



<https://doi.org/10.5154/r.textual/2023.85.01>

THE IMPACT OF RURAL EXTENSIONISM ON THE INCOME OF SMALL FARMERS IN MEXICO

EL IMPACTO DEL EXTENSIONISMO RURAL SOBRE EL INGRESO DE PEQUEÑOS AGRICULTORES EN MÉXICO

Victor Manuel Santos Chávez¹, Adolfo Guadalupe Álvarez Macías^{2*}, Miguel Ángel Martínez Damián¹, Humberto Vaquera Huerta¹, Oscar Antonio Arana Coronado¹, Vinicio Horacio Santoyo Cortés³

ABSTRACT

Social impact evaluation analyzes how a public program affects people's lives to produce changes; it is based on a design that measures relevant variables for two equivalent groups: one exposed to the public intervention and the other without exposure. The objective of the research was to evaluate the impact of the national rural extension policy on the income of small-scale farm growers in 2015. A database with 1 083 records was used, of these, 58.5% were beneficiaries and the rest were non-beneficiaries. The results from a log-level econometric model reveals that the rural extension policy increases the income of its beneficiaries by 16.8%, compared to an equivalent population that did not participate in the program. Income increases 4.7% for each additional year of beneficiaries' education. The farmland scale and level of assets have a positive effect on the increase in income. The article concludes with a systematic assessment of the results aimed at recommendations based on lessons learned from evaluation as public management routine.

Keywords: Program evaluation, econometric models, linear regression, agricultural innovation systems.

¹Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo, Carretera México-Texcoco, km 36.5, Montecillo, Texcoco, Estado de México, C. P. 56264, México.

²Universidad Autónoma Metropolitana-Xochimilco, Calzada del Hueso Núm. 1100, Colonia Villa Quietud, Coyoacán, México, C. P. 04960.

³Universidad Autónoma Chapingo, Centro de Investigaciones Económicas, Sociales y Tecnológicas de la Agroindustria y la Agricultura Mundial, Carretera México-Texcoco, km 38.5, Chapingo, Texcoco, Estado de México. C. P. 56230.

*Corresponding author: aalvarez@correo.xoc.uam.mx, Tel. 5564213573, ORCID ID: 0000-0002-8650-0641

Please cite this article as follows (APA 7): Santos Chávez, V. M., Adolfo Guadalupe Álvarez Macías, A. G., Martínez Damián M. A., Vaquera Huerta, H., Arana Coronado, O. A., Santoyo Cortés, V. H. (2025). The impact of rural extensionism on the income of small farmers in Mexico. *Textual*, 85, e2301. doi: <https://doi.org/10.5154/r.textual/2023.85.01>

RESUMEN

La evaluación de impacto social analiza cómo incide un programa público en la vida de las personas para producir cambios; ésta se basa en un diseño que mide variables relevantes para dos grupos equivalentes: uno expuesto a la intervención pública y otro sin exposición. El objetivo de la investigación fue evaluar el impacto de la política nacional de extensionismo rural sobre los ingresos de pequeños agricultores en 2015. Se utilizó una base de datos con 1 083 registros, de estos, 58.5 %, fueron de beneficiarios y el resto de no-beneficiarios. Los resultados derivados de un modelo econométrico log-nivel revelan que la política de extensión rural incrementa 16.8 %, los ingresos de sus beneficiarios comparados con una población equivalente que no participó en el programa. El ingreso aumenta 4.7 % por cada año más de estudios de los beneficiarios. La superficie y nivel de activos tienen efecto positivo en el incremento de los ingresos. El artículo concluye con una valoración sistemática de los resultados orientada hacia recomendaciones a partir de lecciones aprendidas de la evaluación como rutina de la gestión pública.

Palabras clave: Evaluación de programas, modelo log-nivel, regresión lineal, innovación agrícola.



