

ESTIMACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DE UNA PLANTACIÓN CAÑERA EN COLOMBIA

Mora, José U.¹
Girón, Luis Eduardo²
Lozano Ramírez, Alejandro³

Recibido: 17-07-2021 Revisado: 29-01-2022 Aceptado: 02-02-2022

RESUMEN

La caña de azúcar es uno de los cultivos productivos más importantes del mundo, con presencia en más de un centenar de países tropicales y subtropicales. Para el año 2018, los países de las Américas fueron responsables de más del 53% del total de caña de azúcar producida en el mundo. A pesar de que Colombia no se encuentra en los primeros países productores y exportadores, es importante destacar su elevada productividad por hectárea. En vista de esta singularidad y de la importancia regional que este cultivo tiene en el suroccidente colombiano, este trabajo tiene por objetivo la estimación de una función de producción tipo Cobb-Douglas para una plantación, dividida en sub-plantaciones denominadas *suertes*, localizada en la vereda Tierradura, Municipio Miranda, Departamento del Cauca, Colombia. Para ello se clasificó y ordenó información histórica registrada en cada una de las sub-plantaciones para el periodo 2003-2019. Para llevar a cabo la estimación y considerando los problemas de sesgo e imprecisión de los modelos de datos panel estimados por variables instrumentales (VI) o por el método generalizado de momentos (GMM) cuando el número de observaciones es pequeño, se procedió a realizar la estimación empleando Mínimos Cuadrados con Variables Dicotómicas Corregidos (MCVDC), por medio del comando *xtlsdv* del Stata. Este comando permite utilizar 3 posibles opciones para corregir la inconsistencia: Anderson-Hsiao, Arellano-Bond y Blundell-Bond, siendo la opción de Arellano-Bond la más eficiente, ya que se apoya en un número mayor de instrumentos internos. Los resultados obtenidos por el modelo de Arellano-Bond indican, primero, que el proceso de producción se puede describir por medio de una función de rendimientos constantes a escala; y, segundo, que el número de hectáreas cosechadas y el total de jornales tienen el signo esperado (0,778 y 0,067) y son estadísticamente significativos al 1% y al 10%, respectivamente. De manera específica esto significa que, si se aumenta el área de tierra cultivada o el total de jornales en 1%, la producción de caña aumentaría en 0,778% o en 0,067%, correspondientemente.

Palabras clave: caña de azúcar, plantación, función de producción, panel de datos, comando *xtlsdv*, Colombia

¹ Economista (Universidad de Los Andes-ULA, Venezuela); M.A. en Economía (University of Illinois at Chicago-UIC, EE.UU.); Ph.D. en Economía (UIC, USA). Profesor Asociado del Departamento de Economía y Miembro del grupo de investigación Economía, Gestión y Salud (ECGSA), Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Pontificia Universidad Javeriana, Cali (PUJ, Colombia). *Dirección postal:* Calle 18 (Av. Cañas Gordas) # 118 -250. Santiago de Cali, Valle del Cauca, Colombia. *ORCID:* <https://orcid.org/0000-0002-5898-4482>. *Teléfono:* +57 602 3218200, ext. 9055; *e-mail:* jose.mora@javerianacali.edu.co

² Estadístico (Universidad del Valle-Univalle, Colombia); Magister en Economía Aplicada (Univalle, Colombia). Profesor Asistente del Departamento de Economía y Miembro del grupo de investigación Economía, Gestión y Salud-ECGSA, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Pontificia Universidad Javeriana, Cali (PUJ, Colombia). *Dirección postal:* Calle 18 (Av. Cañas Gordas) # 118 -250. Santiago de Cali, Valle del Cauca, Colombia. *ORCID:* <https://orcid.org/0000-0002-6764-8640>. *Teléfono:* +57 602 3218200, ext. 8341; *e-mail:* legiron@javerianacali.edu.co

³ Economista (Pontificia Universidad Javeriana-PUJ, Colombia). Egresado del Departamento de Economía. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Pontificia Universidad Javeriana - Cali (PUJ, Colombia). *Dirección postal:* Calle 18 (Av. Cañas Gordas) # 118-250. Santiago de Cali, Valle del Cauca, Colombia. *ORCID:* <https://orcid.org/0000-0002-9157-9382>. *Teléfono* 57 602 3218200, ext. 9055; *e-mail:* salvat462@javerianacali.edu.co

ABSTRACT

Sugar cane is one of the most important productive crops in the world, with a presence in more than one hundred tropical and subtropical countries. For the year 2018, more than 53% of the world's production of sugar cane was generated by countries in the Americas. Although Colombia is not among the top producing and exporting countries, it is important to highlight its high productivity per hectare. Given this singularity and the regional importance that this crop has in southwestern Colombia, this work aims to estimate a Cobb-Douglas production function for a plantation, divided into sub-plantations called *suertes*, located in the Tierradura village, Miranda Municipality, Department of Cauca, Colombia. To do this, we collected and classified historical information for each of the sub-plantations for the period 2003-2019. To conduct the estimation and considering the inaccuracy and bias problems of panel data models estimated by instrumental variables (IV) or by the generalized method of moments (GMM) when the number of observations is small, we proceeded to carry out the estimation using Least Squares with Corrected Dichotomous Variables. This is done using Stata's *xtlsdv* command. This command allows the use of 3 possible options to correct the inconsistency: Anderson-Hsiao, Arellano-Bond, and Blundell-Bond, being the Arellano-Bond the most efficient option since it is supported by a greater number of internal instruments. The estimated results obtained by the Arellano-Bond method indicate, first, that the process can be described by a constant returns to scale production function and, second, that the number of hectares of cultivated land and total wages have the expected signs (0.778 and 0.067) and are statistically significant at 1% and 10%, respectively. Particularly, this means that if either the area of cultivated land or total wages is increased by 1%, sugarcane production would increase by 0.778% or 0.067%, correspondingly.

Keywords: Sugarcane, plantation, production function, data panel, *xtlsdv* command, Colombia

RÉSUMÉ

La canne à sucre est l'une des cultures productives les plus importantes au monde. Elle est présente dans plus d'une centaine de pays tropicaux et subtropicaux. En 2018, les pays des Amériques étaient responsables de plus de 53% du total de la canne à sucre produite dans le monde. Bien que la Colombie ne figure pas parmi les premiers pays producteurs et exportateurs, il est important de souligner sa forte productivité par hectare. Compte tenu de cette singularité et de l'importance régionale de cette culture dans le sud-ouest de la Colombie, l'objectif de ce travail est d'estimer une fonction de production de type Cobb-Douglas pour une plantation, divisée en sous-plantations appelées *suertes*, située à Tierradura, municipalité de Miranda, département du Cauca, Colombie. À ce propos, les informations historiques enregistrées dans chacune des sous-exploitations pour la période 2003-2019 ont été classées et ordonnées. Pour réaliser l'estimation et compte tenu des problèmes de biais et d'imprécision des modèles de données de panel estimés par variables instrumentales (VI) ou par la méthode des moments généralisés (GMM) lorsque le nombre d'observations est faible, nous avons procédé à l'estimation en utilisant la méthode des moindres carrés avec variables dichotomiques corrigées (MCVDC), au moyen de la commande *xtlsdv* de Stata. Cette commande permet d'utiliser 3 options possibles pour corriger l'incohérence : Anderson-Hsiao, Arellano-Bond et Blundell-Bond, l'option Arellano-Bond étant la plus efficace, car elle s'appuie sur un plus grand nombre d'instruments internes. Les résultats obtenus par le modèle Arellano-Bond indiquent, premièrement, que le processus de production peut être décrit par une fonction de rendements d'échelle constants ; et, deuxièmement, que le nombre d'hectares récoltés et le salaire journalier total ont le signe attendu (0,778 et 0,067) et sont statistiquement significatifs à 1% et 10%, respectivement. Concrètement, cela signifie que si la superficie des terres cultivées ou le nombre total de travailleurs augmente de 1%, la production de canne à sucre augmentera respectivement de 0,778% ou 0,067%.

