

Determinación de una función Cobb-Douglas en la producción de durazno en Colombia

Susan Elsa Cancino
Universidad de Pamplona
Colombia

Giovanni Orlando Cancino Escalante
Universidad de Pamplona
Colombia

Enrique Quevedo García
Universidad de Pamplona
Colombia

Determinación de una función Cobb-Douglas en la producción de durazno en Colombia

Susan Elsa Cancino , Giovanni Orlando Cancino Escalante  & Enrique Quevedo García 

Universidad de Pamplona - Colombia



Para citaciones: Cancino, S., Cancino Escalante, G. & Quevedo García, E. (2021). Determinación de una función Cobb-Douglas en la producción de durazno en Colombia. *Panorama Económico*, 29(3), 160-171.

Recibido: 6 de junio de 2020

Aprobado: 10 de septiembre de 2020

Autor de correspondencia:

Susan Elsa Cancino
susancancino@hotmail.com

Editor: Andrés Escobar E. Universidad de Cartagena-Colombia.

Tipología IBN Publindex:

Artículo Resultado de Investigación Científica y Tecnológica

Copyright: © 2021. Cancino, S., Cancino Escalante, G. & Quevedo García, E. Este es un artículo de acceso abierto, distribuido bajo los términos de la licencia <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/> la cual permite el uso sin restricciones, distribución y reproducción en cualquier medio, siempre y cuando que el original, el autor y la fuente sean acreditados.



RESUMEN

En la presente investigación se determinó una función de producción tipo Cobb-Douglas con información procedente de una encuesta a productores de durazno de la provincia de Pamplona, Colombia. La metodología fue de tipo descriptivo, correlacional y de corte transversal. Con la utilización de herramientas econométricas los resultados indican que los coeficientes del modelo propuesto fueron estadísticamente significativos y el mismo no se vio afectado por problemas de colinealidad, heteroscedasticidad y autocorrelación. Así mismo, la producción de durazno presentó rendimientos decrecientes de escala e intensidad en el uso de mano de obra, lo cual comprueba el importante papel que presenta el sector como fuente de empleo e ingresos para la región estudiada.

Palabras clave: Agroindustria; Cobb-Douglas; rendimientos decrecientes; intensidad de los factores.

Determination of a Cobb-Douglas function in peach production in Colombia

ABSTRACT

In this research, a Cobb-Douglas type production function was determined with information from peach producers in the province of Pamplona, Colombia. The methodology was correlational, and cross-sectional. With the use of econometric tools, the results indicate that the coefficients of the proposed model were statistically significant, and they were not affected by problems of collinearity, heteroscedasticity, and autocorrelation. Likewise, peach production presented decreasing returns to scale and intensity in the use of labour, which proves the important role of the sector as a source of employment and income for the region.

Keywords: Agroindustry; Cobb-Douglas; decreasing performance; factor intensity.

INTRODUCCIÓN

Históricamente el sector agropecuario ha sido una de las principales fuerzas que ha impulsado el proceso de desarrollo económico de los países y hay un claro consenso en la literatura sobre su positiva contribución (Yao, 2000; Gollin et al., 2002, Tiffin e Irz, 2006 y Henley, 2012). En Colombia el sector ha sido tradicionalmente una actividad económica importante, no obstante, su participación en la producción nacional ha descendido durante las últimas décadas, el cual pasó de representar el 25% del producto interno bruto (PIB) en 1965 a 6,3% en 2017 (Cárdenas et al., 2018). La reducción de dicha participación se encuentra asociado a problemas estructurales y se caracteriza por una escasa utilización de tecnología, reducida investigación agrícola, ineficiencias en el uso del suelo e incorrecta asignación de los recursos públicos (Cano, 2013, Perfetti et al., 2013 y Junguito et al., 2014).

Por estas razones, el interés en evaluar el uso de los recursos productivos del sector es de gran importancia una vez que permite, por un lado, conocer los cambios en las decisiones de producción de los agricultores ante alteraciones en las condiciones de mercado entre otros, y, por otra parte, entender cuestiones tan significantes como, la inversión, el crecimiento económico, las desigualdades regionales y el papel que juegan las políticas públicas en el desarrollo regional.

