

## ¿Cómo influye la diversificación de los ingresos rurales en la eficiencia técnica agrícola de los pequeños agricultores? Evidencia de Colombia

### How Rural Income Diversification Influence Agricultural Technical Efficiency Of Smallholder Farmers? Evidence From Colombia

Polo-Murcia, Sonia Mercedes; Terán-Chaves, César Augusto

**Sonia Mercedes Polo-Murcia**  
sm.polo10@uniandes.edu.co  
Corporación Colombiana de Investigación Agropecuaria (AGROSAVIA), Universidad de los Andes, Bogotá (Colombia), Colombia

**César Augusto Terán-Chaves**  
cteran@agrosavia.co  
Corporación Colombiana de Investigación Agropecuaria (AGROSAVIA), Universidad de los Andes, Bogotá (Colombia), Colombia

**Estudios Rurales. Publicación del Centro de Estudios de la Argentina Rural**  
Universidad Nacional de Quilmes, Argentina  
ISSN: 2250-4001  
Periodicidad: Semestral  
vol. 12, núm. 25, 2022  
estudiosrurales@unq.edu.ar

Recepción: 17 Mayo 2021  
Aprobación: 15 Diciembre 2021

URL: <http://portal.amelica.org/ameli/journal/181/1813123009/>



Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-  
NoComercial-CompartirIgual 2.5 Argentina.

**Resumen:** En este estudio se estima el efecto del ingreso rural no agrícola (IRNA) sobre la eficiencia técnica (ET) de los hogares de pequeños productores agropecuarios en cuatro regiones de Colombia. Se utiliza el enfoque estocástico de meta-frontera que permite considerar la heterogeneidad regional. Los resultados sugieren que los hogares rurales en todas las regiones utilizan la tecnología disponible de manera subóptima. En la meta-frontera los resultados evidencian un efecto negativo y significativo sobre la ET; el efecto se debilita conforme aumenta la participación del IRNA en el ingreso total del hogar, la ET puede disminuir entre 8.8% y 43% (significancia del 5%).

**Palabras clave:** ELCA, frontera estocástica, ingresos, meta-frontera, tecnología.

**Abstract:** This study estimate the effect of non-agricultural rural income (RNFI) on the technical efficiency (TE) of the households of small agricultural producers in four regions of Colombia. The stochastic meta-frontier approach is used, which allows considering regional heterogeneity. The results suggest that rural households in all regions use available technology suboptimal. At the meta-border, the results show a negative and significant effect on ET; the effect weakens as IRNA's share of total household income increases, ET can decrease between 8.8% and 43% (significance of 5%).

**Keywords:** ELCA, income, meta-frontier, technology.

## INTRODUCCIÓN

La mayoría de los agricultores colombianos se caracterizan por producir en pequeñas extensiones y enfrentan mercados laborales distorsionados, el tercer Censo Nacional Agropecuario (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], 2014) evidenció que el 70.4% de las unidades de producción agropecuarias en el país tienen áreas menores a 0.5 hectáreas y ocupan el 2.1% del área censada; en contraste, los predios

con más de 2000 hectáreas participan con el 0.1% del total de las unidades de producción agropecuarias y representan el 70.5% del área censada.

La fluctuación de los precios pagados a los productores genera incertidumbre en la obtención de utilidades, esto desincentiva la adopción de tecnologías que implican inversiones significativas como la renovación de los cultivos o el mejoramiento de las instalaciones y equipos de proceso (Rodríguez-Borray et al., 2020). Es frecuente que agricultores de los países en desarrollo al no obtener suficientes ingresos de las actividades agrícolas busquen diversificar sus ingresos.

El ingreso rural no agrícola (IRNA) es aquel generado por los habitantes rurales a través del autoempleo, el trabajo asalariado en los sectores secundario y terciario de la economía, también se incluye el derivado de fuentes que no están relacionadas con el mercado de trabajo, como las rentas y las transferencias privadas o públicas. Cabe mencionar que el ingreso derivado del trabajo asalariado en actividades primarias en fincas agropecuarias (jornales fuera de su unidad productiva) no está incluido en la presente definición de IRNA.

Para Almeida & Bravo (2019) los ingresos no agrícolas pueden ser una fuente importante de liquidez para comprar insumos y realizar inversiones en la unidad productiva, lo que puede conducir a mejores rendimientos, mayor rentabilidad y reducción de la pobreza.

Es importante determinar si el acceso a ingresos no agrícolas complementa o sustituye las actividades en la agricultura (Pfeiffer et al., 2009) puesto que conocer ese vínculo permite diseñar políticas públicas adecuadas con enfoque multifuncional para el progreso de los territorios rurales. En particular, si el potencial agrícola de una región es bajo, las políticas diseñadas para promover actividades no agrícolas podrían ser una estrategia deseable (Deithier & Effenberger, 2012) y si una región cuenta con condiciones óptimas agroclimáticas se deben enfocar en la promoción de las actividades agrícolas y menos fuera de ellas (Mathenge & Tschirley, 2015).

La eficiencia técnica es medida como la diferencia entre la producción real y su potencial teórico dada una cantidad específica de insumos. La mayoría de los estudios que han analizado el efecto del ingreso no agrícola sobre la eficiencia técnica se han realizado en países distintos a Colombia y dan cuenta de resultados ambiguos. En el contexto de los análisis de eficiencia agrícola, los modelos de frontera estocástica paramétrica y de frontera no paramétrica son enfoques comunes que se utilizan para determinar la eficiencia relativa de las unidades de toma de decisión.

Pfeiffer *et al.* (2009) evaluaron para México, si las actividades de producción agrícola, las tecnologías y el uso de insumos difieren entre los hogares con y sin acceso a ingresos no agrícolas. Realizaron un análisis SFA combinado con variables instrumentales (IV) para controlar la endogeneidad de los ingresos no agrícolas. Reportaron un efecto negativo en la producción agrícola y en el uso de mano de obra familiar en la finca, pero positivo en la demanda de insumos comprados y un ligero aumento de la eficiencia en los hogares con acceso a ingresos no agrícolas.

En Albania, Kilic et al. (2009), analizaron mediante SFA el efecto de los ingresos no agrícolas sobre la eficiencia técnica, diferenciaron sus resultados entre fincas de agricultura de subsistencia o de producción no comercial y fincas de producción comercial. Para disminuir la posible endogeneidad de los ingresos no agrícolas utilizaron valores promedios de esa variable a nivel de la unidad de muestreo primario y a nivel de distrito. Sus resultados, indican que independientemente del nivel de integración del mercado agrícola del hogar, el ingreso no agrícola tiene un efecto negativo sobre la eficiencia técnica, aunque no es estadísticamente significativo. En general, los hogares rurales albaneses utilizan sus ganancias no agrícolas no para invertir en tecnologías que ahorran tiempo y aumenten la eficiencia, sino para abandonar la agricultura.

Lien *et al.* (2010), realizaron un análisis utilizando un conjunto de datos panel no balanceado de fincas productoras de cereales en Noruega, bajo el enfoque de función de producción de frontera estocástica (SFA) y encontraron que los ingresos no agrícolas tienen un efecto positivo en la producción agrícola, pero no tienen un efecto sistemático en la eficiencia técnica agrícola.

Zhang *et al.* (2016), utilizaron datos de encuestas de tres olas para cuatro aldeas de la provincia de Jiangsu en China, aplicaron el enfoque de función de producción de frontera estocástica y los determinantes de la eficiencia técnica fueron estimados con un modelo de mínimos cuadrados generalizados de datos panel con IV, encontraron un efecto positivo significativo del ingreso no agrícola sobre el nivel de eficiencia técnica de la finca.