Mots-clés : canne à sucre, plantation, fonction de production, données de panel, commande *xtlsdv*, Colombie

RESUMO

A maioria dos países latino-americanos dispõe de normativas sobre recursos hídricos, tanto para regular a utilização como para a proteção deste recurso natural. O pagamento de uma "taxa de irrigação", prevista em grande parte das legislações, é um instrumento que busca melhorar a eficiência na alocação do recurso, bem como assegurar o financiamento do sistema hídrico. A atribuição de preço está intimamente ligada à determinação do "valor econômico

da água". O objetivo desta investigação é determinar os componentes deste valor e o impacto que este dado acarreta na taxa de irrigação, tomando por base a gestão de um sistema de irrigação de curso artificial e de domínio público: o aqueduto construído na região citrícola de Villa Rosario, província de Entre Rios, Argentina. Para identificar a formação do valor da água fez-se uso de fontes secundárias de informação. O procedimento de "análise de conflitos" permitiu desvelar os diferentes atores intervenientes, assim como suas posições com relação à gestão da irrigação, fazendo uso de informação de distintas fontes (consultorias e entrevistas). Procedeu-se, finalmente, a entrevistar os produtores a partir de uma amostragem estratificada, cujo objetivo foi reforçar aspectos econômicos e organizativos do consórcio. Os resultados permitiram determinar o custo de disponibilidade do recurso, que compreende o custo da inversão e os gastos de manutenção, o qual foi estimado em US\$ 0,04936 por m³ de água. Tal tarifa representa o pagamento mínimo a ser realizado pelos produtores para o uso com finalidades produtivas, sem subvenção e sem considerar nenhum tipo de lucro, tampouco externalidades econômicas e ambientais. Por seu turno, o custo de oportunidade assumiu distintos valores segundo diferentes escalas de explorações consideradas: US\$/m³ 0,01224 para explorações de 15 ha; US\$/ m³ 0,1056 para explorações de 23 ha; US\$/m³ 0,1715 para 23 ha com irrigação antes da obra.

Palavras-chave: cana-de-açúcar, plantação, função de produção, painel de dados, comando xtlsv, Colômbia

1. INTRODUCCIÓN

El cultivo de la caña de azúcar es considerado uno de los principales cultivos productivos en el mundo y su presencia en más de 100 países tropicales y subtropicales así lo demuestra. Para el año 2018, en 26,3 millones de hectáreas en todo el mundo se produjeron 1.907.024.730 toneladas de caña, de las cuales un 53,6% se produjo en las Américas y un 39% en Asia. En cada grupo, respectivamente, se encuentran incluidos los mayores productores de cada región, Brasil e India, situación que les otorga un poder de mercado importante e influyente sobre los precios internacionales del azúcar (Asocaña, 2019; FAO, 2019a, 2019b; OCDE-FAO, 2019).

De la caña de azúcar no solo se extrae azúcar, sino también una amplia variedad de productos que se usan como fuente de alimentos para consumo humano; forraje para animales; fibras; combustibles a partir de sus residuos y desechos; pero también productos químicos como el alcohol, el bagazo y la melaza, derivados con un valor económico superior al cultivo (Dotaniya *et al.*, 2016).

Colombia, como productor de caña de azúcar, tiene un papel destacable a nivel internacional. De acuerdo con cifras de Asocaña (2019), para el periodo 2013-2017 este país se ubicó en el puesto 15 como productor mundial de caña y en el puesto 12 como

exportador. Pero lo que más destaca de la producción de caña en Colombia es su elevada productividad por hectárea. A nivel nacional este cultivo tiene presencia en 51 municipios de 6 departamentos (Valle del Cauca, Risaralda, Cauca, Caldas, Quindío y Meta). El producto de la agroindustria asociada a la caña representó el 3,7% del PIB agrícola, el 2,2% del PIB industrial y 0,6% del PIB nacional, mientras que la cogeneración eléctrica a partir de residuos y derivados de caña consiguió producir 1.702 GWh. Finalmente, su impacto socioeconómico asociado en forma de clúster agroindustrial propicia eslabonamientos hacia atrás y hacia adelante en los sectores financieros, agrícolas, petroquímicos, energéticos y prestación de servicios (Asocaña, 2019).

La caña de azúcar como cultivo con presencia en el ámbito nacional e internacional ha sido objeto de un fuerte impulso de líneas de investigación y desarrollo que sustenta su evolución, tecnificación y especialización en las que se destacan 3 líneas de investigación bien delimitadas: el bagazo de la caña de azúcar; el etanol, la biomasa, el biocombustible y la bioenergía; y el rendimiento del cultivo (Figueroa-Rodríguez, Hernández-Rosas, Figueroa-Sandoval, Velasco-Velasco y Aguilar, 2019). Gracias a las investigaciones alrededor del rendimiento, el combate de enfermedades

y plagas, mejoras fisiológicas, inmunológicas, labores y técnicas agrícolas, sistemas de riego, el uso de químicos, mestizaje con otras especies y el análisis del genoma se impulsan la maximización, no solo de la producción de caña y su rendimiento por hectárea, sino también de los productos que de esta se derivan (Figuroa-Rodríguez *et al.*, 2019; Núñez, Ruiz, Parra y Ortiz, 2019).

Uno de los pilares de la competitividad del sector en Colombia es contar con los mayores rendimientos de azúcar por hectárea al año. Esta elevada productividad de la tierra obedece a excepcionales condiciones agroecológicas del territorio que permiten cosechar durante todo el año y a las inversiones en investigación y desarrollo de los ingenios productores con apoyo del Centro de Investigación de la Caña de Azúcar (CENICAÑA). El sector es reconocido internacionalmente por sus esfuerzos en producción sostenible y por la inversión en innovación y sostenibilidad de CENICAÑA.

No obstante, aun cuando la evolución de los estudios teóricos y aplicados de la eficiencia y el rendimiento de la caña de azúcar a nivel internacional es notable, la producción científica en Colombia continúa siendo relativamente escasa frente a países como Brasil, India o Estados Unidos. Esto es particularmente cierto alrededor de la estimación de funciones de producción en plantaciones pequeñas. En el caso particular del cultivo de la caña, resalta la ausencia de estimaciones que usen variables económicas relacionadas con los insumos que se emplean en la producción ya que la evidencia proporciona resultados en los que predomina el uso de variables fisicoquímicas para medir las relaciones entre la producción de caña y los distintos elementos que requiere su proceso. Dada esta brecha, los aportes de este trabajo a la literatura se pueden resumir, a grandes rasgos, en: i) la propuesta metodológica para la estimación de una función de producción; ii) la identificación de los insumos que determinan mayormente la producción de caña en un cultivo pequeño; iii) el valor que tienen las mediciones que pudieran realizar los pequeños o medianos agricultores en cuanto a variables que permitan analizar el comportamiento de

la producción desde el punto de vista económico; y, iv) que estudios en esta línea pueden contribuir a enriquecer el conocimiento, no solo a nivel local sino internacional, así como aportar sugerencias para la toma de decisiones a nivel de empresas y de políticas públicas.