En consecuencia, en el estudio de la economía agrícola la función de producción es una herramienta de análisis utilizada para dar recomendaciones acerca del mejor manejo económico de los recursos de las unidades productivas. Fue introducida por Wicksteed (1894) en el área de la microeconomía y posteriormente por Cobb y Douglas (1928), Leontief (1941) y Arrow et al. (1961), entre otros.

Sobre la base de las consideraciones anteriores el principal objetivo del presente trabajo fue elaborar una función de producción *del* durazno para los agricultores localizados en la Provincia de Pamplona, Norte de Santander, Colombia con la finalidad de estimar, mediante herramientas econométricas, la relación existente entre las cantidades de los factores de producción (capital y trabajo) y las cantidades producidas. Igualmente, se propuso determinar la intensidad de los factores utilizados en el proceso productivo, así como, analizar los rendimientos a escala presentes en dicha función. Si bien otros trabajos han estimado simultáneamente varios tipos de funciones de producción, en la presente investigación se utiliza solamente la función Cobb-Douglas (CD) pues ha demostrado un alto grado de fiabilidad para los estudios realizados en el sector agrícola (Troncoso, 2001, Serpa, 2005 y Cortázar y Montaña, 2011).

La importancia de la presente investigación radica en que la producción del durazno es una importante actividad agrícola para la Provincia de Pamplona, sobre todo por ser una importante fuente de empleo e ingreso para el sostenimiento de los agricultores (Peñaranda, 2012). En consecuencia, este artículo se estructura, tras esta introducción, en un segundo apartado donde se presenta la revisión de literatura seguido de los fundamentos teóricos de la función de producción. Posteriormente se describe el área objeto del estudio, la metodología empleada y el enfoque estadístico y econométrico. Finalmente se muestran los resultados y se presentan las principales conclusiones.

REVISIÓN DE LITERATURA

Se han realizado diversos estudios sobre la función de producción agraria a nivel microeconómico, a partir de datos experimentales entre los cuales destacamos a Trancoso (2000) que estimó, mediante mínimos cuadrados ordinarios, una función de producción Cobb-Douglas y de los cuales se identificó que los costos totales de producción aumentan a tasas decrecientes a medida que aumenta el tamaño de la plantación, evidenciando costos unitarios decrecientes a escala.

Igualmente, Serpa et al. (2005) elaboraron una función de producción Cobb-Douglas cuyo propósito fue efectuar un análisis económico del sistema de producción de maíz amarillo en el departamento de Córdoba, Colombia utilizando herramientas econométricas. Según los autores la producción presentó rendimientos decrecientes de escala y las elasticidades parciales indicaron que los agricultores se mantienen en la segunda etapa de la producción. En el mismo orden de ideas, Cortázar y Montaña (2011) plantearon una función de producción de algodón para el Valle de Juárez con el objetivo de realizar una adecuada proyección del uso de los factores capital y trabajo.

Los resultados hallados indican un uso intensivo en capital y la existencia de rendimientos crecientes a escala. Igualmente, Perdomo y Hueth (2011) estimaron una función Cobb-Douglas cafetera en Colombia desde una perspectiva microeconómica y econométrica. De acuerdo a los datos del estudio se concluyó que la producción exhibió rendimientos crecientes a escala y el factor tierra fue el insumo más importante para desarrollar la actividad.

Por otra parte, Chipana et al. (2014) analizaron los factores que influyen en el proceso productivo de "tarwi" en el Norte de Bolivia aplicando una función Cobb-Douglas, utilizando cuatro factores productivos: superficie, semilla, maquinaria y mano de obra. Se realizaron diferentes pruebas de supuestos y los resultados indicaron la presencia de rendimientos crecientes de escala, sin embargo, se identificó que los factores superficie y maquinaria no estaban siendo empleados en forma eficiente.