En Uganda, Amare y Shiferaw (2017), utilizaron datos de panel para evaluar los efectos a nivel de finca del ingreso no agrícola sobre la intensificación de la agricultura y el cambio de la productividad por unidad de área. Realizaron una estimación en dos etapas aplicada a modelos de datos de panel con variables endógenas censuradas que les permitió considerar la heterogeneidad no observada y la simultaneidad potencial entre la productividad agrícola y el ingreso no agrícola.

En otros estudios Goodwin *et al.* (2004), Shittu (2014) y Mathenge *et al.* (2015) encontraron que una mayor participación en los mercados laborales no agrícolas disminuye la eficiencia técnica de la producción agrícola. También se ha reportado en la literatura que los agricultores utilizan los ingresos no agrícolas para el consumo en lugar de la inversión en la producción agrícola (Woldeyohanes *et al.*, 2016).

El objetivo de este documento es estimar el efecto que tienen los ingresos no agrícolas sobre la eficiencia técnica agropecuaria en Colombia, a partir de información de datos panel de cuatro regiones (Atlántica Media, Cundi-Boyacense, Eje Cafetero y Centro-Oriente) las cuales se consideran homogéneas en su carácter de economías campesinas, con diferencias en las especies o renglones que conforman sus sistemas productivos.

Este trabajo es un primer elemento que servirá como base para la discusión de políticas públicas de desarrollo rural integral, relacionadas con las oportunidades inherentes a la generación de ingresos no agrícolas.

## MATERIALES Y MÉTODOS

En esta investigación se utiliza como fuente principal de información la Encuesta Longitudinal Colombiana de la Universidad de los Andes (ELCA) en sus tres rondas (2010, 2013 y 2016), esta encuesta se dirige a hogares y comunidades en zonas rurales y urbanas de Colombia; la muestra se conforma por 10800 hogares de los cuales 4800 son hogares rurales y 6000 son urbanos. En esta investigación se trabajó con la muestra rural, restringida a 2257 hogares que fueron seleccionados bajo los siguientes criterios: hogares rurales con producción agrícola y pecuaria presentes en las tres rondas de la encuesta, hogares con información del valor monetario recibido por la venta de la producción y hogares con información de costos de producción agropecuarios (Tabla A1).

### Área de estudio

La muestra rural de la ELCA es representativa de cuatro regiones (Figura 1) de pequeños productores del país, las cuales se caracterizan por ser internamente homogéneas en su esquema de economía campesina pero diferentes en sus modelos productivos.

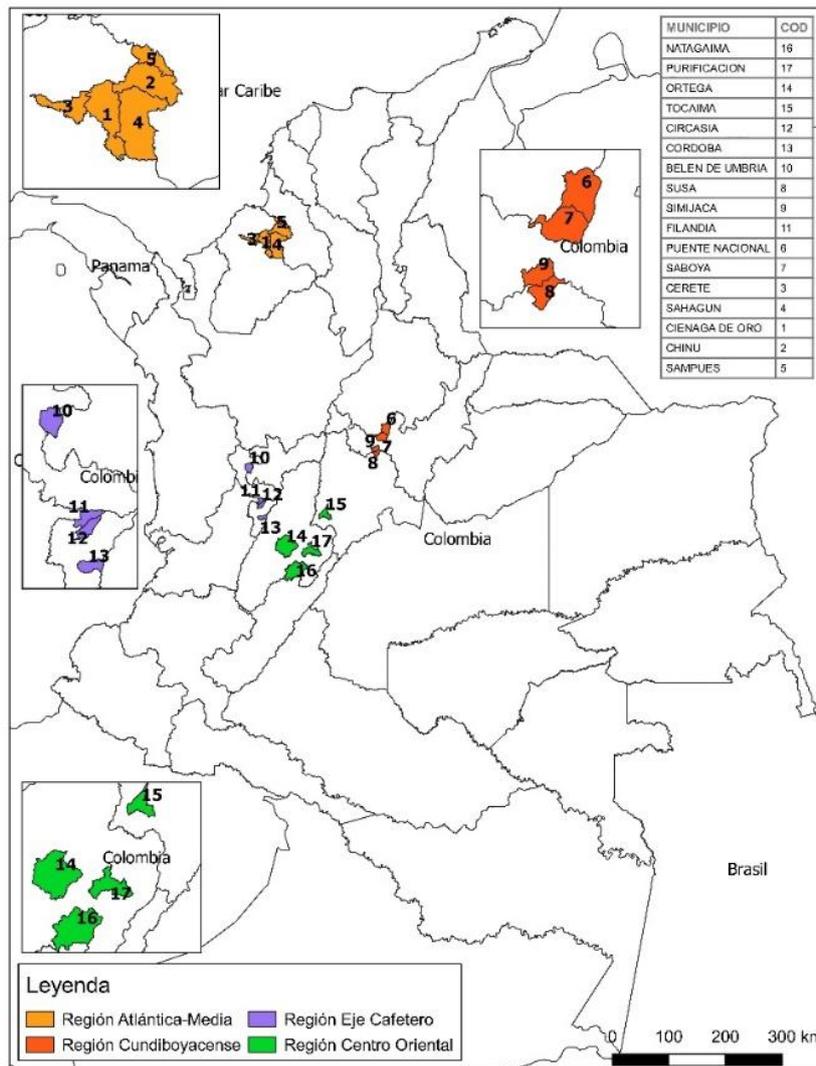


FIGURA 1. Localización Regiones de estudio

Fuente: Elaboración propia

La región Atlántica Media se encuentra localizada al norte del país, integrada por los departamentos de Córdoba y Sucre en las zonas altas de la cordillera Occidental. En el aspecto agropecuario destacan los cultivos de maíz, arroz, algodón, plátano y mango. La región Cundiboyacense es integrada por los departamentos de Cundinamarca y Boyacá, los cuales están ubicados en las zonas altas del sistema andino sobre la cordillera oriental. Predominan los cultivos de papa y hortalizas, sin embargo, en los años recientes se ha presentado disminución de las actividades agrícolas y la transición a la ganadería.

La región Eje Cafetero se localiza sobre la cordillera central, integrada por el departamento de Quindío y Risaralda, presenta una posición geoestratégica razón por la cual es paso obligatorio para la conectividad y el transporte de toda la producción del país. En términos de la producción agrícola el cultivo más representativo es el café, se destacan también los cultivos de plátano, caña de azúcar, cítricos, aguacate, sábila.

Región Centro-oriental entre las cordilleras Central y Oriental y más exactamente sobre el valle del Magdalena, compuesta por Tolima y Cundinamarca, se caracteriza por un paisaje de piedemonte con clima cálido seco, predominan los cultivos de arroz, café, caña de azúcar, cacao y cítricos.

### Estimación eficiencia técnica

En este estudio se utilizó el enfoque de meta-frontera estocástica (Huang *et al.*, 2014; Lien *et al.*, 2018; Alem *et al.*, 2018) para estimar una función de producción a nivel de hogar para cada región y a nivel agregado.

La frontera estocástica se utiliza una función de producción trans-logarítmica, esta forma funcional es flexible y permite la presencia de economías variables de escala en la producción y anida la función de producción Cobb-Douglas. De esta manera, la frontera estocástica a estimar se presenta en la ecuación (1):

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^5 \beta_j \ln x_{jit} + \frac{1}{2} \sum_{j,s}^5 \sum_{k=1}^5 \beta_{jk} \ln x_{jit} \ln x_{kit} + (v_{it} - u_{it})$$

Donde, la variable dependiente  $Y_{it}$  representa los ingresos brutos derivados de la actividad agropecuaria del  $i$ -ésimo hogar en el período  $t$ . Los insumos agregados, incluidos como variables de la función de producción, son 1)  $X_1$  la superficie total del predio (hectáreas); 2)  $X_2$  el gasto (COP) para semillas, fertilizantes, agua y otros insumos variables utilizados en la actividad agropecuaria; 3)  $X_3$  el valor (COP) de los servicios y herramientas utilizados para la producción; 4)  $X_4$  la cantidad total (jornales por año) de mano de obra (incluidos los familiares y los trabajadores contratados); 5)  $X_5$  el tiempo (año) que puede asumir un valor igual a 1 (2010), 2 (2013) o 3 (2016). Todas las variables medidas en términos monetarios se convirtieron al valor de pesos colombianos constantes del año 2016.