INTRODUCTION

Rural extension services are government actions that may play a central role in promoting different rural development processes, especially among small-scale farm growers, stimulating equitable development, increasing food production and food safety, as well as increasing the productivity of the primary sector and the income of rural farm growers (Läpple & Hennessy, 2015; Keller et al., 2021). In Latin America, there has been a growing impulse to this kind of actions (Preissing et al., 2014), therefore, extension policies have been centralized in different countries, placing them as one of the development axes in rural areas; it is assumed that farm growers as well as other rural development agents require wider ac-

INTRODUCCIÓN

Los servicios de extensionismo rural son acciones de gobierno que pueden desempeñar un papel central en el impulso a diferentes procesos de desarrollo rural, sobre todo, entre pequeños agricultores, estimulando el desarrollo equitativo, el incremento de la producción de alimentos y de la seguridad alimentaria, así como el aumento de la productividad del sector primario y del ingreso de los productores rurales (Läpple & Hennessy, 2015; Keller et al., 2021). En América Latina se ha observado un creciente impulso a este tipo de acciones (Preissing et al., 2014), por tanto, las políticas de extensión han sido centralizadas en diferentes países, colocándolas como uno de los ejes de desarrollo en el medio rural; se parte

cess to information, as well as advice and development of collective knowledge as precondition to improve livelihoods and alleviate the precarious living conditions prevailing in rural areas.

In view of the important role that rural extension has been given at the international level, it is essential to explore its impact on the farmers' lives. According to Keller et al. (2021) in Latin America there is a weak tradition of impact evaluation in this kind of policies, and when evaluation processes are found, the results are neither made public nor used for decision-making and, therefore, do not have an impact on improving the effectiveness of such policies. Consequently, it is of utmost importance to contribute with studies that allow an assessment based on empirical evidence on the effectiveness of rural extension programs.

Public policy evaluation implies the systematic assessment of the operation or impacts of a policy by comparing them with a set of implicit or explicit standards to contribute to its improvement (Weiss, 2015); in this sense, considered as a practice of government management and as a research activity, public policy evaluation is part of the debate on the generation of useful and usable information, as a public good to inform and improve the public policy decision-making process. Public policy evaluation is based on the principle of evaluative research, which derives from different paradigms and theoretical and conceptual approaches to generate useful knowledge and improve public policy decision-making and accountability.

del supuesto de que los agricultores así como otros actores del desarrollo rural requieren de mayor acceso a información, así como asesoría y desarrollo de conocimientos colectivos como condición previa para mejorar los medios de vida y aliviar las precarias condiciones de vida que predominan en el medio rural.

En alcance al importante papel que se le ha dado a la extensión rural a nivel internacional, se hace ineludible explorar su impacto en la vida de los agricultores. Según Keller et al. (2021) en América Latina se observa una débil tradición de la evaluación de impacto de este tipo de políticas, y cuando se encuentran procesos de evaluación, los resultados no se hacen públicos ni se utilizan para la toma de decisiones y, por ende, no inciden en mejorar la efectividad de dichas políticas. Por ello, contribuir con estudios que permitan una valoración a partir de evidencia empírica sobre la efectividad de los programas de extensión rural es de suma importancia.

La evaluación de políticas públicas implica la valoración sistemática de la operación o de los impactos de una política al compararlos con un conjunto de estándares implícitos o explícitos para contribuir a su mejoramiento (Weiss, 2015); en este sentido, considerada como práctica de la gestión de gobiernos y como actividad de investigación, la evaluación de políticas públicas se inscribe en el debate sobre generación de información útil y utilizable, como bien público para informar y mejorar el proceso de toma de decisiones en políticas públicas. La evaluación de políticas públicas parte de un principio de

In this sense, the present research limits its analysis to impact evaluation models. These are research exercises aimed at calculating the net effect of a social program based on a quasi-experimental design with random assignment and, in addition, with a control group also with random assignment. This means examining the impacts for participants of the social program, and, at the same time, for an equivalent population which did not participate in the program (Weiss, 2015).

Research and impact evaluation studies are based on the paradigm of applying the principles of experimentation to social problems, using techniques that seek a research exercise aimed at studying a problem before and after public intervention. To this end, models whose purpose is to use group control and experimental group are applied in order to compare them with each other and to measure the effectiveness of a given public policy with respect to a situation in which there was no intervention.