FUNDAMENTACIÓN TEÓRICA

La función de producción es considerada en la teoría neoclásica como un importante elemento determinante de la sustentabilidad de una unidad productiva en cual se basa en el supuesto fundamental de que los empresarios tienen como objetivo maximizar su beneficio (Vargas, 2014). En este sentido, Varían (2016) la define como la relación existente entre las cantidades disponibles de los factores de producción (trabajo y capital) y la cantidad de producto. Representa el nivel máximo de producción que cada unidad productiva obtiene utilizando de forma eficiente una cantidad dada de factores.

Una función de producción se expresa matemáticamente como [1] (Varían,2016)

$$Q = F(K, L) \quad [1]$$

Donde, **Q** representa el nivel de producción, **K** el acervo de capital y **L** el nivel de empleo o trabajo.

Sin embargo, una de las formas funcionales más utilizadas en la teoría económica sobre la producción es la función Cobb-Douglas (Vargas, 2014) formulada como: [2]:

$$Y = A L^{\alpha} K^{\beta} \quad [2]$$

Donde, **Y** es la producción obtenida (output), **A** es una constante positiva y mide la productividad de los factores, **L** se refiere al factor trabajo (input 1) mientras que, **K**, al factor capital (input 2). Los parámetros α y β son constantes positivas entre cero y uno.

En esta función formalizada por Cobb-Douglas una de las propiedades más importante corresponde a los rendimientos de escala. Según Varían (2016) esto se expresa cómo responde la producción cuando varían todos los factores productivos en la misma proporción y pueden exhibir rendimientos a escala crecientes, decrecientes y constantes.

En este sentido cuando:

$\alpha + \beta = 1$ los rendimientos a escala son constantes, cuando la duplicación de los factores, K y L, genera una duplicación de la producción total.

$\alpha + \beta > 1$ los rendimientos a escala son crecientes, cuando la producción total aumenta en una proporción mayor que los factores K y L.

$\alpha + \beta < 1$ los rendimientos a escala son decrecientes, cuando la producción total aumenta en una proporción menor que los factores K y L.

Igualmente, la función de producción Cobb-Douglas proporciona la intensidad de utilización de los factores en el proceso productivo. Así siendo, si al dividir los parámetros α y β el resultado es mayor a la unidad, entonces podemos afirmar que el proceso productivo presenta intensidad en el factor trabajo y cuando el valor es menor a la unidad se refiere a un proceso productivo con intensidad en el factor capital.

Por otra parte, es importante resaltar que la elasticidad en una función de producción Cobb-Douglas es igual a sus exponentes α y β , por lo tanto, por tratarse de una función homogénea de grado uno las elasticidades de mano de obra y capital son constantes (Vargas,2014).

METODOLOGÍA

La metodología utilizada fue de tipo descriptivo, correlacional y no-probabilístico una vez que consistió en describir y caracterizar las variables implicadas, así como, estudiar el grado de asociación y la relación causa y efecto entre dichas variables (Hernández et al. 2014). Igualmente es de corte transversal una vez que los datos fueron recogidos en un momento determinado. El estudio se apoyó en información primaria y secundaria, del cual para la recolección de los datos se aplicó una encuesta estructurada. Se diseñó la misma con la finalidad de proporcionar una información amplia y precisa de las variables objeto de estudio y para validarla se realizó una pre-aplicación con el fin de observar la claridad y el lenguaje utilizado en la misma.

Población y área de estudio

La población objeto de estudio resultó de la depuración de los listados de productores de durazno quedando conformado por 9 fincas, ubicadas en la subregión suroccidental, Norte de Santander, Colombia, específicamente en los municipios de Pamplona, Cácosta y Silos. El municipio de Pamplona se encuentra localizado a una altitud de 2.170 metros sobre el nivel del mar (msnm); limita al norte con el municipio de Pamplonita al sur con Cácosta y Chitagá, al oriente con Labateca y al occidente con Cucutilla. Su extensión territorial es de 1.176 km² con una temperatura promedio de 16 °C.