$v_{it}$ : es una perturbación simétrica que recoge las variaciones aleatorias en la producción debida a factores tales como errores aleatorios, errores en la observación y medida de los datos, la suerte, entre otros. Se consideran i.i.d. con  $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$

$u_{it}$ : son variables aleatorias no negativas e inobservables asociadas con la ineficiencia técnica de la producción, se asume que se distribuye independientemente de  $v_{it}$  y que satisface la condición  $u_{it} < 0$ .

Se distribuyen como:  $u_{it(j)} \sim N^+(0, \sigma_{uj}^2(z_{it(j)}))$ ;  $z_{it(j)}$  son las variables que determinan la ineficiencia técnica.

En la ecuación 2 se muestra la eficiencia técnica del hogar  $i$  en el período  $t$ .

$$ET_{it} = \frac{Y_{it}}{f(x_{it(j)}, \beta_{it(j)})} = e^{-u_{it}} \quad (2)$$

La meta-frontera estocástica que envuelve a todas las fronteras especificadas para las regiones o grupos, se especifica en la ecuación 3.

$$\hat{f}_j(x_{it(j)}, \beta_j) = f^M(x_{it(j)}, \beta) e^{(U_{it}^M - v_{it}^M)} \quad (3)$$

Donde:

$\hat{f}_j(x_{it(j)}, \beta_j)$  son las predicciones de las fronteras de cada región o grupo de la etapa 1 en (11). Cada vector de predicciones de la frontera de producción de cada región se agrupa en un vector para toda la muestra.

$v_{it}^M$ : es el término de error y se supone que es i.i.d.  $v_{it}^M \sim N(0, \sigma_{vM}^2)$

$U_{it}^M$ : representa la ineficiencia técnica y se distribuye:  $U_{it}^M \sim N^+(0, \sigma_{UM}^2(z_{it}^M))$

$z_{it}^M$ : representa los determinantes específicos de la región para el componente de brecha tecnológica

$\#$ : es un vector de parámetros desconocidos a estimar en la meta-frontera.

La relación que existe entre la función de producción agropecuaria de cada hogar ( $i$ ) dentro de grupo ( $j$ ) respecto a la meta-frontera estocástica consta de tres componentes, como se aprecia en la ecuación 4:

$$\frac{Y_{i(j)}}{f^M(x_{i(j)}, \beta)} = TGR_{i(j)} \times ET_{i(j)} \times e^{u_{it}^M} \quad (4)$$

Donde:

$TGR_{i(j)} = \frac{\hat{f}_j(x_{i(j)}, \beta_j)}{f^M(x_{i(j)}, \beta)}$ : es la brecha tecnológica;  $ET_{i(j)} = \exp(-U_{i(j)})$ : es la eficiencia técnica;

$e^{u_{it}^M} = \frac{Y_{i(j)}}{f^M(x_{i(j)}, \beta) \times ET_{i(j)}}$ : es el componente aleatorio

En resumen, el enfoque de dos etapas para estimar la meta-frontera se realiza estimando dos regresiones de SFA, ecuaciones 5 y 6:

$$\ln Y_{it(j)} = f_j(x_{it(j)}, \beta_{(j)}) + v_{it(j)} - u_{it(j)}$$

$$i = 1, 2, \dots, N_j; t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

$$\ln \hat{f}_j(x_{it(j)}, \beta_{(j)}) = f^M(x_{it(j)}, \beta) + v_{it}^M - u_{it}^M$$

$$\forall i, t, j = 1, 2, \dots, J \quad (6)$$

Donde:

$\ln \hat{f}_j (X_{it(j)}, \beta_{(j)})$  :es la estimación de la frontera específica del grupo j.

$\ln \hat{f}_j (X_{it(j)}, \beta_{(j)})$ : es específico del grupo j, esta regresión se estima J veces, una para cada grupo (j = 1, 2, ..., J).

La meta-frontera debe ser mayor o igual que la frontera específica del grupo, ecuación 7:

$$f_j (X_{it(j)}, \beta_{(j)}) \leq f^M (X_{it(j)}, \beta_{(j)}) \quad (7)$$

La brecha tecnológica TGR estimada debe ser menor o igual a la unidad, ecuación 8:

$$TGR_{it(j)} = \bar{\varepsilon} (e^{-\ln \hat{\varepsilon}_{it}^M}) \leq 1 \quad (8)$$

Donde:

$$\hat{\varepsilon}_{it}^M = \ln \hat{f}_j (X_{it(j)}, \beta_{(j)}) - \ln \hat{f}^M (X_{it(j)}, \beta)$$

$\hat{\varepsilon}_{it}^M$ : son los residuos compuestos estimados.

La eficiencia técnica del hogar i en la meta-frontera (MET) se estima de acuerdo con la ecuación 9:

$$MET_{it(j)} = TGR_{it(j)} \times \bar{E}T_{it(j)} \quad (9)$$

Se realizó una prueba Hausman para efectos fijos versus aleatorios (la prueba de Hausman parte del supuesto que el estimador de efectos fijos es consistente tanto bajo la hipótesis nula como bajo la hipótesis alterna). Estas pruebas encontraron que los efectos fijos se ajustan mejor a los modelos utilizados, los resultados de las pruebas se presentan en la Figura A1.

## Efecto del ingreso rural no agrícola (IRNA) sobre la eficiencia técnica

La estimación del efecto del ingreso rural no agrícola sobre la eficiencia técnica agropecuaria de pequeños productores incluye dos fuentes potenciales de endogeneidad, la primera, se debe a la heterogeneidad no observada, como características del hogar y choques que afectan tanto las decisiones de producción agropecuaria como la generación de ingresos derivados de fuentes no agropecuarias; y la segunda, es la simultaneidad, debido a que estas dos variables pueden estar co-determinadas, en este sentido, los hogares con mayor participación de ingresos no agrícolas pueden poseer atributos sistemáticamente diferentes a hogares que no generan ingresos no agrícolas, esto se debe al hecho de que la decisión de un hogar se basa en la autoselección y no en una asignación aleatoria (Heckman, 1978).

En la ecuación (10) se especifica un modelo de datos panel utilizado para controlar la heterogeneidad no observada y la endogeneidad potencial del ingreso rural no agrícola.

$$ET_{it} = f(IRNA_{it}; \beta) + X_{it} \delta + d_t + \alpha_i + e_{it} \quad (10)$$

$$i = 1, \dots, N ; t = 1, \dots, T_i$$

Donde:

$ET_{it}$  es la eficiencia técnica a nivel de hogar i en el período t,  $IRNA_{it}$  es la participación del ingreso rural no agrícola respecto al ingreso total del hogar,  $X_{it}$  es el vector de variables exógenas, la diversidad de rubros productivos agropecuarios del hogar, el número de activos estratégicos del hogar, una variable dummy que toma el valor de 1 si el hogar cuenta con equipo de riego para la producción agropecuaria, una variable dummy que toma el valor de 1, si el hogar i en el período t tiene acceso a crédito, el sexo y la edad del jefe de hogar.  $d_t$  captura choques de carácter macro que afectan a todos los hogares, por ejemplo, el cambio de precios relativos bajo el supuesto que son comunes en todos los hogares,  $\alpha_i$  es un efecto individual no observado,  $e_{it}$  es el término del error. La función  $f(IRNA_{it}; \beta)$  indica que el ingreso rural no agrícola puede tener una forma funcional no lineal.