Este artículo está organizado de la siguiente manera. La sección 2 presenta la revisión de la literatura que ha permitido identificar las brechas en esta línea de investigación. Seguidamente, en la tercera se explica la metodología empírica para abordar la estimación de la función de producción. La sección 4 presenta la información estadística empleada para la estimación y los resultados más importantes que se derivan de la investigación. Finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones más importantes de este trabajo.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

La literatura sobre estimación de funciones de producción en general, particularmente en la agricultura, si bien no es reciente es relativamente escasa. Las propuestas de estimación se remontan a los trabajos pioneros de Farrel (1957), Aigner y Chu (1968) y Afriat (1972) sobre la eficiencia técnica en la producción desde una perspectiva teórica. Desarrollos posteriores sobre el uso de la función Cobb-Douglas para capturar la eficiencia fueron introducidos por Richmond (1974) y Meeusen y Van den Broeck (1977). Finalmente, las contribuciones de Battese, Coelli y Colby (1989) y Battese y Coelli (1992, 1995) permitieron mejorar la comprensión de cómo aplicar la metodología de fronteras estocásticas de producción en datos panel usando información de cultivos de arroz a nivel de productores en varias regiones de India.

Aun cuando la caña de azúcar es producida en muchas regiones del mundo, los estudios sobre determinantes de la producción y de las causas de su ineficiencia son escasos. Los avances más recientes han sido realizados por Msuya y Ashimogo (2005), Mohapatra (2011), Nazir, Jariko y Junejo (2013), Murali y Puthira (2016), Upreti y Singh (2017) y Aquino, Peralta, Valdez y Juárez (2018), hasta donde se pudo identificar para esta investigación. Los estudios

tienden a dividirse: Msuya y Ashimogo, (2005), Mohapatra (2011), Murali y Puthira (2016) emplean la técnica de fronteras estocásticas, mientras que Nazir *et al.* (2013) y Upreti y Singh (2017) usan mínimos cuadrados generalizados (MCG).

Por una parte, Msuya y Ashimogo (2005) determinaron y compararon el nivel de eficiencia técnica de agricultores grandes o más eficientes y pequeños o menos eficientes, al tiempo que examinaron la relación entre los niveles de eficiencia de varios factores específicos para identificar los factores técnicos causantes de las ineficiencias. Mohapatra (2011) emplea la metodología de fronteras estocásticas usando data recolectada de los productores de este rubro en el distrito Jaipur de Orissa, India. Mediante esta metodología el autor intenta explicar, primero, que los costos de los insumos, las semillas y la preparación de la tierra son variables determinantes de la cantidad producida de caña de azúcar; y segundo, que variables relacionadas con el bajo nivel educativo constituyen fuentes de ineficiencia en la producción y las ganancias de los productores de este rubro. De igual manera, Murali y Puthira (2016) recogieron y emplearon data de tres regiones climáticas diferentes de la región Tamil Nadu, India –la región con la mayor productividad de caña por hectárea– para estimar una función de frontera estocástica de producción que les permitiera estimar los niveles de eficiencia, estudiar las limitaciones a las que se enfrentan los productores de caña de azúcar y sugerir medidas adecuadas para mejorar la eficiencia general de las fincas de caña de azúcar en las diferentes zonas agroclimáticas de Tamil Nadu.

Por la otra, Nazir *et al.* (2013) estimaron una función de producción tipo Cobb-Douglas usando información de aproximadamente 400 cultivadores de las provincias de Sindh, Punjab y NWFP, en Pakistán. Los resultados revelan que los costos de los insumos de la caña de azúcar –es decir, urea, DAP, FYM, preparación de la tierra, semillas y la aplicación, el deshierbe y el costo del riego– fueron los factores que más influyeron en la producción de caña de azúcar. El trabajo de Upreti y Singh (2017) compara la productividad y los costos entre las regiones de Maharashtra y Uttar Pradesh, India,

mediante la estimación de una función de producción Cobb-Douglas con información de productores para el periodo 2000-2015. Los resultados revelaron que la región de Uttar Pradesh emplea menos mecanización y fertilizantes que en Maharashtra, pero la productividad de esta última es mayor. Los resultados sugieren que la mecanización, el aumento del trabajo, el uso apropiado de fertilizantes y pesticidas y el incremento de las hectáreas cultivables, entre otras, podrían ayudar a superar el proceso de estancamiento de la productividad de los cultivos en esas regiones y en toda la India.

Centrando la atención en los estudios del cultivo en Colombia, no se encontró evidencia de investigaciones que tuvieran por objetivo la estimación de funciones de producción. Existen evidencias de tales estimaciones en el sector agrícola colombiano, pero en rubros agrícolas diferentes a la caña de azúcar. Entre los destacados se encuentran trabajos que emplean las técnicas de frontera estocástica y de metafronteras, como los de Morales (2005) y Melo-Becerra y Orozco-Gallo (2017) para la zona arroceras y la actividad ganadera de Colombia, respectivamente. Perdomo y Hueth (2011), por el contrario, evaluaron la zona cafetera aplicando el método Box-Cox para determinar las posibles formas funcionales del modelo, haciendo especial énfasis a la función trans-logarítmica y la evaluación por tamaño de finca.

Como se ha podido apreciar, la mayoría de los estudios envuelven la estimación de fronteras estocásticas de producción o de funciones Cobb-Douglas (Cobb y Douglas, 1928), empleando datos transversales a nivel de unidad productiva para muestras representativas de cada sector y región. Sin embargo, en este trabajo se emplea información para el periodo 2003-2019 correspondiente a una plantación cañera ubicada en la vereda Tierradura, Municipio Miranda del Departamento del Cauca, Colombia. Esta plantación cañera está dividida en 16 lotes, llamados *suertes*, para los que dispone información sobre producción, insumos utilizados, fertilizantes, mano de obra y riego, entre otros. Dada la naturaleza de la información, es posible emplear la técnica de

datos panel para muestras pequeñas mediante el empleo de la rutina de Stata *xtlsdvc* (Stata Corp, 2015). Esta rutina permite corregir el sesgo de los estimadores de variables ficticias de mínimos cuadrados y calcular la matriz de varianzas y covarianzas a través de la técnica de *bootstrap* en paneles dinámicos, posiblemente no balanceados con variables explicativas estrictamente exógenas.

3. METODOLOGÍA EMPÍRICA

En la presente investigación se propone de manera precisa, aplicar un modelo de datos panel a la base de datos construida a partir de los registros por *suertes* dentro de una plantación cañera. Como se especificó previamente, la plantación objeto de estudio está dividida en 16 lotes, sub-plantaciones para las que se dispone información de diversas variables para 2003-2019. En ese sentido, el modelo, con fines ilustrativos, presenta a y_{it} como una función lineal de k variables explicativas, x_{kit} , como se muestra a continuación:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad (1)$$

Donde $i = 1, \dots, N$ son las *suertes*, $t = 1, \dots, T$ son observaciones en el tiempo t y u_{it} es el término del error que representa los efectos de todas las demás variables omitidas en el modelo (Pulido y Mora, 2018).

