, Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural.
53. Rao, J. (1989). Agricultural supply response: a survey. *Agricultural Economics*, 3(1),12-21.
54. Rivera, T., Andrade, R., Labarta, R., Calle, F., & Becerra López-Lavalle, L. (2021). *Boletín informativo del sector yuquero, 2007-2020*. Centro Internacional de Agricultura Tropical. <https://cgspace.cgiar.org/bitstream/handle/10568/116234/Rivera%20etal%202021%20CIATBIO%20--%20Boletin%20Yuquero%202007-2020.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
55. Saiikonen, P. (1991). Asymptotically efficient estimates of cointegration regressions. *Econometrics Theory*, (7), 1-21. <https://doi.org/10.1017/S0266466600004217>
56. Schultz, T. (1964). *Transforming Traditional Agriculture*. Yale University Press.
57. Soria, R., & Preciados, L. (2018). Investigating the determinants of cassava domestic supply in the Philippines. *Annals of Tropical Research*, 40(2), 90-106. <https://doi.org/10.32945/atr4028.2018>
58. Stock, J. H. (1986). Asymptotic properties of least square estimators for cointegration vectors. *Econometrica*, 55(5), 1035-1056.
59. Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegration vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.

60. Weersink, A., Cavas, J., & Olale, E. (2010). Acreage response to wheater, yield and price. *Canadian Journal of Agriculture Economics*, 58(1), 57-72.
61. Yu, B., Liu, F., & You, L. (2012). Dynamic agricultural supply response under economic transformation: a case study of Henan, China. *American Journal of Agricultural Economics*, 94(2), 370-376.



# CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

## ARTÍCULOS

ALEJANDRO MÁRQUEZ-VELÁZQUEZ	
Growth and the real exchange rate: The role of technology	403
ALVARO LALANNE	
Measuring upstreamness and downstreamness based on exports	429
KARLA FLORES-ZARUR Y WILLIAM OLVERA-LÓPEZ	
Una aplicación de juegos de señales para el análisis del intercambio de información en una cadena de suministro	465
NOEMI LEVY ORLIK	
La globalización de capital, las crisis del siglo XXI y el rezago de América Latina: ¿qué sigue?	487
JAVIER ROZO BONILLA Y ALEJANDRA SÁNCHEZ VÁSQUEZ	
<i>Greenium</i> en Colombia: estudio de caso del mercado de bonos verdes a partir de un modelo estructural de dos factores	517
GERMÁN SÁNCHEZ-PÉREZ, JORGE E. SÁENZ-CASTRO Y LUZ AYDÉE HIGUERA-CÁRDENAS	
Crecimiento multisectorial colombiano, 1975-2016	549
JOSÉ MAURICIO GIL LEÓN Y JHANCARLOS GUTIÉRREZ AYALA	
El comercio interindustrial e intraindustrial de un producto agrícola: una evaluación de la papa en Colombia, 1992-2019	573
OMAR CASTILLO NÚÑEZ	
La respuesta de la oferta de yuca al precio en los departamentos de Córdoba y Sucre, Colombia: una regresión cointegrante, 1976-2019	603
ELMER SÁNCHEZ DÁVILA	
The Peruvian mining boom and dutch disease. Empirical evidence from 2003 to 2020	629
FACUNDO BARRERA INSUA Y DEBORAH NOGUERA	
Determinantes salariales intersectoriales en la Argentina: un modelo de análisis para las dinámicas desiguales del capital y el trabajo	651
JOSÉ CARLOS ESPINOZA	
Crecimiento económico y alternancia política en México a nivel estatal	677
JONATHAN ANDREY BARRANDEY CHAVIRA	
La disminución de la participación del trabajo en el ingreso en México, 2004-2019	695
AMÉRICA IVONNE ZAMORA TORRES Y RENÉ AUGUSTO MARÍN-LEYVA	
Análisis econométrico de las aduanas en México: una estimación de Hausman-Taylor y Amemiya-MaCurdy	723

ISSN 0121-4772