En cuanto al municipio de Cácosta este se encuentra a una altitud de 2.465 msnm con una extensión de 139 Km² y temperatura promedio de 17 °C. Limita al norte con Pamplona, al sur con Chitagá oriente con Chitagá, Labateca y Pamplona y al occidente con Mutiscua y Silos. Con relaciona al municipio de Silos, situado en una altitud de 2.845 msnm posee una extensión de 376 Km² con temperatura promedio de 14°C. Limita al norte con Cácosta y Mutiscua, al sur con el departamento de Santander y al este con el Chitara.

Variables

A partir de la información recolectada en las encuestas las variables de interés utilizadas en la presente investigación fueron la producción de durazno (Q), así como los factores trabajo (L) y capital (K) que se especifican a continuación:

Q = Producción de durazno calculado como el valor en pesos colombianos por kilogramo (\$/kg).

K = El gasto en pesos colombianos por hectárea (\$/ha) en equipos e implementos utilizados en el cultivo como fumigadoras, moto sierras, tijeras podadoras, canastas y desgarretadoras, abono y fertilizantes.

L = El gasto en pesos colombianos por hectárea (\$/ha) con respecto al número de trabajadores relacionados con el establecimiento y sostenimiento del cultivo como la preparación del lote, trazado ahoyado, poda, control de plagas y enfermedades, recolección, selección y embalaje en la fuente.

Como fallas en la información debe señalarse que no se incluyeron los costos de depreciación y los de oportunidad.

Especificación del Modelo

Bajo el supuesto de que la relación funcional entre los insumos mencionados y el nivel de producción obedece a un modelo de Cobb-Douglas [3], en su forma estocástica, se expresa como:

$$Y_i = \beta_1 X_{2i}^{\beta_2} X_{3i}^{\beta_3} e^{ui} \quad [3]$$

donde

Y = producción de durazno

X_2	=	insumo trabajo
X_3	=	insumo capital
u	=	término de perturbación estocástico
e	=	base del logaritmo natural

De la ecuación anterior se evidencia que la relación entre la producción y los dos insumos no son lineales. En este sentido, se procedió a transformar el modelo mediante la función logaritmo [4]:

$$\ln Y_i = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_3 \ln X_{3i} + u_i \quad [4]$$

De esta forma el modelo pasó a ser lineal en los parámetros (β_1 , β_2 , β_3) de los cuales se calcularon los rendimientos a escala y las elasticidades parciales de los factores de producción. Los signos que aparecen en la ecuación 4 indican el sentido esperado del efecto de las variables independientes sobre la variable dependiente. De esta forma, se espera que el signo de los coeficientes capital y trabajo sean positivos dado que un aumento en ambos factores aumenta la producción.

Se optó por utilizar esta forma funcional por ser de amplio uso entre los economistas agrarios (Mundlak, 2001); por la fácil interpretación de los parámetros estimados, ya que, una simple transformación logarítmica proporciona una función lineal y por la existencia de diversos estudios relacionados con la utilización de la función producción en la agricultura (Biddle, 2011). Igualmente, se hicieron uso de herramientas econométricas a través del paquete E-Views®9 para el análisis, interpretación y presentación del modelo propuesto. Además, los parámetros fueron estimados mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y dado que la investigación es de tipo corte transversal, se evaluó la validez del modelo utilizando diferentes pruebas econométricas (normalidad, multicolinealidad, heteroscedasticidad y autocorrelación), así como, la presencia de economías de escala.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Área, producción y el rendimiento del durazno

El cultivo de durazno en Colombia se extiende básicamente en ocho departamentos, en condiciones que difieren en altitud, temperatura, y régimen hídrico (Fischer, 2013). Para el año 2016, en la base de datos del Ministerio de Agricultura de Colombia (2018), se relacionan 2.057,20 hectáreas cosechadas de durazno, que produjeron 27.290,96 ton, con un promedio de productividad física de la tierra de 12,32 ton/ha, del cual el departamento del Norte de Santander participó con el 34.09%, siendo el segundo mayor productor en Colombia (Tabla 1).