Utilizar esta metodología permite capturar la heterogeneidad no observable de la muestra, tanto entre los conjuntos de *suertes* como en el tiempo, dado que esta no se puede detectar con estudios de series temporales ni de corte transversal separadamente; por consiguiente, es posible analizar los efectos individuales y temporales que componen la heterogeneidad no observable a través del término del error del modelo:

$$u_{it} = \alpha_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

donde α_i representa los efectos fijos, invariables en el tiempo; φ_t los efectos temporales, invariables a través de los conjuntos de *suertes*; y ε_{it} el error aleatorio, el efecto de las demás variables que varían entre conjuntos de individuos y el tiempo (Pulido y Mora, 2018).

La existencia de efectos individuales y de efectos temporales conlleva a distinguir dos tipos de modelos: modelo de efectos fijos (Ecuación 3) y modelo de efectos aleatorios (Ecuación 4). El modelo de efectos fijos supone que el efecto individual está correlacionado con los demás regresores, mientras que el modelo de efectos aleatorios supone que este efecto individual es independiente de los demás regresores. De manera un poco más formal:

$$\text{Efectos fijos} : E\{y_{it} | x_{it}, \alpha_i\} = x'_{it} \beta + \alpha_i \quad (3)$$

$$\text{Efectos aleatorios} : E\{y_{it} | x_{it}\} = x'_{it} \beta \quad (4)$$

explican el principio que diferencia cada uno de estos dos modelos (Acevedo y Mora, 2008).

En caso de sustituir el término del error propuesto, fácilmente se puede llegar a las siguientes ecuaciones:

Modelo de efectos fijos:

$$y_{it} = Z_i \delta + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Donde $Z_i \delta$ es el vector de variables que no varían en el tiempo, pero si entre individuos, y ε_{it} es el término de error que se supone está distribuido normalmente, $N(0, \sigma^2)$. El modelo de efectos aleatorios vendría dado por:

$$y_{it} = Z_i \delta + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + v_{it} \quad (6)$$

Donde $v_{it} = \alpha_i + \mu_i$ y $\mu_i \sim N(0, \sigma^2)$.

Los modelos de efectos fijos, al igual que los modelos de efectos aleatorios, no se encuentran libres de discusión teórica. Desde el artículo seminal de Nickell en 1981 (citado por Bruno, 2005) se demuestra que el estimador de Mínimos Cuadrados con Variable Dicotómica (MCVD) dinámico –mediante el uso del rezago de la variable dependiente– resulta inconsistente bajo un T finito. En ese sentido, para corregir este error se ha propuesto el uso de Variables Instrumentales (VI) consistentes y el Método de Momentos

Generalizados (MMG) como una alternativa al método de Mínimos Cuadrados con Variables Dicotómicas (MCVD). De acuerdo con Bruno (2005), el problema de inconsistencia puede corregirse a través de uno de los siguientes métodos:

- **Anderson-Hsiao -AH- (1982):** sugieren dos variables instrumentales en dos etapas que, al transformar el modelo en primeras diferencias para eliminar la heterogeneidad individual no observada, utilizan los segundos rezagos de la variable dependiente, ya sea en primeras diferencias o en niveles, como instrumento para la variable dependiente rezagada única diferenciada.

- **Arellano-Bond -AB- (1991):** proponen un estimador MMG para el modelo de primeras diferencias, el cual, apoyándose en un mayor número de instrumentos internos, es más eficiente que AH.

- **Blundell-Bond -BB- (1998):** observan que, con datos muy persistentes, los estimadores VI o MMG con primera diferencia pueden sufrir un sesgo severo en muestras pequeñas debido a instrumentos débiles. Como solución sugieren un sistema de estimadores MMG con instrumentos en primeras diferencias para la ecuación en niveles e instrumento en niveles para la ecuación en primeras diferencias (Bruno, 2005).

Una debilidad de los estimadores VI y GMM es que sus propiedades solo se conservan cuando N es grande, por lo que los estimadores pueden ser sesgados e imprecisos en datos de panel con un pequeño número de unidades transversales (Bruno, 2005). Sin embargo, existe un enfoque alternativo basado en la corrección de sesgos de MCVD en modelos de efectos fijos dinámicos de datos de panel con regresores estrictamente exógenos que se ha vuelto popular recientemente en la literatura econométrica.

Los estimadores Mínimos Cuadrados con Variables Dicotómicas Corregidos (MCVDC) logran mejores resultados debido a la posibilidad de utilizar 3 posibles opciones para corregir la inconsistencia: los métodos de AH, AB y BB. Mediante el comando *xtlsvdc* de *Stata* es posible estimar tanto los métodos tradicionales como la metodología MCVDC propuesta por Bruno (2005).

A partir de lo anterior, todos los estimadores MCVD corregidos por sesgo (MCVDC) parten del siguiente modelo estándar dinámico de datos de panel:

$$y_{it} = \gamma y_{it-1} + \beta x_{it} + n_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

donde y_{it} es la variable dependiente, $|\gamma| < 1$ se supone para garantizar que sea un proceso autorregresivo estacionario; x_{it} es el vector de variables explicativas estrictamente exógenas; η_i es el efecto individual no observable y ε_{it} representa ruido blanco con varianza constante σ_{ε}^2 .

4. RESULTADOS E IMPLICACIONES

4.1. DESCRIPCIÓN Y ANÁLISIS DE DATOS

4.1.1. PROCEDIMIENTO DE RECOLECCIÓN DE DATOS

La base de datos utilizada en este estudio se construyó a partir de diversas fuentes de información. Por un lado, la información contable y técnica registrada por los propietarios de la plantación de caña de azúcar ubicada en la vereda Tierradura, Municipio Miranda, Departamento del Cauca. Por el otro, se incluyó la información sobre variables medioambientales que se obtuvo de la página web de CENICAÑA.

Para este estudio se considera una unidad de producción de caña de azúcar –una plantación– que se encuentra dividida en pequeños lotes de terreno de tamaño variable denominados *suertes* y para los cuales se tiene información específica de producción y empleo de insumos. En la Figura N° 1 se muestra la conformación de la unidad de producción y se aprecian las diferentes suertes en que está dividida.

La información relacionada con los factores de manejo para cada una de las *suertes* se encuentra almacenada en archivos individuales formato *.xls*, donde se registraron manualmente las actividades, labores, cantidades, precios y valores reconocidos entre corte y corte; es decir, la información disponible muestra o refleja todas las actividades realizadas por el agricultor en cada suerte, empleando las mediciones y términos regionales y sectoriales. En ese sentido, muchas de las descripciones presentes incluyen la combinación de