Para la estimación del modelo planteado en la ecuación 10, y al desconocerse la forma funcional de  $f(IRNA_{it}; \beta)$  se adopta la especificación propuesta por Phimister y Roberts (2006). La variable de interés se expresa como un conjunto de cinco variables indicadoras (dummy), la primera variable dummy es igual a 1 si el porcentaje de ingreso rural no agrícola es menor o igual a 7%, la segunda variable es 1 si el porcentaje de ingreso rural no agrícola del hogar es mayor que 7% y menor o igual al 23%, la tercera variable es igual a 1, si el porcentaje de ingreso rural no agrícola del hogar es mayor que 23% y menor o igual al 39%, la cuarta, es igual a 1 si el porcentaje de ingreso rural no agrícola del hogar es mayor que 39% y menor o igual a 58%. La última variable

dummy es igual a 1 si el porcentaje de ingreso rural no agrícola del hogar es mayor que 58% y menor o igual a 100%.

Phimister y Roberts (2006), expresan que el uso de variables indicadoras puede capturar mejor el efecto del ingreso rural no agrícola sobre la eficiencia técnica agropecuaria, porque los datos sobre el ingreso del hogar se recopilan en retrospectiva y por lo tanto puede verse afectado por sesgo de retirada (Dex, 1995) y no se ajustan continuamente.

Por otro lado, para analizar el efecto que tiene la diversidad de rubros productivos agropecuarios del hogar rural sobre la eficiencia técnica, en esta investigación se siguió a Wan et al. (2016), los autores definieron el índice de diversidad de ingresos agropecuarios  $I_{div}$  (ecuación 11) y el índice de dependencia de ingreso  $I_{dep}$  (ecuación 12). El índice de diversidad de ingresos se deriva del índice de Shannon-Wiener.

$$I_{div} = -\sum_{j=1}^J p_j \log p_j \quad (11)$$

J denota los rubros productivos agropecuarios,  $p_j$ , la probabilidad de 1 COP sea obtenido a partir de la fuente j.

$$I_{dep} = \sum_{s=1}^S \left[ \frac{N_s(N_s-1)}{N(N-1)} \right] \quad (12)$$

En la ecuación 12, el índice de dependencia del ingreso está diseñado para analizar si los hogares tienen una alta dependencia de un rubro productivo agropecuario. Mayores valores del índice de dependencia del ingreso agropecuario significa que un choque a la producción o de mercado, puede causar riesgo a los hogares rurales.  $s$  denota el número de fuentes de ingresos, N corresponde al ingreso total agropecuario,  $N_s$  es el ingreso total generado por cada rubro productivo  $s$  y  $N_1 + N_2 + N_3 + \dots + N_s = N$ ;  $\frac{N_s}{N}$  es la probabilidad de que 1 COP sea extraído del rubro productivo  $s$ ;  $(N_s - 1)/(N - 1)$  es la probabilidad de que 1 COP sea generado a partir del rubro productivo  $s$ .

Debido a la limitada información de los hogares rurales de la muestra, resulta complicado encontrar instrumentos robustos para la variable endógena. En esta investigación se utilizó un marco econométrico de dos etapas para datos panel (Vella & Verbeek, 1999; Phimister & Roberts, 2006; Semykina & Wooldridge, 2010; Wooldridge, 2015; Al-Amin & Hossain 2019); este enfoque, proporciona un método para estimar modelos de datos panel con variables endógenas y censuradas.

En la primera etapa los términos de corrección de la endogeneidad se generan a partir de un Tobit agrupado de efectos aleatorios (ecuación 13)

$$IRNA_{it}^* = z_{it}\delta + \theta_i + \eta_{it} \quad (13)$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T_i$$

$\theta_i$  Donde  $z_{it}$  es un vector de variables exógenas.  $\theta_i$  captura la heterogeneidad no observada respecto al IRNA, y  $\eta_{it}$  es el componente aleatorio.  $\theta_i$  y  $\eta_{it}$ , son independientes y normalmente distribuidas con media cero y varianza constante. La participación del ingreso rural no agrícola en el ingreso total del hogar se relaciona con el modelo latente como se presenta en la ecuación (14):

$$IRNA_{it} = IRNA_{it}^* \text{ Si } IRNA_{it}^* > 0, IRNA_{it} = 0 \text{ Si } IRNA_{it}^* \leq 0 \quad (14)$$

La endogeneidad entre la eficiencia técnica y el ingreso rural no agrícola se captura permitiendo la correlación de los componentes no observados de las ecuaciones 10 y 13, en particular, se define (ecuación 15 y 16):

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + e_{it} \quad (15)$$

$$u_{it} = \theta_i + \eta_{it} \quad (16)$$

El modelo se completa suponiendo que la expectativa condicional de  $\varepsilon_{it}$  es una función lineal de  $u_{it}$  (ecuación 17):

$$E\{\varepsilon_{it} | x_i, z_i, u_{it}\} = \tau_1 u_{it} + \tau_2 \bar{u}_i \quad (17)$$

Donde:

$$\bar{u}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it}$$

Bajo este enfoque se realiza un procedimiento en dos etapas, en la primera, se estiman los parámetros de la ecuación 15, mediante un modelo Tobit de efectos aleatorios. A partir, de éstos se estima  $u_{it}$  y  $\bar{u}_i$ , mediante integración numérica. En la segunda etapa, la estimación consiste en una extensión del modelo de selección

de Heckman. La ecuación 10, se puede estimar de forma consistente al adicionar los dos términos de  $u_{it}$  y  $\bar{u}_i$  estimados en la etapa 1, mediante una regresión OLS y al ajustar los errores estándar para tener en cuenta la naturaleza de los términos corregidos (Vella & Verbeek, 1999).

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Estadísticas descriptivas

En la Figura 2 se presenta la composición de los ingresos de los hogares en las cuatro regiones durante las tres rondas de la encuesta, la fuente principal de ingresos corresponde al trabajo en otras unidades productivas en labores primarias de la agricultura, éste puede ser permanente o estacional, dependiendo del tipo de producción agropecuaria que maneje el hogar.

El ingreso derivado de la actividad pecuaria presenta una alta participación en los hogares de la región Atlántica media y Cundiboyacense, también los ingresos por empleo asalariado no agrícola. Por otro lado, en la región del Eje Cafetero se destaca la participación de ingreso agrícola principalmente derivado de cultivos permanentes como el café y la caña de azúcar para la producción de panela. En la región Centro-oriente predomina la generación de ingresos rurales no agrícolas principalmente por autoempleo (actividades de agroindustria y servicios).

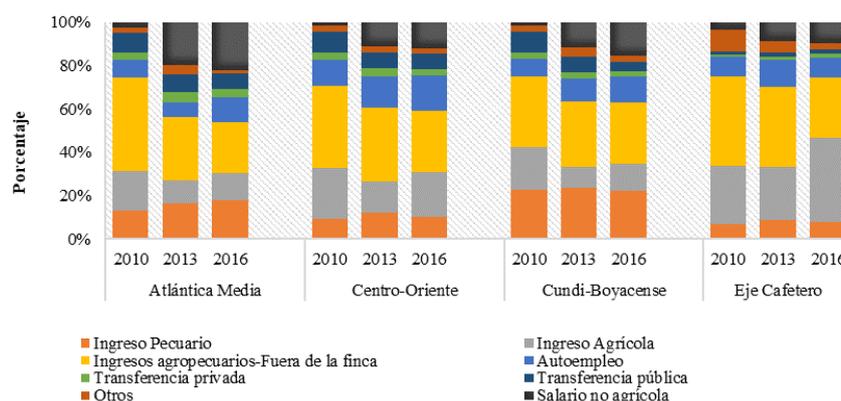


FIGURA 2.

Participación en el ingreso bruto de los hogares rurales, según fuente de ingresos (2010-2013-2016)

Fuente: Cálculos del autor basados en datos de la ELCA (2010, 2013 y 2016)

En la Tabla 1 se presenta un resumen de las variables de producción agropecuaria de los hogares de las cuatro regiones de estudio. Se observa que los hogares de las regiones Atlántica media y Eje Cafetero tienen en promedio los valores de producción y de insumos más altos. En términos de mano de obra los hogares localizados en la región del Eje Cafetero demandan la mayor cantidad, en promedio utilizan 227 jornales al año, se puede decir que está determinado principalmente por las actividades de recolección y cosecha de café en esta zona.