El durazno se cultiva principalmente en los municipios del sur del departamento del Norte de Santander, el cual viene presentando un incremento pasando de 569,40 a 701,40 hectáreas (ha) para el periodo 2012-2016 (Tabla 1). En cuanto a la Provincia de Pamplona, los principales productores son los municipios de Cácuta con 2.440,80 ton, Chitagá con 2.392,50 ton, Silos con 1.848 ton, Pamplonita con 1.695 ton y Pamplona con 533,20 ton (Ministerio de Agricultura, 2018).

Tabla 1. Área, producción y rendimiento del durazno en el departamento Norte de Santander, 2012-2016

Año	Área Cosechada (has)	Producción (Ton)	Rendimiento (ton/has)	Participación Producción Nacional (%)	Participación Área Cosechada Nacional (%)
2012	569,40	7.644,00	13,42	30,48	33,74
2013	700,50	9.476,70	13,53	37,04	38,82
2014	722,50	9.581,60	13,26	32,91	36,21
2015	702,90	9.287,20	13,21	31,66	32,48
2016	701,40	9.304,00	13,26	34,09	34,09

Fuente: Ministerio de Agricultura de Colombia

Estimación de la función de producción

Tomando como referencia los datos obtenidos de la encuesta realizada a los nueve productores de durazno de la Provincia de Pamplona, los resultados de la función Cobb-Douglas mediante la transformación logarítmica se muestran en la Tabla 2. Se observa que el valor de los coeficientes de los parámetros capital y trabajo y sus respectivos niveles de significancia individual (t-estadístico) son superiores al 95%. Además, el estadístico F = 173,3503, con una probabilidad de ocurrencia menor al 5%, señala que conjuntamente las variables regresoras son estadísticamente significativas. Por otra parte, el valor del coeficiente de determinación (R^2) indica que el 98% de las variaciones de la producción podría explicarse por el aporte de los factores productivos capital y trabajo.

Tabla 2. Resultados de la estimación del modelo logarítmico

Variable dependiente: LOG(Q) Método mínimos cuadrados Observaciones 1-9				
Variable	Coficiente	Error Estándar	t-Estadístico	Probabilidad
LOG(L)	0,296263	0,091570	3,235379	0,0178
LOG(K)	0,149296	0,058430	2,555149	0,0432
C	10,70930	0,687153	15,58504	0,0000
R2	0,982988			
F-statistic	173,3503			
Prob(F-statistic)	0,000000			

Fuente: Elaboración propia

Para evaluar la validez de los resultados se empleó la prueba de Jarque-Bera (JB) (Jarque y Bera, 1987) con el fin de verificar si el término del error sigue una distribución normal. A partir de los valores obtenidos del estadístico JB y de la probabilidad asociada (Tabla 3) se concluye que el supuesto de normalidad se cumple.

Tabla 3. Pruebas de validez del modelo

Test Jarque-Bera	JB = 0,527387	Probabilidad	0,7682
Test de White	F-estadístico = 0,877374	Probabilidad	0,5823
	Chi-cuadrado = 5,344867	Probabilidad	0,3753

Fuente: Elaboración propia

Análogamente, se efectuó el test de White con términos de los productos cruzados para contrastar la heteroscedasticidad, es decir, comprobar si la varianza del error no es constante sin importar los valores que toman las variables explicativas (Guajartí y Porter, 2010). Los resultados indican (Tabla 3) que la probabilidad asociada al F-Statístico y al Chi-cuadrado es superior a 0,05, lo cual aceptamos la hipótesis nula, confirmando, así, que el modelo propuesto no presenta problemas de heteroscedasticidad a un nivel de confianza de 95%.

Por otra parte, como se observa en la Tabla 2 el valor del coeficiente de determinación (R^2) resultó elevado, sin embargo, no se evidenció existencia de multicolinealidad (una relación lineal entre las variables explicativas), una vez que al aplicar el método de Kleinbaum (2014), observamos que los modelos parciales (Tabla 4) no poseen un coeficiente de determinación superior al modelo global. Además, al calcular el factor inflacionario de la varianza (FIV) (Tabla 5) de cada variable comprobamos que ninguna presenta un valor superior a 10, por lo que podemos excluir la presencia de multicolinealidad en el modelo propuesto.