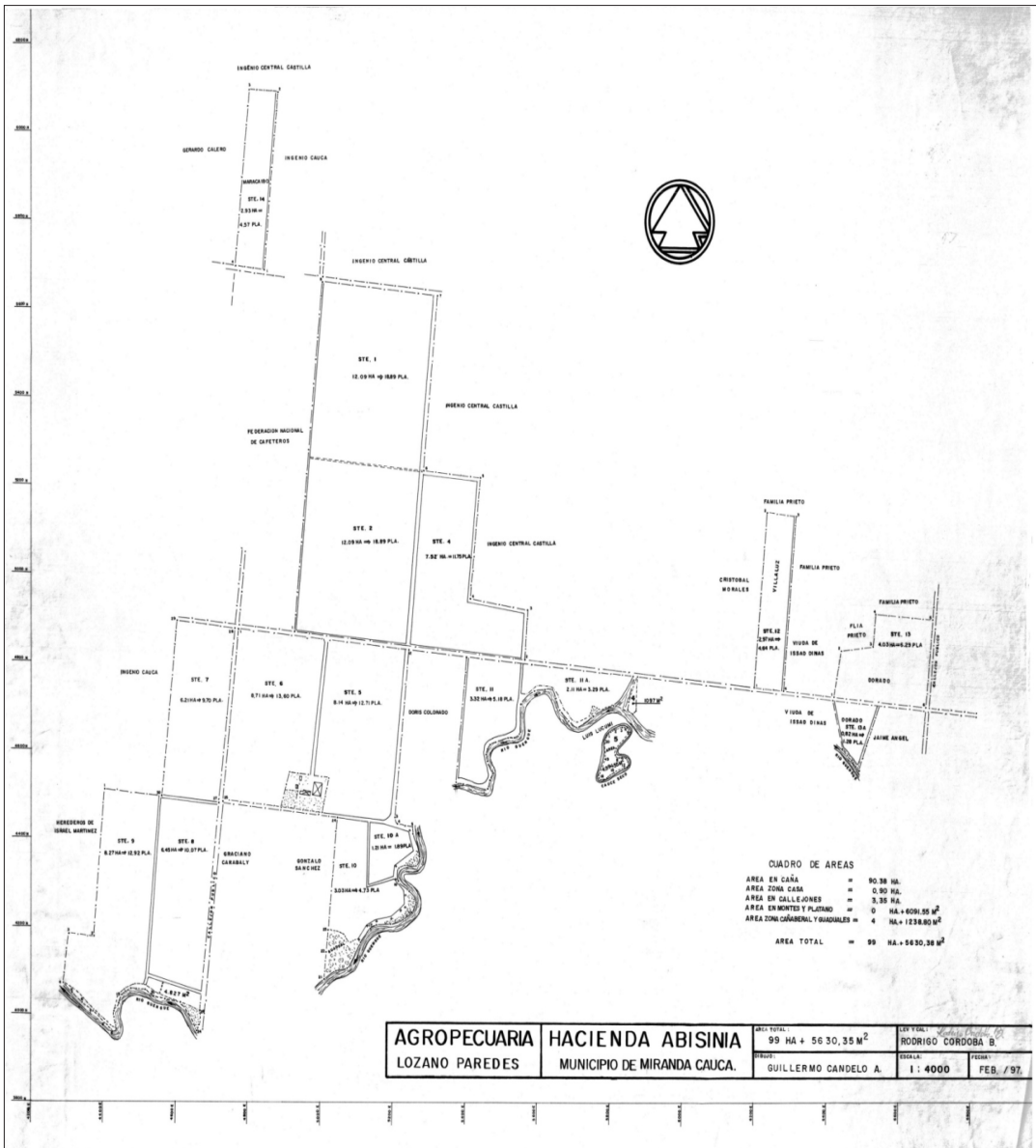


Figura 1. Plano de la plantación cañera y las suertes que la componen. Fuente: Plano de la plantación

productos, cantidades y volúmenes que en muchos casos es imposible de segmentar en sus componentes e incluso conocer su valor exacto.

Dada la manera como la información es registrada por la plantación, fue necesario establecer una metodología propia que pudiera usar la máxima información disponible:

- **Registro por valor monetario:** se registran en valores monetarios aquellas labores y actividades cuyas cantidades fueron el resultado de combinar distintas unidades de medida y/o mezclas de productos químicos, dependían de labores mecanizadas propias o de terceros y agrupaban un conjunto de labores semejantes. Para facilitar la comparación, todos

los valores monetarios se expresaron a precios constantes—en pesos colombianos, COP— del año 2019.

- **Registro por unidad propia:** se refiere a aquellas labores y actividades cuyas cantidades corresponden exclusivamente a una unidad de medida única y que no dependen de la combinación de productos químicos ni de labores mecanizadas.

Aquella información correspondiente a los factores medioambientales que afectaron los cultivos de caña de azúcar durante los años de estudio procede de las bases de datos «Meteoportal» y «Geoportal» de CENICAÑA (2021), específicamente del puesto meteorológico del municipio de Miranda, Departamento del Cauca. La información compilada para este estudio corresponde a los promedios anuales de cada una de las variables de interés y a aproximaciones al tipo mayoritario de suelo y grupo de humedad para cada *suerte*.

Una vez obtenida la información, se procedió a agrupar los datos mediante la estructura de panel de datos. Es importante destacar que para algunos años hubo información faltante en algunas variables y en algunas *suertes*. Para resolver esta falta de registros, se procedió a interpolar usando medias móviles con las 3 observaciones anteriores y posteriores.

4.1.2. DESCRIPCIÓN DE LA BASE DE DATOS

Si bien la plantación cañera cuenta con diversidad de información interna y externa, gran parte de esta presenta dificultades para su uso. Al considerar la información capturada por valor monetario, gran parte de los datos pierde importancia debido a la necesidad de emplear cantidades reales dentro de una función de producción (en relación directa con los objetivos investigativos); de lo contrario, su uso introduce perturbaciones no deseadas dentro del modelo y puede generar resultados espurios.

La variabilidad estadística es otro criterio para filtrar variables de la base de datos. Solo es significativo incorporar una variable cuando esta cuenta con suficiente variabilidad que permita realizar inferencia estadística, de lo contrario no será posible capturar las relaciones existentes entre variables. De esta manera, aun cuando se cuenta con información transversal

para cada una de las *suertes* y series de tiempo para cada *suerte*, en términos generales hay una cantidad limitada de datos, por lo que la cantidad de variables explicativas a utilizar se debe limitar para garantizar suficientes grados de libertad.

Una vez consideradas las principales razones para excluir ciertas variables, aquellas que se finalmente se emplearon pueden asociarse a factores de manejo y ambientales que afectan la producción de caña de azúcar. En este sentido, las variables utilizadas fueron:

- **Toneladas cosechadas [Tons]:** representa las toneladas de caña de azúcar obtenida en una cosecha en cada *suerte*.

- **Total de jornales [Total_jornales]:** es la suma total de jornales distribuidos en actividades, siendo esta una medida de la cantidad de personas empleadas por día en cada *suerte*.

- **Hectáreas [ha]:** área total en hectáreas sembradas de caña en cada *suerte*.

- **Litros de herbicidas [Ltrs_fumigada]:** corresponde al total de litros de herbicidas aplicados en cada *suerte*.

- **Precipitación acumulada [Prep_acum]:** corresponde al valor total de milímetros cúbicos de lluvia que cayeron directamente sobre la propiedad en el periodo de un año.