In this context, the objective of the research was to evaluate the impact on the beneficiaries' income, in short term, of the 2015 rural extension policy in México. The database (DB) of the monitoring and evaluation system of the 2015 Extension and Productive Innovation Component in Mexico (Program) implemented by the Ministry of Agriculture, Livestock, Rural Development, Fisheries and Food (Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación SAGARPA in its Spanish acronym) was used; this DB has the results recorded by the benefi-

investigación evaluativa, que deriva de diferentes paradigmas y enfoques teórico – conceptuales para generar conocimiento útil y mejorar la toma de decisiones en política pública y la rendición de cuentas. En este sentido, la presente investigación delimita su análisis a modelos de evaluación de impacto. Estos constituyen ejercicios de investigación orientados a calcular el efecto neto de un programa social a partir de un diseño cuasiexperimental de asignación aleatoria y, además, con un grupo de control también con asignación aleatoria. Ello significa examinar los impactos para los participantes del programa social y, a la vez, para una población equivalente que no haya participado en el programa (Weiss, 2015).

Los estudios de investigación y evaluación de impacto parten del paradigma de aplicar los principios de la experimentación a los problemas sociales, para ello, se utilizan técnicas donde se busca un ejercicio de investigación que tenga por objetivo estudiar un problema antes y después de la intervención pública. Con ese fin se recurre a modelos que tienen como propósito usar un grupo de control y otro experimental para después compararlos entre sí y medir la efectividad de determinada política pública con respecto a una situación en la que no hubo intervención alguna.

En este contexto, el objetivo de la investigación fue evaluar el impacto en el ingreso de los beneficiarios, en el corto plazo, de la política 2015 de extensionismo rural en México. Se utilizó la base de datos (BD) del sistema de monitoreo y evaluación del Componente de Extensión e Innovación

ciaries of the Program and an equivalent group of non-beneficiaries. An econometric model was used to measure the impact of the policy using producer income as an explanatory variable. The hypothesis guiding the research was that there are no positive results in the income of farm growers benefiting from the Program.

METHODOLOGICAL APPROACH

This section presents the description of the data used, the fitted regression model and the included variables. The econometric analysis was performed in RStudio® version 4.1.2. The codes to fit the models in Rstudio® environment can be consulted in Stasinopoulos et al. (2017).

DATABASE INTEGRATION

The 2015 DB of the monitoring and evaluation process of the rural extensionism policy 2014-2017 (SAGARPA, 2017) was used, since it was the only one which included a random assignment control group. This DB has a statistical population of 1 083 farm growers interviewed in 10 States of the Mexican Republic. In each State, a stratified probability sampling was applied with a confidence level of 95% and an error of 10% (SAGARPA, 2017). The key variables of this DB are shown in Table 1.

The integrated analysis of the studied population shows a group mainly made up by men whose average age is 59 years old with an equivalent schooling to 7.2 years of study. The average property surface area of production units amounts to 19 hectares (h) and their productive assets

Productiva en México 2015 (Programa) que instrumentó en México la entonces Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA); esta BD cuenta con los resultados registrados por los beneficiarios del Programa y de un grupo equivalente de no beneficiarios. Se utilizó un modelo econométrico para medir el impacto de la política utilizando como variable explicativa el ingreso de los productores. La hipótesis que orientó la investigación fue que no hay resultados positivos en el ingreso de los agricultores beneficiarios del Programa.

ENFOQUE METODOLÓGICO

En este apartado se presenta la descripción de los datos utilizados, el modelo de regresión ajustado y las variables incluidas en éste. El análisis econométrico se realizó en RStudio® versión 4.1.2. Los códigos para ajustar los modelos en ambiente RStudio® pueden ser consultados en Stasinopoulos et al. (2017).

INTEGRACIÓN DE LA BASE DE DATOS

Se utilizó la BD del año 2015 del proceso de monitoreo y evaluación de la política de extensionismo rural nacional 2014-2017 (SAGARPA, 2017) ya que ésta fue la única que incluyó un grupo de control de asignación aleatoria. Esta BD cuenta con una población estadística de 1 083 productores entrevistados en 10 estados de la República. En cada entidad federativa se aplicó un muestreo probabilístico de tipo estratificado con un nivel de confianza de 95 % y un error de 10 % (SAGARPA,

Table 1. Description of the database used in the analysis.**Cuadro 1.** Descripción de la base de datos empleada en el análisis.