En promedio el 0.69 del ingreso agropecuario de los hogares depende de un solo rubro productivo, este valor indica que los hogares de la muestra son vulnerables ante cambios en los precios y ante fenómenos hidrolimatológicos que puedan afectar su ingreso disponible. También se observa que la edad promedio del jefe de hogar no varía significativamente entre las cuatro regiones, siendo 50 años la edad promedio.

**TABLA 1.**  
Estadísticas descriptivas (valores promedio por hogar) de las variables de producción agropecuaria en cuatro regiones de Colombia

VARIABLES	Eje Cafetero	Atlántica Media	Centro Oriente	Cundi-Boyacense	Conjunto de regiones
Valor de la producción agropecuaria (COP/año)	14,300,000	7,601,717	5,603,397	5,702,049	7,551,414
IRNA (COP/año)	4,825,878	4,550,833	3,897,502	4,208,352	4,333,230
Idiv	0.44	0.65	0.40	0.46	0.50
Idep	0.71	0.62	0.75	0.70	0.69
Agroquímicos y semillas (COP/año)	3,951,128	3,916,423	2,462,292	2,537,206	3,155,020
Mano de obra (jornales/año)	227	56	50	48	78
Mano de obra (COP/año)	8,164,828	2,009,111	1,798,342	1,729,797	2,803,325
Maquinaria, Herramientas y servicios (COP/año)	1,184,266	996,023	693,520	814,359	897,309
Superficie total del predio (ha)	3.4	3.1	3.5	3.5	3.4
Tamaño del hogar (N° personas)	4	5	5	4	4
Edad jefe de hogar (año)	52.9	51.1	51.4	48.0	50.5
Educación jefe de hogar (años)	4.3	4.6	4.2	4.8	4.5

Fuente: Cálculos del autor basados en datos de la ELCA (2010, 2013 y 2016). COP de 2016

## Estimación de fronteras estocásticas de producción y ET

En la Tabla 2 se presentan los resultados de la estimación del modelo TRE para las cuatro regiones (fronteras específicas por región) y para el conjunto de regiones (meta-frontera). Los parámetros de primer orden del total de insumos y del tamaño de las fincas corresponden a las elasticidades parciales promedio, se observa que a nivel de meta-frontera existe una relación positiva y significativa entre los insumos utilizados y el valor de la producción agropecuaria de los hogares de la muestra. La suma de las elasticidades estimadas fue de 0.958, esto sugiere que la producción exhibe rendimientos decrecientes a escala en la frontera eficiente, esto implica que incrementos en los insumos tiene un efecto menos que proporcional en la producción agropecuaria en la meta-frontera.

**TABLA 2**  
 Estimación de los parámetros del modelo translog de frontera de producción estocástica por región y para el conjunto de regiones \*

Variables	Eje Cafetero	Atlántica Media	Centro Oriente	Cundi-Boyacense	Conjunto de regiones
Superficie total del predio	0.0302 (0.185)	0.729*** (0.222)	0.342* (0.198)	0.110 (0.192)	0.172* (0.088)
Agroquímicos y semillas	0.483** (0.367)	0.261* (0.743)	0.279 (0.381)	0.152*** (0.421)	0.752*** (0.193)
Servicios y herramientas	0.024 (0.239)	0.078** (0.371)	0.011 (0.252)	0.027 (0.263)	0.034** (0.130)
Mano de obra	0.640** (0.290)	0.310** (0.640)	0.00764 (0.306)	0.035*** (0.347)	0.34** (0.134)
Tiempo (año)	0.0272 (0.0205)	0.0282* (0.0171)	0.00354 (0.0134)	0.0299* (0.0168)	0.022*** (0.003)
Constante	0.739 (0.000)	0.721 (4.016)	10.09*** (1.991)	132.4 (0.000)	4.03*** (0.920)
Observaciones	943	1,904	1,411	1,978	6,236
N° Hogares	340	688	524	692	2,244

Fuente: Elaboración propia

Nota: \*Los parámetros de segundo orden se eliminan para ahorrar espacio, pero están disponibles en la Tabla A2.

Errores estándar en paréntesis

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

A partir de las fronteras estocásticas de producción, se estima la eficiencia técnica (ET) de cada hogar, la ET puede tomar valores entre 0 y 1, es decir, entre más cercana a 1, mayor es la ET agropecuaria del hogar o región. Los puntajes de ET estimados y la brecha tecnológica (TGR) se resumen en la Tabla 3. Respecto a la frontera específica, los resultados sugieren que los hogares rurales en todas las regiones utilizan la tecnología disponible de manera subóptima. En promedio las menores eficiencias se encuentran en la región Cundiboyacense (0.43) y la región del Eje Cafetero (0.47), entre tanto, las regiones Centro Oriente y Atlántica Media obtuvieron puntajes medio de 0.83 y 0.80 respectivamente, este resultado indica que los hogares de estas regiones aprovechan de forma más eficiente los insumos respecto a las regiones Eje Cafetero y Cundiboyacense.

A partir de las fronteras estocásticas de producción, se estima la eficiencia técnica (ET) de cada hogar, la ET puede tomar valores entre 0 y 1, es decir, entre más cercana a 1, mayor es la ET agropecuaria del hogar o región. Los puntajes de ET estimados y la brecha tecnológica (TGR) se resumen en la Tabla 3. Respecto a la frontera específica, los resultados sugieren que los hogares rurales en todas las regiones utilizan la tecnología disponible de manera subóptima. En promedio las menores eficiencias se encuentran en la región Cundiboyacense (0.43) y la región del Eje Cafetero (0.47), entre tanto, las regiones Centro Oriente y Atlántica Media obtuvieron puntajes medio de 0.83 y 0.80 respectivamente, este resultado indica que los hogares de estas regiones aprovechan de forma más eficiente los insumos respecto a las regiones Eje Cafetero y Cundiboyacense.

La ET de la producción agropecuaria en la región Cundiboyacense de 0.43 implica que estos hogares producen solo el 43% de la salida máxima posible (frontera), es decir, en promedio los hogares localizados en esta región pueden aumentar su producción en alrededor de 57% si se vuelven técnicamente eficientes. De los resultados obtenidos cabe destacar que la variabilidad de la eficiencia técnica es estadísticamente distinta de cero, por lo tanto, las diferencias observadas en la producción no obedecen exclusivamente a

efectos aleatorios, sino también a diferencias relativas en la habilidad gerencial de los hogares que componen la muestra.

En las regiones donde la ET es relativamente baja, dada la cantidad de factores y tecnología actual, se puede obtener un aumento potencial del producto, si se adoptan prácticas que mejoren la productividad y promuevan la formación de capital social, como la difusión y gestión de conocimientos existentes a nivel local y regional. En las regiones donde la eficiencia es superior, el aumento de productividad estaría dado por la introducción de tecnologías que implican inversión de bienes de capital o activos fijos previamente adaptados a su medio agroecológico que permitan desplazar la frontera específica de producción.

En la meta-frontera la ET en promedio fue de 0.68, este resultado debe ser interpretado en términos relativos, un estudio similar para Colombia reportó una media de ET en la meta-frontera de 0.45 (Melo y Orozco, 2017). Los valores medios de la relación de brecha tecnológica varían de 0.73 (para la región Eje cafetero) a 0.82 (Atlántica Media), un valor de 1 es equivalente al punto donde la frontera regional individual coincide con la meta-frontera, en general la brecha tecnológica indica el porcentaje máximo de ET que se puede obtener en cada región respecto al potencial del producto que se define en la meta-frontera. El índice de brecha tecnológica promedio para la región Centro Oriente muestra que los hogares de esta región están produciendo en promedio 81.2 % de su producción potencial con respecto a la tecnología en la meta-frontera.