Es importante aclarar que, aunque se disponía de información adicional relacionada al recurso hídrico y factores genéticos, no fue posible incorporarla en la estimación debido a que esto implicaba comprometer los limitados grados de libertad. Adicionalmente, su inclusión en la estimación ocasionó cambios en los signos en los coeficientes estimados e incluso la pérdida de significancia individual en las variables. La Tabla N°1 muestra las estadísticas descriptivas y el coeficiente de variación para cada una de las variables transformadas empleadas en el trabajo. Las variables analizadas cuentan con coeficientes de variación y rangos relativamente bajos, por lo que se puede suponer anticipadamente problemas en términos de significancia y/o signos esperados. Asimismo, con respecto al bajo rango de variabilidad se debe tener presente que debido a que este es un proceso

Tabla 1
Estadísticas descriptivas

Variable	Media	Desviación estándar	Min.	Máx.	Coefficiente de variación
<i>ln(Tons)</i>	6,079	0,742	3,789	7,322	12,20%
<i>ln(ha)</i>	1,511	0,747	-0,329	2,485	49,43%
<i>ln(Total_jornales)</i>	3,939	0,639	1,609	5,591	16,22%
<i>ln(Ltrs_fumigada)</i>	3,329	0,808	1,163	5,244	24,26%
<i>ln(Precip_acum)</i>	7,278	0,289	6,631	7,596	3,97%

Fuente: cálculos propios a partir de los registros históricos de la plantación y de CENICAÑA

Tabla 2
Matriz de correlaciones

Variable	<i>ln(ha)</i>	<i>ln(Total_jornales)</i>	<i>ln(Ltrs_fumigada)</i>	<i>ln(Precip_acum)</i>	<i>ln(Tons)</i>
<i>ln(ha)</i>	1				
<i>ln(Total_jornales)</i>	0,699	1			
<i>ln(Ltrs_fumigada)</i>	0,819	0,474	1		
<i>ln(Precip_acum)</i>	0,022	0,050	-0,121	1	
<i>ln(Tons)</i>	0,925	0,666	0,782	0,045	1

Fuente: cálculos propios a partir de los registros históricos de la plantación y de CENICAÑA

de producción ya en curso, la experiencia acumulada por los propietarios de la plantación ha influido en la selección de las combinaciones de insumos y recursos más eficientes y en los métodos de registro de la información (por suerte y cosecha).

De la misma manera, en la Tabla Nº 2 se presenta la matriz de correlaciones para los datos a utilizar en la estimación. En esta se observa que la correlación entre la variable dependiente y las variables explicativas es positiva con excepción de la precipitación acumulada. Adicionalmente, es importante destacar la correlación entre los jornales, los litros de herbicidas y las hectáreas sembradas, relaciones asociadas con la naturaleza del problema y la manera como el agricultor desempeña sus labores sobre el cultivo. Sin embargo, no pueden ser excluidas o modificadas por la posibilidad de incurrir en sesgos de especificación por omisión de variables, cuyas consecuencias son mayores frente a la posibilidad de aceptar su presencia.

4.2. RESULTADOS

4.2.1. FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN Y FORMA FUNCIONAL

En la literatura se emplea frecuentemente una función *trans-log* que captura de una mejor manera la interacción entre las variables explicativas, pero tiene la desventaja que utiliza muchos grados de libertad debido a la cantidad de coeficientes a estimar. De proceder a estimar una función *trans-log*, la pérdida de grados de libertad atentaría contra la prueba de significancia global del modelo y crearía problemas de especificación desde el punto de vista econométrico debido a las limitaciones impuestas por la información disponible. Una segunda opción por considerar es la función CES⁴; sin embargo, esta requiere de métodos no lineales para su estimación, lo que se aleja de los alcances de la metodología propuesta para la corrección de sesgo. En ese sentido, la función de producción a estimar sería

⁴ CES es el acrónimo en inglés para la función de elasticidad de sustitución constante (Constant Elasticity of Substitution)

una función general como la propuesta por Cobb y Douglas (1928), como se muestra en la ecuación (8) a continuación:

$$Q = AK^{\beta_1} L^{\beta_2} X^{\beta_3} \dots Z^{\beta_k} \quad (8)$$

Dado que la función Cobb-Douglas muestra una relación no lineal entre las variables, se hace necesario linealizarla para su estimación. La ecuación (9) es la forma linealizada de la ecuación (8).

$$\ln Q = \ln A + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln L + \beta_3 \ln X + \dots + \beta_k \ln Z \quad (9)$$

Específicamente y de acuerdo con las variables seleccionadas para la estimación, el modelo de efectos fijos –que considera la heterogeneidad no observable entre las *suertes* y busca capturar dichas diferencias invariantes en el tiempo a través de interceptos diferenciales–, vendría dado por la siguiente expresión (Gujarati y Porter, 2010):

$$\begin{aligned} \ln(\text{tons})_{it} &= \beta_{i0} + \beta_1 \ln(\text{ha})_{it} + \\ &+ \beta_2 \ln(\text{Total jornales})_{it} + \beta_3 \ln(\text{Ltrs fumigada})_{it} + \\ &+ \beta_4 \ln(\text{prep acum})_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

$$i = 1, 2, \dots, 16$$

$$t = 1, 2, \dots, 17$$

Debido a los problemas de sesgo, mencionados previamente, que pudieran afectar la consistencia de los estimadores, la ecuación (11) sería la forma funcional a emplear para los modelos MCVD dinámicos:

$$\begin{aligned} \ln(\text{tons})_{it} &= \beta_{i0} + \alpha_0 \ln(\text{tons})_{i,t-1} + \beta_1 \ln(\text{ha})_{it} + \\ &+ \beta_2 \ln(\text{Total jornales})_{it} + \beta_3 \ln(\text{Ltrs fumigada})_{it} + \\ &+ \beta_4 \ln(\text{prep acum})_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

$$i = 1, 2, \dots, 16$$

$$t = 1, 2, \dots, 17$$

donde la variable dependiente es el logaritmo natural de las toneladas cosechadas de caña de

azúcar de la *suerte i-ésima* en el periodo t ; las variables independientes se conforman por los logaritmos naturales del primer rezago de las hectáreas cosechadas de caña de la *suerte i-ésima*, el total de jornales empleados, los litros de herbicida aplicados y la precipitación acumulada de lluvias para cada una de las *suertes* en el periodo; por último, el término de error ε_{it} . A su vez, dado que todas las variables se encuentran en logaritmos, los coeficientes β y α representan las elasticidades de las toneladas cosechadas de caña de azúcar respecto a cambios en las variables explicativas y la variable dependiente rezagada.

4.2.2. ANÁLISIS Y DISCUSIÓN

Antes de estimar, analizar y discutir los resultados es necesario conocer los signos *a priori* de las variables explicativas del modelo, a fin de identificar si las estimaciones obtenidas están acordes con los de la literatura de funciones de producción de caña de azúcar; mas no la existente para otros cultivos, debido a posibles resultados donde el contexto y características propias de los cultivos no sean comparables entre sí.

De acuerdo con la Tabla N° 3 es posible apreciar que gran parte de los estudios relacionados a este cultivo identifican relaciones positivas entre casi todas las variables explicativas y las toneladas producidas de caña de azúcar, considerando los distintos contextos y diferencias entre las metodologías utilizadas por los autores. Cabe resaltar que existen posturas contrarias respecto al signo que pueda tomar la variable $\ln(\text{Total}_j \text{jornales})$. Esto se debe a diferencias considerables en la caracterización de las zonas de estudio y problemáticas asociadas a factores ambientales, tecnológicos y genéticos, por lo que bajo estas circunstancias el factor trabajo reduce las toneladas obtenidas. De igual forma, el signo negativo para las toneladas rezagadas se basa en el supuesto teórico y empírico del desgaste natural de los suelos por cuenta de su uso prolongado por cualquier actividad agrícola.