State / Estado	n	Gender H (%) / Sexo H (%)	AgeH (%) / Edad (%)	Schooling ($\bar{x}$) Escolaridad ($\bar{x}$)	Farmland scale/ (h) ($\bar{x}$) Superficie predio (h) ($\bar{x}$)	Productive assets (MXN \$) ($\bar{x}$) / Activos productivos (MXN \$) ($\bar{x}$)	Income (MXN \$) ($\bar{x}$) /Ingreso (MXN \$) ($\bar{x}$)	Extension group ($\bar{x}$) / Grupo de Extensión ($\bar{x}$)
Chiapas	114	91.2	58.2	4.3	17.0	921.1	64 374.0	22.8
Guanajuato	119	84.9	60.6	6.6	19.4	77 537.8	584 967.0	21.1
Estado de México	123	69.1	57.0	9.3	5.3	123 375.6	153 618.8	18.5
Michoacán	145	82.1	58.7	7.2	22.5	125 840.0	247 737.4	24.5
Oaxaca	120	74.2	60.6	6.5	19.6	55 389.2	472 334.3	34.0
Puebla	148	68.2	58.6	7.2	6.9	23 850.0	68 672.2	35.3
San Luis Potosí	75	70.7	56.5	7.2	26.8	68 636.0	140 681.8	27.6
Sinaloa	61	86.9	58.8	9.5	29.1	186 221.3	561 091.8	17.3
Tabasco	71	87.3	62.4	7.3	19.5	66 944.8	165 967.7	48.1
Zacatecas	107	86.0	59.6	7.9	36.8	294 045.4	307 179.4	17.4
Total/Average/ Total/ promedio	1 083	79.3	59.0	7.2	19.0	97 556.4	267 689.8	26.6

Source: Self-made based on SAGARPA (2017).

Fuente: Elaboración propia con base en SAGARPA (2017).

(infrastructure, machinery and equipment, and means of transport) are equivalent to an investment of \$97 556.4 MXN (2015=100). Income amounts on average to \$267 689.8 MXN (2015=100). The size of the extension group in which farmers participated was 27 farm growers on average. (Table 1).

Of the total number of records in the DB, 41.45 % of the population is not a beneficiary. The procedure to gather information from this counterfactual group was random *ex post*, and was obtained from the Program's sampling frame,

2017). Las variables clave de esta BD se exponen en el Cuadro 1.

El análisis agregado de la población estudiada muestra un conjunto constituido principalmente por hombres cuya edad promedio es de 59 años con una escolaridad equivalente a 7.2 años de estudio. La superficie promedio de las unidades de producción asciende a 19 hectáreas (h) y los activos productivos de éstas (infraestructura, maquinaria y equipo, y medios de transporte) equivalen a una inversión de \$97 556.4 MXN (2015=100). Los ingresos ascienden en promedio a \$267 689.8 MXN

Table 2. Characteristics of the treatment group and the control group.
Cuadro 2. Características del grupo tratamiento y el grupo control.

Variable	Treatment group / Grupo tratamiento	Control group / Grupo control
Frequency / Frecuencia	634	449
Average age / Edad promedio	58.9	59.2
Average schooling / Escolaridad promedio	7.35	6.94
Average farmland (h) / Tamaño del predio promedio (h)	18.51	19.77
Average asset level (MXN \$) / Nivel de activos promedio (MXN \$)	116 381.87	70 974.45
Average income (MXN \$) / Ingreso promedio (MXN \$)	320 047.31	177 526.36

Source: Self-made based on SAGARPA (2017).

Fuente: Elaboración propia con base en SAGARPA (2017).

since, at the time of the survey, the interviewed farm growers said that they had not received the corresponding support; however, the questionnaire was applied to them, obtaining a group with which to compare results.