**TABLA 3.**  
Estimaciones de eficiencia técnica y brecha tecnológica de la producción agropecuaria de los hogares rurales en cuatro regiones de Colombia

	Eje Cafetero	Atlántica Media	Centro Oriente	Cundi-Boyacense	Conjunto de regiones
<b>Eficiencia técnica</b>					
Promedio	0.474	0.800	0.837	0.439	0.688
Desviación estándar	0.346	0.112	0.081	0.333	0.041
Mínimo	0	0.358	0.264	0	0.543
Máximo	1	0.972	0.965	1	1
<b>Brecha tecnológica (TGR)</b>					
Promedio	0.7301	0.8223	0.812	0.692	0.820
Desviación estándar	0.055	0.121	0.031	0.021	0.035
Mínimo	0.341	0.441	0.347	0.235	0.389
Máximo	0.982	0.961	0.981	0.973	0.988

Fuente: Cálculos del autor basados en datos de la ELCA (2010, 2013 y 2016).

## Efecto del ingreso rural no agrícola sobre la eficiencia técnica agropecuaria

En la Tabla 4 se presentan los resultados del modelo Tobit de efectos aleatorios. En términos de los coeficientes estimados, se aprecia que los signos son consistentes con lo esperado de acuerdo con Phimister & Roberts (2006), el porcentaje de ingreso rural no agrícola aumenta con la edad, sin embargo, comienza a disminuir cuando las mujeres alcanzan los 75 años. A partir de estos resultados, se pueden estimar los términos de selección de la muestra para la etapa  $2.\sigma_{\theta}$  y  $\sigma_{\eta}$ , son significativos y diferentes de cero. Importar imagen indica que la heterogeneidad no observada es importante en esta regresión. La prueba general de Wald para la importancia conjunta de todos los regresores, indica la validez del modelo.

TABLA 4  
Estimación primera etapa: Tobit efectos aleatorios

Variables	Tobit EA
Mujeres < 10 años	0.00820 (0.00601)
Mujeres entre 50 y 60 años	0.00236 (0.00660)
Mujeres entre 61 y 75 años	0.00626 (0.00786)
Mujeres >75 años	7.93e-05 (0.0129)
Hombres < 10 años	-0.00312 (0.00422)
Hombres entre 50 y 60 años	0.00141 (0.00692)
Hombres entre 61 y 75 años	-0.00844 (0.00791)
Hombres > 75 años	-0.00539 (0.0130)
Número de mujeres en el hogar	-0.00209 (0.00332)
Dummy igual a 1 si el área del predio es mayor que el área promedio	-0.106*** (0.00779)
Período	
2013	0.21*** (0.00690)
2016	0.129*** (0.00690)
Constante	0.295*** (0.00867)
$\sigma_{\theta}$	0.1108***
$\sigma_{\eta}$	0.2313***
$H_0$ : Todos coeficientes cero	625.79***
$X^2$ (p-value)	
Log Likelihood	-286.95
Observaciones	6,760
Número de hogares	2,257

Fuente: Elaboración propia

Nota: Errores estándar en paréntesis

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

En la Tabla 5 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación 10, los resultados evidencian que entre regiones el efecto del ingreso rural no agrícola sobre la eficiencia técnica puede ser negativo o positivo, en este sentido las políticas públicas de desarrollo rural deberán ser diferenciadas por tipología de productor y con enfoque territorial. Los resultados indican que en las regiones Eje Cafetero y Cundiboyacense, el efecto del ingreso rural no agrícola tiene un efecto positivo sobre la eficiencia técnica agropecuaria. Esto puede responder al hecho que estas dos regiones tienen un margen más amplio de posibilidades dentro de su frontera específica de producción de aumentar su nivel de eficiencia, entonces, en estas dos regiones el ingreso rural no agrícola contribuye a relajar las restricciones financieras en los hogares y en consecuencia a mejorar la inversión en las actividades agropecuarias.

De otro lado, en las regiones Centro Oriente y Atlántica media, la proporción del ingreso de los hogares proveniente de actividades no agrícolas afecta negativamente la eficiencia técnica de la producción agropecuaria de los hogares de la muestra. Los resultados sugieren que una mayor participación del IRNA

en la región Centro Oriente conduce a la reasignación de recursos, especialmente aquellos que ayudarán a aumentar la productividad agrícola, como la adopción de nuevas y tecnologías mejoradas (Abdulai & Huffman, 2000). En la región Atlántica media, el efecto negativo se debilita, conforme aumenta la proporción del IRNA en el ingreso total del hogar.

Para el conjunto de regiones se considera la ET estimada en la meta- frontera, los resultados evidencian que la proporción de IRNA en el ingreso total del hogar, genera un efecto negativo y significativo sobre la ET. El efecto se debilita conforme aumenta la participación del IRNA en el ingreso total del hogar, la ET agropecuaria de los hogares de la muestra puede disminuir entre 8.8% y 4.3% (significativo al 5%). Este resultado es consistente con lo reportado por Kumbhakar et al. 2014; Bojnec & Latruffe (2013) ; Sipiläinen et al. (2013) .

El efecto negativo del IRNA sobre la ET puede explicarse por el hecho de que los ingresos rurales no agrícolas pueden distorsionar el incentivo de los productores agropecuarios para trabajar de manera eficiente y para adoptar tecnologías, debido a que deciden sustituir los ingresos agropecuarios por los ingresos fuera de la finca (Skevas et al., 2012).

Respecto a las variables de control, el coeficiente para la edad del jefe de hogar tiene un efecto positivo significativo sobre la ET, este resultado sugiere que la experiencia desempeña un rol importante en la producción, en este sentido, Purdy et al. (1997) sugieren que utilizar la edad del jefe de hogar como una proxy de la experiencia supone que son capaces de gestionar mejor el riesgo de la actividad agropecuaria pero que su efecto marginal sobre la ET disminuye con el aumento de la edad; el cuadrado de la edad del jefe de hogar tiene un efecto negativo significativo, este resultado es consistente con los hallazgos de Liu & Zhuang (2000), quienes investigaron la productividad agrícola en la provincia de Sichuan en el suroeste de China.

El nivel educativo del jefe de hogar tiene un efecto positivo sobre la ET, es consistente con los hallazgos de otros autores (Shi et al., 2007; Wei, 2011). En cuanto a la diversificación de rubros productivos agropecuarios, los resultados sugieren que diversificar los rubros productivos agropecuarios conduce a una disminución en la ET, este resultado puede explicarse en que la diversificación de la producción agropecuaria incrementa los costos de operación y dificulta la mecanización de los predios.