Una vez considerados los signos esperados del modelo, se procedió a realizar la estimación utilizando el comando *xtlsvdc* del *Stata*, para corregir el sesgo de las estimaciones de los coeficientes de las variables dicotómicas. Se

inició la estimación con el método Bruno basado en Arellano y Bond (AB) para corregir la inconsistencia de los estimadores, pues este método se prefiere sobre los otros por generar estimadores con signos apropiados con la literatura. Y luego, se realizaron remuestreos de tamaño 300 y 1.000 para obtener los errores estándar de los coeficientes estimados de manera más precisa. La Tabla N° 4 muestra los resultados de la estimación del modelo de efectos fijos.

Como se puede observar, los resultados son consistentes con los signos esperados. El coeficiente del logaritmo de las hectáreas sembradas es estadísticamente significativo al 1% mientras que el coeficiente del logaritmo de total jornales es significativo al 10%. Una posible razón para que los coeficientes

asociados a las demás variables explicativas no sean significativos pudiera ser atribuida a su limitada variabilidad. Como se señaló previamente, la baja variabilidad de estas variables puede estar relacionada con el hecho de que la administración de la plantación cañera se encuentra culminando sus procesos de optimización con el conocimiento de agrónomos y con el apoyo «directo e indirecto» de centros de investigación como CENICAÑA. A nivel particular, para el caso de las precipitaciones y la presencia general de agua aprovechable en el suelo, el lugar de estudio cuenta con inversiones para el riego tecnificado, por lo que, sin importar la fuente del agua, en la plantación se tiene acceso oportuno a la misma.

Tabla 3
Signos a priori del modelo

Variable	Signo a priori	Autores
$\ln(\text{Tons})_{t-1}$	(-)	(Cassalett, Torres e Issacs, 1995)
$\ln(\text{ha})$	(+)	(Upreti y Singh, 2017)
$\ln(\text{Total_jornales})$	(+)	(Upreti y Singh, 2017; Zulu, Sibanda y Tlali, 2019)
$\ln(\text{Ltrs_fumigada})$	(-)	(Murali y Puthira, 2016)
$\ln(\text{Ltrs_fumigada})$	(+)	(Zulu <i>et al.</i> , 2019)
$\ln(\text{Precip_acum})$	(+)	(Murali y Puthira, 2016)

Fuente: elaboración propia

Tabla 4
Conjunto de modelos estimados basados en remuestreos de 300 y 1000 repeticiones. Variable dependiente: $\ln(\text{Tons})$

Variabes	Bruno1 ¹ basado en (AB)	Bruno2 ¹ basado en (AB)
$\ln(\text{Tons})_{t-1}$	0,084	0,084
$\ln(\text{ha})$	0,778***	0,778***
$\ln(\text{Total_jornales})$	0,067	0,067*
$\ln(\text{Ltrs_fumigada})$	0,064	0,064
$\ln(\text{Precip_acum})$	0,068	0,067

Notas: (***), (**), (*): estadísticamente significativo al 1%, 5% y 10%, respectivamente. (1) Bruno1: estimaciones basadas en remuestreo de 300 repeticiones; Bruno2: estimaciones basadas en remuestreo de 1.000 repeticiones. Fuente: cálculos propios

Algunas particularidades de la estimación anterior que se pueden destacar son:

a) Estabilidad de los coeficientes de regresión, destacando que cuando se incrementa el tamaño del remuestreo pasando de 300 a 1.000 réplicas se alcanza significancia al 10% del coeficiente de la variable logaritmo de total jornales.

b) Rendimientos a escala: bajo las dos situaciones de remuestreo consideradas la suma de todos los coeficientes estimados [$\ln(ha)$, $\ln(Total_jornales)$, $\ln(Ltrs_fumigada)$ y $\ln(precip_acum)$] es aproximadamente igual a 1, independientemente de si son estadísticamente significativos o no. Esto implica que el proceso de producción de la plantación exhibe rendimientos constantes a escala y significa que un incremento del 1% en el uso de todos los factores y de la precipitación generará un aumento del 1% en la producción total de caña de azúcar.

c) Elasticidades: entre todas las variables utilizadas para determinar las toneladas de caña de azúcar cosechadas, las hectáreas cultivadas tienen un efecto considerable sobre la variable dependiente, principalmente por las características analizadas de la plantación cañera.

d) La poca variabilidad en las variables explicativas, el periodo del cual provienen y la no significancia de muchas de estas son muestra de un estudio cuyo fenómeno en la práctica transcurre en el corto plazo.

5. CONCLUSIONES

El uso de la metodología propuesta por Bruno (2005) para la estimación de un modelo MCVD dinámico por corrección de sesgo permitió evaluar el impacto que tienen las variables económicas, variables de manejo y variables ambientales y genéticas en la producción de caña de azúcar, además de ofrecer mejores garantías desde el punto de vista teórico y la literatura econométrica con datos de panel que cuenta con pocas unidades observables. La función de producción propuesta, tipo Cobb-Douglas, es consistente mayoritariamente con los elementos de la economía agrícola. De esta manera se reconoce la importancia de la teoría, el conocimiento del problema objeto de estudio y la consideración de los avances de la

investigación práctica alrededor de un fenómeno, al tiempo que se legitiman los resultados obtenidos de este y cualquier estudio económico. De igual manera, gracias a la conversión de registros históricos a registros por valor monetario y registros por unidad propia, fue posible utilizar gran parte de la información disponible de la plantación.

En un ámbito más específico, las variables explicativas incorporadas cuentan con valores y signos de coeficientes estimados consistentes con los valores esperados propuestos por la teoría, a nivel cuantitativo –en algunos casos también cualitativo– y sin importar la metodología empleada. Esta situación surge por la particularidad de la plantación cañera, donde las prácticas agronómicas que emplea, el periodo de tiempo utilizado para elaborar este estudio, sumado a la poca variabilidad en los datos, dan a entender que esta plantación se encuentra en la práctica sujeta a fenómenos de corto plazo.

La función de producción Cobb-Douglas obtenida exhibe rendimientos constantes a escala –la suma de las elasticidades es aproximadamente igual a 1–, por lo que las diferencias observadas se deben básicamente a elementos aleatorios que se consideran dentro del término de error. El coeficiente asociado a la variable logaritmo de la cantidad total de jornales, estadísticamente significativo al 10%, contribuye relativamente poco a incrementar las toneladas de caña en comparación a las hectáreas cosechadas, variable altamente significativa, capaz de incrementar la producción por encima de otros determinantes. Esta particular característica de la plantación cañera estudiada puede extrapolarse a otras plantaciones similares a nivel regional, donde los procesos productivos de los pequeños y medianos productores cuentan con el apoyo directo e indirecto de centros de investigación a nivel teórico, práctico y varietal, de tal manera que las labores realizadas por el agricultor minimicen los efectos adversos de los diferentes factores que afectan la producción de caña de azúcar. Finalmente, si se desea incrementar la producción total de caña de azúcar en términos de unidades productivas

o a nivel nacional para responder a la demanda de etanol, por ejemplo, se recomienda ampliar la superficie o el área dedicada a la siembra de este cultivo.