One of the assumptions in impact evaluation to demonstrate an unbiased casual effect is to ensure that the counterfactual is very similar to the treated group. The most important characteristics of the two groups are presented below, leading to the conclusion that the two groups are very similar (Table 2).

ECONOMETRIC REGRESSION MODEL

The central topic of the research begins from the analysis of a model that requires an empirical identification of a relationship between an observable response variable, denoted by y , and a set of associated variables that are presumed to have some effect on y . In these models the response y

(2015=100). El tamaño del grupo de extensión en el que participaron los agricultores fue de 27 productores en promedio (Cuadro 1).

Del total de registros en la BD, 41.45 % de la población no es beneficiaria. El procedimiento para recabar la información de este grupo contrafactual fue aleatorio *ex post*, y se obtuvo del marco de muestreo del Programa, ya que, al momento del levantamiento de la encuesta los productores entrevistados señalaron no haber recibido el apoyo correspondiente, no obstante, se les aplicó el cuestionario, obteniendo un grupo con el cual comparar los resultados.

Uno de los supuestos en la evaluación de impacto para demostrar un efecto causal insesgado es asegurar que el contrafactual es muy similar al grupo tratado. A continuación, se presentan las características más importantes de los dos grupos, lo que lleva a establecer que ambos son muy similares (Cuadro 2).

along with other variables $x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik}$ represent some population and the aim is to explain y in terms of $x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik}$ or to study how y varies when the other variables x vary (Wooldrige, 2015). Considering the above, and giving a data set, $(y_i, x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik}), i=1, \dots, N$, the econometric model has the following structure:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

This model constitutes a simple but very effective tool for the quantitative analysis of socioeconomic phenomena and the impact evaluation of social programs (Greene, 2012). Equation (1) represents broadly and in matrix notation the general linear model, y is a vector of observed responses of $N \times 1$ size. While X is a matrix $N \times p$ of fixed constants. The vector denoted by β represents a matrix of $p \times 1$ size of unknown parameters. ε is an error vector, unobservable, known as error term or disturbance containing other factors than $x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik}$ that affect y (Wooldrige, 2015).

This model is identified as general linear because the mean of the response for y is linear in the parameters β . To simplify the explanation of the statistical foundation of the econometric model, the general linear model approach will be discussed, which is expressed in a disaggregated form as follows:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon, \text{ for } i=1, \dots, N \quad (2)$$

Where: β_0 is the intercept; β_1 measures the change in y with respect to x_{i1} ; β_2 measures the change in y with respect to x_{i2} ; β_3 measures the change in y with respect to x_{i3} ; β_k measures the change in y with respect

MODELO DE REGRESIÓN LOG-NIVEL

El tema central de la investigación parte del análisis de un modelo que requiere la identificación empírica de una relación entre una variable respuesta observable, denotada por y , y un conjunto de variables asociadas que se presume tienen algún efecto sobre y . En estos modelos la variable respuesta y junto con otras variables $x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik}$ representan alguna población y se busca explicar y en términos de $x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik}$ o estudiar cómo varía y cuando cambian las otras variables x (Wooldrige, 2015). Considerando lo anterior, y dado un conjunto de datos, $(y_i, x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik}), i=1, \dots, N$, el modelo econométrico tiene la siguiente forma:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Este modelo constituye una herramienta simple pero muy efectiva para el análisis cuantitativo de fenómenos socioeconómicos y la evaluación de impacto de programas sociales (Greene, 2012). La ecuación (1) representa de manera amplia y en notación matricial el modelo lineal general, y es un vector de respuestas observadas de tamaño $N \times 1$. Mientras que X es una matriz $N \times p$ de constantes fijas. El vector denotado por β representa una matriz de tamaño $p \times 1$ de parámetros desconocidos. ε es un vector de errores, no observables, conocido como término error o perturbación que contiene factores diferentes de $x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik}$ que afectan a y (Wooldrige, 2015).