**TABLA 5**  
**Estimación el efecto del ingreso rural no agrícola sobre la eficiencia técnica de pequeños productores agropecuarios en Colombia**

Variables	Eje cafetero	Atlántica media	Centro oriente	Cundiboyacense	Conjunto de regiones
Ingreso rural no agrícola (IRNA)					
Entre 8% y 23%	0.0479* (0.0502)	-0.0374*** (0.0134)	-0.0310** (0.0149)	0.0297* (0.0556)	-0.0882*** (0.0022)
Entre 24% y 39%	0.0341** (0.0493)	-0.0200*** (0.0144)	-0.0451*** (0.0151)	0.0920* (0.0675)	-0.0732*** (0.0022)
Entre 39% y 58%	0.0178*** (0.0557)	-0.0165** (0.0153)	-0.0436*** (0.0155)	0.121* (0.0614)	-0.0675*** (0.0023)
Entre 58% y 100%	0.0190*** (0.0653)	0.0142** (0.0176)	-0.0580*** (0.0173)	0.146* (0.0581)	-0.0439* (0.0024)
Características técnicas de la producción					
Riego (dummy)	0.104 (0.139)	0.0603** (0.0410)	0.0394* (0.0495)	0.0207* (0.136)	0.0250** (0.0065)
Activos estratégicos (dummy)	0.128*** (0.0387)	0.0287*** (0.0098)	0.0144 (0.00946)	0.0684** (0.0305)	0.0993*** (0.0015)
Asistencia técnica (dummy)	0.0303 (0.113)	0.0506** (0.0252)	0.0104 (0.0297)	0.0127 (0.0999)	0.0027 (0.0043)
Idiv (entre 0 y 1)	-0.0619 (0.0483)	0.0246*** (0.00864)	0.000270 (0.0105)	0.0713* (0.0409)	-0.0007 (0.00157)
Características jefe de hogar					
Edad	0.055* (0.0093)	0.0037 (0.00228)	0.021 (0.0026)	0.0159* (0.00955)	0.012*** (0.0004)
Edad <sup>2</sup>	-1.82e-06 (8.90e-05)	-2.48e-05 (2.30e-05)	-1.12e-05 (2.57e-05)	-0.000118 (9.88e-05)	-8.53e-06** (3.91e-06)
Educación (años)	0.0057 (0.0071)	0.000829 (0.0015)	0.000631 (0.00185)	0.0129** (0.0063)	0.0011*** (0.0003)
Género (masculino)	-0.0293 (0.0505)	-0.0022 (0.0118)	0.0196* (0.0110)	0.0097 (0.0379)	0.0028 (0.0018)
$\sigma_\theta$	5.788 (5.921)	-3.890* (2.066)	-0.585 (2.230)	0.144 (5.088)	-0.123 (0.250)
$\sigma_\eta$	-138.8 (115.7)	89.73** (44.19)	21.86 (47.44)	-10.36 (98.62)	1.903 (5.070)
Constante	156.8 (131.3)	-100.8** (50.13)	-24.46 (53.84)	10.07 (111.8)	-1.533 (5.752)
Observaciones	1,411	1,378	1,904	943	6,236
N° Hogares	524	692	688	340	2,244

Fuente: Elaboración propia

Nota: Errores estándar en paréntesis  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## CONCLUSIONES

La eficiencia técnica agropecuaria es un determinante clave de la rentabilidad y, por lo tanto, un determinante de las estrategias de subsistencia que deben implementar los pequeños productores. Los resultados muestran que la eficiencia técnica al igual que la brecha tecnológica respecto a la meta-frontera varía entre las cuatro regiones.

En promedio las menores eficiencias se encuentran en la región Cundiboyacense (0.43) y la región del Eje Cafetero (0.47), entre tanto, las regiones Centro Oriente y Atlántica Media obtuvieron puntajes medio de 0.83 y 0.80 respectivamente. Estos resultados tienen implicaciones importantes tanto para la formulación de políticas públicas como para el manejo de la producción agropecuaria a nivel de hogar.

En el marco de una política de innovación y mejoramiento de la eficiencia técnica de los pequeños productores agropecuarios, se deben adaptar y difundir tecnologías apropiadas a sus características de escala, que les permita mediante recomendaciones tecnológicas, que no impliquen el aumento significativo de los costos de producción, incrementar su productividad y mejorar la calidad de sus productos.

En esta investigación los resultados evidencian que entre regiones el efecto del ingreso rural no agrícola sobre la eficiencia técnica puede ser negativo o positivo, en este sentido las políticas públicas de desarrollo rural deberán ser diferenciadas por tipología de productor y con enfoque territorial.

Por último, es necesario mencionar que el análisis econométrico realizado presenta algunas limitaciones que forman parte de la agenda futura de esta investigación. En este sentido, se recomienda incorporar variables de información climática y de suelos, que permitan controlar ambos efectos de manera directa. También, se sugiere incluir cambios tecnológicos importantes ocurridos en el período de análisis.

## SUPLEMENTARIOS

TABLA A1.  
Estandarización y ajustes de unidades

Ajuste	Descripción
Unidades de producción agrícola y pecuaria	Se estandarizó a un período anual.
Valor de venta por unidad de producto (COP t-1, COP L-1, COPunidad-1[1])	Se calculó el valor de la producción por unidad de producto
Valor de la producción	Se estandarizó a un período anual
Conversión de unidades monetarias a valor real COP del año 2016	Todas las variables reportadas en unidades monetarias se convirtieron a valores reales de un año base (pesos colombianos de 2016), esto con el fin de poder comparar en términos de poder adquisitivo entre los 3 años
Costos de producción	Los costos se clasificaron en tres rubros: mano de obra, insumos (semillas, fertilizantes, herbicidas, fungicidas, entre otros), herramientas y servicios.
Clasificación de los ingresos del hogar	En esta investigación se sigue la clasificación de ingresos de un hogar rural propuesta por Kilic et al. (2009).

[1] COP: abreviación formal del peso colombiano (ISO 4217); t: abreviación formal de tonelada; L: abreviación formal de litro.

FIGURA A1.  
Test de Hausman Efectos fijos vs Efectos aleatorios

. hausman fixed1 random1

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed1	(B) random1		
lw1	1.301067	.8799763	.421091	.1827774
lw2	-.5664553	-.3583	-.2081552	.1661
lw3	.3066706	.3394351	-.0327645	.1199518
lw4	-.4455595	-.1800323	-.2655273	.1180934
t	.0227131	.022448	.0002651	.0011256
w1w1	-.0330359	.0059889	-.0390248	.0204523
w2w2	-.0811448	-.0578967	-.0232482	.0169721
w3w3	.0483127	.0410431	.0072696	.0065905
w4w4	.0245491	.010018	.0145312	.0304722
w1w2	.1599959	.1178244	.0421715	.0280555
w1w3	-.1348309	-.130274	-.0045569	.0236304
w1w4	.0558946	-.0034929	.0593875	.0224616
w2w3	.0379633	.0380835	-.0001202	.0180433
w2w4	-.1083059	-.0486397	-.0596662	.0192094
w3w4	.042015	.0488277	-.0068127	.012292

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(15) = (b-B)' [(V\_b-V\_B)^(-1)] (b-B)  
= 76.03  
Prob>chi2 = 0.0000

TABLA A2.  
Estimación Frontera de producción

Variablen	Eje Cafetero	Atlántica Media	Centro Oriente	Cundi-Boyacense
Superficie total del predio (w1)	0.0302 (0.185)	0.729*** (0.222)	0.342* (0.198)	0.110 (0.192)
Agroquímicos y semillas (w2)	0.483** (0.367)	0.261* (0.743)	0.279 (0.381)	0.152*** (0.421)
Servicios y herramientas (w3)	0.024 (0.239)	0.078** (0.371)	0.011 (0.252)	0.027 (0.263)
Mano de obra (w4)	0.640** (0.290)	0.310** (0.640)	0.00764 (0.306)	0.035*** (0.347)
Tiempo (año)	0.0272 (0.0205)	0.0282* (0.0171)	0.00354 (0.0134)	0.0299* (0.0168)
w1w1	-0.0400 (0.0420)	-0.0159 (0.0763)	0.0306 (0.0440)	0.204*** (0.0478)
w2w2	0.0465 (0.0297)	-0.189*** (0.0569)	-0.0373 (0.0328)	0.0441 (0.0380)
w3w3	-0.0209 (0.0157)	0.00679 (0.0264)	0.0467** (0.0187)	0.0796*** (0.0158)
w4w4	0.0409* (0.0223)	0.00850 (0.0138)	0.0300 (0.0236)	0.00704 (0.0163)
w1w2	-0.0437 (0.0569)	0.214* (0.116)	0.103* (0.0567)	-0.177*** (0.0669)
w1w3	0.0551 (0.0457)	-0.166** (0.0775)	-0.0683 (0.0504)	-0.166*** (0.0486)
w1w4	0.00723 (0.0414)	0.130*** (0.0486)	-0.0895** (0.0421)	-0.0263 (0.0393)
w2w3	-0.00237 (0.0419)	0.166*** (0.0521)	-0.0186 (0.0416)	0.0145 (0.0426)
w2w4	0.0291 (0.0308)	-0.142*** (0.0383)	-0.0260 (0.0360)	-0.0142 (0.0319)
w3w4	-0.00865 (0.0312)	0.00161 (0.0277)	0.0514* (0.0307)	0.0214 (0.0245)
Constante	73.97 (0)	0.721 (4.016)	10.09*** (1.991)	132.4 (0)
Observaciones	943	1,904	1,411	1,978
Número de hogares	340	688	524	692