REFERENCIAS

- Acevedo, R. y Mora, J. U. (2008). Factores socio-políticos y judiciales como determinantes de la inversión privada en Latinoamérica. *Economía*, XXXIII(26), 93-118. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/1956/195617231005.pdf>
- Afriat, S. N. (1972). Efficiency estimation of production functions. *International Economic Review*, 13(3), 568-598. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/2525845>
- Aigner, D. J. y Chu, S. F. (1968). On estimating the industry production function. *The American Economic Review*, 58(4), 826-839. Recuperado de <http://links.jstor.org/sici?sici=0002-8282%28196809%2958%3A4%3C826%3A0ETIPF%3E2.0.CO%3B2-R>
- Aquino, P. R., Peralta, J., Valdez, J. C. y Juárez, I. S. (2018). *Determinantes de la productividad de caña de azúcar en México*. México, D.F.: CONADESUCA-SAGARPA. Recuperado de <https://www.atamexico.com.mx/wp-content/uploads/2018/11/2.-ADMINISTRACI%C3%93N-XL.pdf>
- Asocaña. (2019). *Aspectos generales del sector agroindustrial de la caña 2018-2019. Informe Anual*. Cali, Colombia: Cenicaña. Recuperado de <https://www.asocana.org/documentos/2352019-D0CA1EED-00FF00,000A000,878787,C3C3C3,0F0F0F,B4B4 B4,FF00FF,2D2D2D,A3C4B5.pdf>
- Battese, G. E., y Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency, and panel data: with application to paddy farmers in India. *The Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169.
- Battese, G. E. y Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- Battese, G. E., Coelli, T. J., y Colby, T. C. (1989). Estimation of frontier production functions and the efficiencies of Indian farms using panel data from ICRISAT'S village level studies. *Journal of Quantitative Economics*, 5, 327-348.
- Bruno, G. S. F. (2005). Estimation and inference in dynamic unbalanced panel-data models with a small number of individuals. *Stata Journal*, 5(4), 473-500. <https://doi.org/10.1177/1536867x0500500401>
- Cenicaña. (23 de septiembre de 2021). *Cenicaña lanza una nueva herramienta web para la agroindustria de la caña de azúcar*. Cali, Colombia: Cenicaña. Recuperado de <https://www.cenicana.org/category/herramientas/>
- Cassalett, C., Torres, J. e Issacs, C. (1995). *El cultivo de la caña en la zona azucarera de Colombia*. Cali, Colombia: Centro de Investigación de la Caña de Azúcar en Colombia-CENICAÑA. Recuperado de https://www.cenicana.org/pdf_privado/documentos_no_seridados/libro_el_cultivo_cana/libro_p3-394.pdf
- Cobb, C. W. y Douglas, P. H. (1928). A theory of production. *The American Economic Review*, 18(1), 139-165. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/1811556>
- Dotaniya, M. L., Datta, S. C., Biswas, D. R., Dotaniya, C. K., Meena, B. L., Rajendiran, S., Regar, K. L., y Lata, M. (2016). Use of sugarcane industrial by-products for improving sugarcane productivity and soil health. *International Journal of Recycling of Organic Waste in Agriculture*, 5(3), 185-194. <https://doi.org/10.1007/s40093-016-0132-8>
- Food and Agriculture Organization, FAO. (2019a). *FAOSTAT*. Roma, Italia: FAO. Recuperado de <http://www.fao.org/faostat/en/#data/QC/visualize>
- Food and Agriculture Organization, FAO. (2019b). *World Food and Agriculture - Statistical Pocketbook 2019*. In World Food and Agriculture. Roma, Italia: FAO. Recuperado de <https://doi.org/10.4060/CA1796EN>
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3), 253-290.

- Figuerola-Rodríguez, K. A., Hernández-Rosas, F., Figuerola-Sandoval, B., Velasco-Velasco, J., y Aguilar Rivera, N. (2019). What has been the focus of sugarcane research? A bibliometric overview. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(18), 3326. <https://doi.org/10.3390/ijerph16183326>
- Gujarati, D. N. y Porter, D. C. (2010). *Econometría*. (5a. ed.). México, D. F.: McGraw Hill.
- Meeusen, W. y van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2), 435-444. <https://about.jstor.org/terms>
- Melo-Becerra, L. A., y Orozco-Gallo, A. J. (2017). Technical efficiency for Colombian small crop and livestock farmers: A stochastic metafrontier approach for different production systems. *Journal of Productivity Analysis*, 47(1), 1-16. <https://doi.org/10.1007/s11123-016-0487-x>
- Mohapatra, R. (2011). Farmers' education and profit efficiency in sugarcane production: a stochastic frontier profit function approach. *The IUP Journal of Agricultural Economics*, VIII(2), 18-36.
- Morales, C. P. (2005). *Estimación de la eficiencia técnica y ambiental a través de la frontera de producción estocástica: el caso de los productores de arroz en Colombia*. (Tesis de maestría inédita). Maestría en Economía del Medio Ambiente y los Recursos Naturales, Universidad de Los Andes, Bogotá. Recuperado de <https://repositorio.uniandes.edu.co/bitstream/handle/1992/10708/u260702.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Msuya, E. y Ashimogo, G. (2005). Estimation of technical efficiency in Tanzanian sugarcane production: A case study of Mtibwa Sugar Estate outgrowers scheme. Recuperado de <https://mpr.ub.uni-muenchen.de/3747/>
- Murali, P. y Puthira Prathap, D. (2017). Technical efficiency of sugarcane farms: An econometric analysis. *SugarTech*, 19(2), 109-116. <https://doi.org/10.1007/s12355-016-0456-8>
- Nazir, A., Jariko, G. A. y Junejo, M. A. (2013). Factors affecting sugarcane production in Pakistan. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 7(1), 128-140. Recuperado de <http://jespk.net/publications/112.pdf>
- Núñez, J. M., Ruiz, M. del P. M., Parra, J. y Ortiz, M. (2019). Estudio sobre el impacto socioeconómico del sector agroindustrial de la caña en Colombia. *Cuadernos de Fedesarrollo*, (70). Recuperado de <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/3776>
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos-Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos, OCDE-FAO. (2019). *OCDE-FAO Agricultural Outlook 2019-2028*. Roma, Italia: FAO-OECD. Recuperado de <https://www.fao.org/documents/card/es/c/ca4076en>
- Perdomo, J. A. y Hueth, D. (2011). Funciones de producción y eficiencia técnica en el eje cafetero colombiano: una aproximación con frontera estocástica. *Revista Colombiana de Estadística*, 34(2), 377-402. <https://www.redalyc.org/pdf/899/89922497008.pdf>
- Pulido, C., y Mora, J. U. (2018). Política social y crecimiento económico en seis países Latinoamericanos, 1980-2010. *Revista de Economía Institucional*, 21(40), 233-257. <https://doi.org/10.18601/01245996.v21n40.09>
- Richmond, J. (1974). Estimating the efficiency of production. *International Economic Review*, 15(2), 515-521.
- Stata Corp. (2015). *Stata Statistical Software: Release 14*. College Station, TX, EE.UU.: StataCorp LLC.
- Upreti, P. y Singh, A. (2017). An economic analysis of sugarcane cultivation and its productivity in major sugar producing states of Uttar Pradesh and Maharashtra. *Economic Affairs*, 62(4), 711-718. <https://doi.org/10.5958/0976-4666.2017.00087.0>
- Zulu, N. S., Sibanda, M. y Tlali, B. S. (2019). Factors affecting sugarcane production by small-scale growers in Ndwedwe Local Municipality, South Africa. *Agriculture*, 9(8), 1-14. <https://doi.org/10.3390/agriculture9080170>