Este modelo se identifica como lineal general porque la media del vector respuesta y es lineal en los parámetros β . Para simpli-

to x_{ik} ; ε_i is the error term or disturbance. Equation (2) states that the variable y is linearly related to the explanatory variables $x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik}$. In equation (2) the unknown values of β represent the essence of the modeling problem, so their estimation is a crucial point. To estimate the type of relationship between the dependent variable and the independent ones, the numerical values of $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ are obtained. The numerical estimation of the parameters gives content to the type of relationship between the response variable and the explanatory variables. The procedure to obtain these estimates is known as linear regression analysis and ordinary least squares (OLS) it is the most commonly statistical technique used to solve these equations. To estimate values of $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ equation (2) is rewritten in matrix notation:

$$\begin{pmatrix} c_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & \dots & x_{2k} \\ 1 & x_{31} & \dots & x_{3k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{nk} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \vdots \\ \varepsilon_k \end{pmatrix}$$

In this type of models it is assumed that the average value of the $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots, \varepsilon_n$ in the population is zero, i.e. $E(\varepsilon)=0$ and the average value of ε does not depend on the value of x . This assumption is expressed as $E(\varepsilon|x)=E(0)$. Which indicates that the average value of the unobservable factors is the same in all fractions of the population determined by the values of x and that this common average is necessarily equal to the average of ε in the whole population (Wooldridge, 2015). The model assumes that $Var(\varepsilon)=\sigma^2$. In summary, as-

ficar la explicación del fundamento estadístico del modelo log-nivel, se analizará el enfoque del modelo lineal general, el cual se expresa de manera desagregada de la siguiente manera:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \text{ con } i=1, \dots, N \quad (2)$$

Donde: β_0 es el intercepto; β_1 mide el cambio en y con respecto a x_{i1} ; β_2 mide el cambio en y con respecto a x_{i2} ; β_3 mide el cambio en y con respecto a x_{i3} ; β_k mide el cambio en y con respecto a x_{ik} ; ε_i es el término error o perturbación. La ecuación (2) plantea que la variable y está relacionada linealmente con las variables explicativas $x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{ik}$. En la ecuación (2) los valores desconocidos de β representan la esencia del problema en la modelación, por ello, su estimación resulta un punto crucial. Para estimar el tipo de relación entre la variable dependiente y las independientes se obtienen los valores numéricos de $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$. La estimación numérica de los parámetros da contenido al tipo de relación entre la variable respuesta y las variables explicativas. El procedimiento para obtener dichas estimaciones es conocido como análisis de regresión y la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) es la técnica estadística más empleada para solucionar dichas ecuaciones. Para estimar los valores de $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ se reescribe la ecuación (2) en notación matricial:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & \dots & x_{2k} \\ 1 & x_{31} & \dots & x_{3k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{nk} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \vdots \\ \varepsilon_k \end{pmatrix}$$

suming that ε_i are independent with zero mean and common variance σ^2 , having: $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$. Therefore, y is normally distributed, i.e., $y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2)$, where: $\mu_i = E(y) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_k x_{ik}$; $\mu = X\beta$.

In order to estimate the coefficients of β from OLS, we start again from equation (1), Wooldrige (2015) points out that the OLS method chooses the estimates that minimize the sum of squared residuals, i.e.; given n observations on the variable $y, x_1, x_2, \dots, x_n, \{(x_{i1}, x_{i2}, y_i) : i = 1, 2, \dots, n\}$ the estimates $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$ are chosen simultaneously so that the expression: $\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik})^2$ is as small as possible. This problem is solved using multivariate calculus to obtain the first order OLS conditions as follows:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) &= 0 \\ \sum_{i=1}^n x_{i1} (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) &= 0 \\ \sum_{i=1}^n x_{i2} (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) &= 0 \\ \sum_{i=1}^n x_{ik} (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) &= 0 \end{aligned}$$

This system of equations is known as the OLS first order conditions and it is obtained by the method of moments, under the assumption of $E(\varepsilon) = 0$ and $E(x_j \varepsilon) = 0$ where $j = 1, 2, \dots, k$. Matrix notation is used to simplify the expressions. The first order conditions are simplified by means of the partitioned multiplication formula which is equivalent to: $X'(y - X\hat{\beta}) = 0$; $(X'X)\hat{\beta} = X'y$.