Tabla 4. Coeficientes de determinación del modelo global y parcial

Modelo	Especificación	R2
Global	$\text{LOG}(Q) = \beta_1 + \beta_2\text{LOG}(L) + \beta_3\text{LOG}(K) + \mu$	0.98
Regresión 1	$\text{LOG}(K) = \beta_1 + \beta_2\text{LOG}(L) + \mu$	0.89
Regresión 2	$\text{LOG}(L) = \beta_1 + \beta_2\text{LOG}(K) + \mu$	0.88

Fuente: Elaboración propia

Tabla 5. Valores FIV obtenidos de las regresiones parciales

Variable dependiente	FIV
LOG (K)	9.09
LOG (L)	8.33

Fuente: Elaboración propia

Se supone que en un modelo de regresión lineal no debe existir una autocorrelación en los errores, es decir, "cuando los términos aleatorios de error en el modelo presentan algún tipo de correlación, de tal forma que los parámetros calculados no son insesgados" (Gujarati y Porter, 2010, p. 413). En este sentido, se utilizó el correlograma Q-Statistic (Figura 1) para evaluar la presencia de autocorrelación. Como podemos observar, las barras del correlograma no se salen de la banda del 95% de confianza o del 5% de significancia, lo cual indica que se rechaza la hipótesis de presencia de autocorrelación en el modelo.

Figura 1. Correlograma Q-estadístico

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.389	1.8721	0.171
		2	0.244	2.7170	0.257
		3	-0.434	5.8215	0.121
		4	-0.088	5.9760	0.201
		5	0.089	6.1740	0.290
		6	0.057	6.2794	0.393
		7	0.058	6.4452	0.489
		8	-0.037	6.5825	0.582

Fuente: Elaboración propia

Así siendo, podemos concluir que los resultados obtenidos para dichas pruebas validan las hipótesis del modelo quedando especificado de la siguiente manera [5]:

$$\text{LOG (Q)} = 10,70930 + 0,149296 \text{ LOG (K)} + 0,296263 \text{ LOG (L)} \quad [5]$$

Dado que los datos fueron introducidos en logaritmos, los parámetros estimados en realidad se refieren a las elasticidades-producto de los factores de producción, es decir, mide la sensibilidad de cambio del producto ante variaciones de la cantidad utilizada de los insumos (Varían, 2016). Como se aprecia, la elasticidad producción/capital equivale a 0,149 y la producción/trabajo es de 0,296 lo cual sugiere que la participación del factor trabajo en el producto del durazno ha sido mayor que el factor capital. Estos resultados confirman los obtenidos por Villamizar y Fernández (2015) el cual afirman que la producción de durazno en el área de estudio es altamente generadora de mano de obra especializada debido a las prácticas de producción como son las podas, raleo y la aplicación de fertilizante.

Sin embargo, en otros trabajos relacionados con el sector agrícola como el de Cortázar y Montaña (2011) estos encontraron que la función de producción para el área de estudio era más intensiva en capital. Por su parte, Perdomo y Hueth (2011) concluyeron que el insumo más importante para las unidades medianas y pequeñas era el factor tierra, mientras que, para los grandes, la mano de obra empleada en el cultivo.

En consecuencia, un aumento del factor trabajo en un punto porcentual, determinará un aumento de la producción de durazno en 0.29% manteniendo el factor capital constante, mientras que, en el caso del factor capital, el aumento será de 0.14%, *ceteris paribus*, los demás factores de producción. Asimismo, como se había planteado anteriormente los resultados, en concordancia con la teoría microeconómica, confirman el signo positivo para ambos parámetros, es decir, una relación directa entre la producción y las variables explicativas.

Por otra parte, las funciones de producción en la forma Cobb-Douglas también permiten calcular los rendimientos a escala a través de la suma de los coeficientes de las variables independientes (capital y trabajo) utilizados en la producción del durazno que, en el actual modelo, son las elasticidades de los factores de producción. En este sentido, se observa que la suma de los coeficientes alcanza a ser igual a 0.43; al ser inferior a la unidad, denota la inexistencia de economías constantes de escala y el predominio de economías decrecientes de escala.