Fuente: Elaboración propia

Nota: Errores estándar en paréntesis

## REFERENCIAS

- Abdulai, A., & Huffman, W. (2000). Structural Adjustment and Economic Efficiency of Rice Farmers in Northern Ghana. *Economic Development and Cultural Change*, 48(3), 503–520. <https://doi.org/10.1086/452608>
- Al-Amin, A. A., & Hossain, M. (2019). Impact of non-farm income on welfare in rural Bangladesh: Multilevel mixed-effects regression approach. *World Development Perspectives*, 13, 95–102. <https://doi.org/10.1016/j.wdp.2019.02.014>
- Alem, H., Lien, G., Hardaker, J. B., & Guttormsen, A. (2018). Regional differences in technical efficiency and technological gap of Norwegian dairy farms: a stochastic meta-frontier model. *Applied Economics*, 51(4), 409–421. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1502867>
- Almeida, A. N., & Bravo-Ureta, B. E. (2019). Agricultural productivity, shadow wages and off-farm labor decisions in Nicaragua. *Economic Systems*, 43(1), 99–110. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2018.09.002>

- Amare, M., & Shiferaw, B. (2017). Nonfarm employment, agricultural intensification, and productivity change: empirical findings from Uganda. *Agricultural Economics*, 48(S1), 59–72. <https://doi.org/10.1111/agec.12386>
- Bojnec, T., & Latruffe, L. (2009). Determinants of technical efficiency of Slovenian farms. *Post-Communist Economies*, 21(1), 117–124. <https://doi.org/10.1080/14631370802663737>
- Dethier, J. J., & Effenberger, A. (2012). Agriculture and development: A brief review of the literature. *Economic Systems*, 36(2), 175–205. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2011.09.003>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). 2014. Uso, cobertura y tenencia del suelo: 3er censo nacional agropecuario 2014. (Consultado en línea el 27 de abril de 2020).
- Goodwin, B. K., & Mishra, A. K. (2004). Farming Efficiency and the Determinants of Multiple Job Holding by Farm Operators. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(3), 722–729. <https://doi.org/10.1111/j.0002-9092.2004.00614.x>
- Heckman, J. J. (1978). Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System. *Econometrica*, 46(4), 931. <https://doi.org/10.2307/1909757>
- Huang, C. J., Huang, T. H., & Liu, N. H. (2014). A new approach to estimating the metafrontier production function based on a stochastic frontier framework. *Journal of Productivity Analysis*, 42(3), 241–254. <https://doi.org/10.1007/s11123-014-0402-2>
- Kilic, T., Carletto, C., Miluka, J., & Savastano, S. (2009). Rural nonfarm income and its impact on agriculture: evidence from Albania. *Agricultural Economics*, 40(2), 139–160. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2009.00366.x>
- Kumbhakar, S. C., Lien, G., & Hardaker, J. B. (2012). Technical efficiency in competing panel data models: a study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41(2), 321–337. <https://doi.org/10.1007/s11123-012-0303-1>
- Lien, G., Kumbhakar, S. C., & Hardaker, J. B. (2010). Determinants of off-farm work and its effects on farm performance: the case of Norwegian grain farmers. *Agricultural Economics*, 41(6), 577–586. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2010.00473.x>
- Lien, G., Kumbhakar, S. C., & Alem, H. (2018). Endogeneity, heterogeneity, and determinants of inefficiency in Norwegian crop-producing farms. *International Journal of Production Economics*, 201, 53–61. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2018.04.023>
- Liu, Z., & Zhuang, J. (2000). Determinants of Technical Efficiency in Post-Collective Chinese Agriculture: Evidence from Farm-Level Data. *Journal of Comparative Economics*, 28(3), 545–564. <https://doi.org/10.1006/jcec.2000.1666>
- Mathenge, M. K., & Tschirley, D. L. (2015). Off-farm labor market decisions and agricultural shocks among rural households in Kenya. *Agricultural Economics*, 46(5), 603–616. <https://doi.org/10.1111/agec.12157>
- Melo-Becerra, L. A., & Orozco-Gallo, A. J. (2016). 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>
- Pfeiffer, L., López-Feldman, A., & Taylor, J. E. (2009). Is off-farm income reforming the farm? Evidence from Mexico. *Agricultural Economics*, 40(2), 125–138. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2009.00365.x>
- Phimister, E., & Roberts, D. (2006). The Effect of Off-farm Work on the Intensity of Agricultural Production. *Environmental and Resource Economics*, 34(4), 493–515. <https://doi.org/10.1007/s10640-006-0012-1>
- Purdy, B. M., Langemeier, M. R., & Featherstone, A. M. (1997). Financial Performance, Risk, and Specialization. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 29(1), 149–161. <https://doi.org/10.1017/s107407080000763x>
- Semykina, A., & Wooldridge, J. M. (2010). Estimating panel data models in the presence of endogeneity and selection. *Journal of Econometrics*, 157(2), 375–380. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.039>
- Shi, X., Heerink, N., & Qu, F. (2007). Choices between different off-farm employment sub-categories: An empirical analysis for Jiangxi Province, China. *China Economic Review*, 18(4), 438–455. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2006.08.001>

- Shittu, A. M. (2014). Off-farm labour supply and production efficiency of farm household in rural Southwest Nigeria. *Agricultural and Food Economics*, 2(1). <https://doi.org/10.1186/s40100-014-0008-z>
- Skevas, T., Lansink, A. O., & Stefanou, S. E. (2012). Measuring technical efficiency in the presence of pesticide spillovers and production uncertainty: The case of Dutch arable farms. *European Journal of Operational Research*, 223(2), 550–559. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2012.06.034>
- Sipiläinen, T., Kumbhakar, S. C., & Lien, G. (2013). Performance of dairy farms in Finland and Norway from 1991 to 2008. *European Review of Agricultural Economics*, 41(1), 63–86. <https://doi.org/10.1093/erae/jbt012>
- Vella, F., & Verbeek, M. (1999). Two-step estimation of panel data models with censored endogenous variables and selection bias. *Journal of Econometrics*, 90(2), 239–263. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00043-8](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00043-8)
- Wan, J., Li, R., Wang, W., Liu, Z., & Chen, B. (2016b). Income Diversification: A Strategy for Rural Region Risk Management. *Sustainability*, 8(10), 1064. <https://doi.org/10.3390/su8101064>
- Wei SI. (2011). Productivity growth, technical efficiency, and technical change in China's soybean production. *African Journal Of Agricultural Research*, 6(25). <https://doi.org/10.5897/ajar11.1080>
- Woldeyohanes, T., Heckeley, T., & Surry, Y. (2016). Effect of off-farm income on smallholder commercialization: panel evidence from rural households in Ethiopia. *Agricultural Economics*, 48(2), 207–218. <https://doi.org/10.1111/agec.12327>
- Wooldridge, J. M. (2015). Control Function Methods in Applied Econometrics. *Journal of Human Resources*, 50(2), 420–445. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.420>
- Zhang, L., Su, W., Eriksson, T., & Liu, C. (2016). How Off-farm Employment Affects Technical Efficiency of China's Farms: The Case of Jiangsu. *China & World Economy*, 24(3), 37–51. <https://doi.org/10.1111/cwe.12157>