Assuming that the symmetric matrix $X'X$ of $(k+1) \times (k+1)$ is not singular, you can multiply both sides of the expression $(X'X)\hat{\beta} = X'y$ multiplied by $\hat{\beta}$ ordinary minimum

En este tipo de modelos se parte del supuesto de que el valor promedio de los $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots, \varepsilon_n$ en la población es cero, es decir $E(\varepsilon) = 0$ y el valor promedio de ε no depende del valor de x . Este supuesto se expresa como $E(\varepsilon/x) = E(0)$. Lo que indica que el valor promedio de los factores no observables es el mismo en todas las fracciones de la población determinados por los valores de x y que este promedio común es necesariamente igual al promedio de ε en toda la población (Wooldrige, 2015). El modelo supone que $\text{Var}(\varepsilon) = \sigma^2$. En resumen, suponiendo que ε_i son independientes con media cero y varianza común σ^2 , se tiene: $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$. Por tanto, es normalmente distribuido, es decir; $y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2)$, donde: $\mu_i = E(y) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_k x_{ik}$; $\mu = X\beta$.

Con la finalidad de estimar los coeficientes de β a partir de MCO, se parte nuevamente de la ecuación (1), Wooldrige (2015) señala que el método de MCO elige las estimaciones que minimizan la suma de los residuales cuadrados, es decir, dadas n observaciones sobre la variable $y, x_1, x_2, \dots, x_n, \{(x_{i1}, x_{i2}, y_i) : i = 1, 2, \dots, n\}$ las estimaciones de $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$ se eligen de manera simultánea para que la expresión: $\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik})^2$ sea tan pequeña como sea posible. Este problema se resuelve empleando cálculo multivariable para obtener las condiciones de primer orden de MCO, tal como se detalla a continuación:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) &= 0 \\ \sum_{i=1}^n x_{i1} (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) &= 0 \end{aligned}$$

squares and you have the ordinary minimum squares estimator: $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$.

Based on OLS, the estimates of $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$ are obtained in such a way that an equation such as the following can be estimated: $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \dots + \hat{\beta}_k x_k$. This equation is known as the linear regression or sample regression function. And it is precisely this regression that will be estimated in the regression model of this research.

As mentioned above, the econometric model was used, which incorporates non-linearities in the linear regression analysis and its specificity is that the variable response appears in logarithmic form, which is why it is known as the constant semi-elasticity model of y with respect to x , and y is useful when the units of measurement of the dependent variable correspond to economic income. The log-level econometric model has the following structure:

$$\log(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i, \text{ con } i=1, \dots, N \quad (3)$$

The underlying assumption of the econometric model is that the variable $\log(y_i)$ has normal distribution with mean μ and variance σ^2 ; consequently, the response variable has log-normal distribution and parameters μ y σ^2 . The log-normal distribution always contains values $\log(y_i) > 0$. Since $\log(y_i)$ is normally distributed, it is assumed that the model stabilizes the variance, i.e.; the error term has the same variance for the full interval of predicted values; therefore, the model is assumed to be homoscedastic.

$$\sum_{i=1}^n x_{i2}(y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) = 0$$

$$\sum_{i=1}^n x_{ik}(y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \dots - \hat{\beta}_k x_{ik}) = 0$$

A este sistema de ecuaciones se le conoce como condiciones de primer orden de mínimos cuadrados ordinarios y se obtienen con el método de los momentos, bajo el supuesto de $E(\varepsilon) = 0$ y $E(x_j \varepsilon) = 0$ donde $j=1, 2, \dots, k$. Para simplificar las expresiones se recurre a notación matricial. Las condiciones de primer orden se simplifican mediante la fórmula de la multiplicación particionada que equivale a: $X'(y - X\hat{\beta}) = 0$; $(X'X)\hat{\beta} = X'y$.

Asumiendo que la matriz simétrica $X'X$ de $(k+1) \times (k+1)$ no es singular, se puede multiplicar ambos lados de la expresión $(X'X)\hat{\beta} = X'y$ por $\hat{\beta}$ de mínimos cuadrados ordinarios y se tiene el estimador de mínimos cuadrados ordinarios: $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$.