Con el fin de comprobar dicho resultado se utilizó la prueba de Wald, en el cual consiste en verificar la hipótesis nula de que la suma de los parámetros sea igual a uno (rendimientos constantes a escala). Así siendo, (Tabla 6) se rechaza dicha hipótesis, lo cual coincide con los resultados obtenidos anteriormente, confirmando la existencia de rendimientos decrecientes a escala.

No obstante, estos resultados difieren de los obtenidos por Cortázar y Montaña (2011) y Perdomo y Heath (2011) una vez que en ambos estudios las funciones de producción exhibieron economías crecientes a escala, posiblemente, según los autores, por el tamaño de las unidades productivas.

Tabla 6. Prueba de WALD

Restricción $C(2) + C(3) = 1$			
F-estadístico	272,8418	Probabilidad	0,0020
Chi-cuadrado	272,8418	Probabilidad	0,0020

Fuente: Elaboración propia

CONCLUSIONES

En este trabajo se ha estimado una función de producción Cobb-Douglas en durazno en la provincia de Pamplona, utilizando herramientas estadísticas y econométricas. En general, los modelos econométricos son utilizados como un instrumento de análisis que ayuda en la toma de decisiones en el ámbito de la dirección de unidades productivas.

Parece evidente que la estimación de forma directa de la función Cobb-Douglas por el método de mínimos cuadrados ordinarios no se vio afectado por la presencia de colinealidad, heteroscedasticidad y autocorrelación. Así mismo, el modelo indica la existencia de normalidad de la perturbación aleatoria y, de igual manera, los coeficientes resultaron estadísticamente significativos. Por otra parte, se detectó la presencia de rendimientos decrecientes a escala lo cual significa que la producción total aumentó en una proporción menor que los factores de producción. El análisis de las variables también nos permitió identificar la tendencia que ha tenido lugar la producción de durazno en las fincas estudiadas, es decir, la existencia de una mayor utilización de mano de obra (factor trabajo) lo cual comprueba su importante papel como fuente de empleo e ingresos.

Los hallazgos que se detectan a partir de esta investigación resulta de interés para los agricultores, los gremios y los agentes de investigación una vez que puede contribuir a un mejor uso de los recursos productivos. Sin embargo, se recomienda para futuros estudios incluir rubros como los costos de oportunidad del trabajo agrícola, así como los costos de depreciación lo cual permitirá establecer con mayor exactitud las funciones de producción a nivel de las explotaciones.

AGRADECIMIENTOS

Los autores expresan sus agradecimientos a la Universidad de Pamplona por el financiamiento de esta investigación proyecto interno titulado: Aporte al estudio de la huella genómica mediante marcadores moleculares SSR de *Prunus pérsica* (Var. amarillo Jarillo y gran jarillo), y el patógeno *Monilinia fruticula* en cultivos comerciales de durazno en la Provincia de Pamplona.

REFERENCIAS

- Arrow K, Chenery H, Minhas By Solow RM (1961). Capital labor substitution and economic efficiency. *Review of Economic and Statistics*. 43(3), 225-250.
- Biddle J. (2011). The introduction of the Cobb Douglas regression and its adoption by agricultural economists. *History of Political Economy*. 43(1), 235-257.

- Cano C. (2013). La agricultura colombiana de cara a los pactos bilaterales de Comercio. Borradores de Economía. 778, 1-20.
- Cárdenas M, Echavarría J, Hernández G, Manguashca A, Meisel A, Ocampo J y Zára, J. (2018). Coyuntura del sector agropecuario colombiano. Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República, Banco de la República-Documentos de Trabajo 2, 1-7.
- Chipana G, Trigo R, Bosque H, Jacobsen S, Mercado G, Callisaya I, Condori J. (2014). Los factores productivos y la educación en la producción de tarwi en el Altiplano Norte de Bolivia, Revista de Investigación e Innovación Agropecuaria y de Recursos Naturales. 1(1), 42-48.
- Cobb C y Douglas H. (1928). A theory of production. American Economic Review. 18, 139-165.
- Cortázar A y Montaña E. (2011) La función Cobb Douglas en la producción de algodón del Valle de Juárez: Aplicación a factores definidos e interpretación específica de resultados. Revista Fuente. 3(9),137-150.
- Fischer G. (2013). Comportamiento de los frutales caducifolios en el trópico. En: Miranda D, Fischer G & Carranza C (eds). Los frutales caducifolios en Colombia: Situación actual, sistemas de cultivo y plan de desarrollo. Sociedad Colombiana de Ciencias Hortícolas.
- Gollin D, Parente S y Rogerson R. (2002). The role of agriculture in development. The American Economic Review. 92(2), 160-164.
- Gujarati DN y Porter DC. (2010). Econometría. 5ª ed. México, McGraw Hill.
- Kleinbaum D, Kupper L y Muller K. (2014). Applied Regression analysis and other multivariable methods. 5th ed. Boston, Cengage Learning.
- Henley D. (2012). The agrarian roots of industrial growth: rural development in South-East Asia and sub-Saharan Africa. Development Policy Review. 30(51), 25-47.
- Hernandez R, Baptista L y Fernandez C. (2014). Metodología de la Investigación. México: Mc Graw Hill.
- Jarque C y Bera, A. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. International Statistical Review. 55, 163-172.
- Junguito, R., Perfetti, J. y Becerra, A. (2014). Desarrollo de la agricultura colombiana. Cuadernos de Fedesarrollo. 48, 1-82.
- Leontief W. (1941). The structure of the American economy: 1919-1939, an empirical application of equilibrium analysis, Cambridge, Harvard University Press.
- Ministerio de Agricultura de Colombia (2018). Banco de datos Agronet.
- Mundlak J. (2001). Production and supply. En: Gardner, B.L. y G.C. Rausser (eds.). Handbook of agricultural economics, 1A, 4-85.
- Perfetti J, Balcázar A, Hernández A y Leibovich J. (2013). Políticas para el desarrollo de la agricultura en Colombia. Fedesarrollo, Sociedad de Agricultores de Colombia (SAC), Incofer, Finagro, Banco Agrario. Colombia.
- Peñaranda G. (2012). Análisis de los costos de la producción de durazno P. persica en la Provincia de Pamplona, Norte de Santander. Revista Face, 1,145-162.
- Perdomo JA y Hueth DL (2011). Funciones de producción, análisis de economías a escala y eficiencia técnica en el eje cafetero colombiano: Una aproximación con frontera estocástica. Revista Colombiana de Estadística. 34 (2), 377-402.

- Serpa M, Castillo O y Rodríguez L. (2005). Análisis económico del sistema de producción de maíz amarillo en el valle del medio y bajo Sinú, departamento de Córdoba. *Agronomía Colombiana*. 23(2), 334-34.
- Tiffin R, y Irz X. (2006). Is agriculture the engine of growth? *Agricultural Economics*. 35, 79-89.
- Troncoso J. (2001). Estimación de la función de producción del viñedo chileno de riego. *Agricultura Técnica*. 61, 70-81.
- Varían HR. (2016) *Microeconomía Intermedia*. 9ª ed. Colombia, Antoni Bosch.
- Vargas E. (2014). La función de producción Cobb-Douglas. *Fides et Ratio*. 8, 7-74.
- Villamizar, C y Fernández, D. (2015). Caracterización de los productores de durazno (*prunus pérsica* (L) *batsch*) en las provincias de Pamplona y Ricaurte, Norte de Santander. *Revista Ambiente, Agua, Aire y suelo* 6 (1), 1-8.
- Wicksteed P. (1894). *An essay on the co-ordination of the laws of distribution*, London Mcmillan & Co.
- Yao S. (2000). How important is agriculture in China's economic growth? *Oxford Development Studies*, 28(1), 33-49.