Con base en MCO se obtienen las estimaciones de $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$ de tal manera que se puede estimar una ecuación como la siguiente: $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \dots + \hat{\beta}_k x_k$. Esta ecuación es conocida como línea de regresión de mínimos cuadrados ordinarios o función de regresión muestral. Y es justamente esta regresión la que se estimará en el modelo de regresión de esta investigación.

Como se ha señalado, se utilizó el modelo log-nivel, que incorpora no linealidades en el análisis de regresión y su especificidad es que la variable respuesta aparece en forma logarítmica, por ello, se conoce como modelo de semielasticidad constante de y respecto a x , y es útil cuando las unidades de medición de la varia-

The log-normal distribution has been used to model the income of the low-income population in Mexico and has been shown to be the most appropriate, compared to Pareto or Gamma type distributions, if modeling distributions are specifically for low-income population (Soriano et al., 2017).

Given these assumptions, in this type of model it is unavoidable to verify the normality of residuals and check the normality of the variable $\log(y_i)$. The estimation of this model is carried out through OLS, and with this we obtain a model with which we estimate a constant percentage effect given by:

$$\% \Delta y_i = (100\beta_1) \Delta x_i \quad (4)$$

Equation (4) allows to understand the interpretation of the log-level model. The estimated coefficient for $\log(y_i)$ is the estimated semi-elasticity for each explanatory variable $(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$. This is a model with which a constant percentage effect is obtained between the response variable and each of the control variables. This kind of model is widely used when performing political analysis, according Wooldrige (2015) a special case of policy analysis is the program evaluation where it is interesting to know the effect of social programs on people and, for this purpose, the analysis of two groups of people is considered: a control group (non-beneficiaries) and a treatment group. In these cases, we use a model specification where the dependent variable appears in logarithmic form, while the variable on which we need to know the effect, appears as

ble dependiente corresponden a ingresos económicos. El modelo log-nivel tiene la siguiente forma:

$$\log(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \text{ con } i=1, \dots, N \quad (3)$$

El supuesto subyacente del modelo log-nivel es que la variable $\log(y_i)$ tiene distribución normal con media μ y varianza σ^2 ; en consecuencia, la variable respuesta cuenta con distribución log-normal y parámetros μ y σ^2 . La distribución log-normal siempre contiene valores $\log(y_i) > 0$. Dado que $\log(y_i)$ se distribuye normal, se asume que el modelo estabiliza la varianza, es decir, el término error tiene la misma varianza para el intervalo completo de valores predichos; por tanto, se asume que el modelo es homocedástico.

La distribución log-normal ha sido utilizada para modelar los ingresos de la población de bajos ingresos en México y se ha demostrado que es la más adecuada, en comparación con distribuciones tipo Pareto o Gamma, si se trata de modelar distribuciones específicamente para población con bajos ingresos (Soriano et al., 2017).

Dados estos supuestos, en este tipo de modelos es ineludible verificar la normalidad de los residuales y comprobar la normalidad de la variable $\log(y_i)$. La estimación de este modelo se realiza a través de MCO, y con ello se obtiene un modelo con el que se estima un efecto porcentual constante dado por:

$$\% \Delta y_i = (100\beta_1) \Delta x_i \quad (4)$$

La ecuación (4) permite entender la interpretación del modelo log-nivel. El coe-

a binary control variable. For the coefficient of the binary variable, for example, $\hat{\beta}_1$ with independent variable x_1 , being the response variable $\log(y_i)$, the exact percentage difference in the predicted y for $x_1=1$ (beneficiaries) versus $x_1=0$ (non-beneficiaries) would be given by: $100*[\exp(\hat{\beta}_1)-1]$. Therefore, the estimate of the parameter $\hat{\beta}_1$ could be positive or negative, and the sign would indicate the effect of the program on the control group or the treatment group, as specified in the model. This model provides an estimate between the magnitudes obtained using a given group as the base one, and allows understanding the use of a regression model where binary variables are included to indicate different groups of people (Wooldrige, 2015).

The empirical model fitted together with the included variables was as follows:

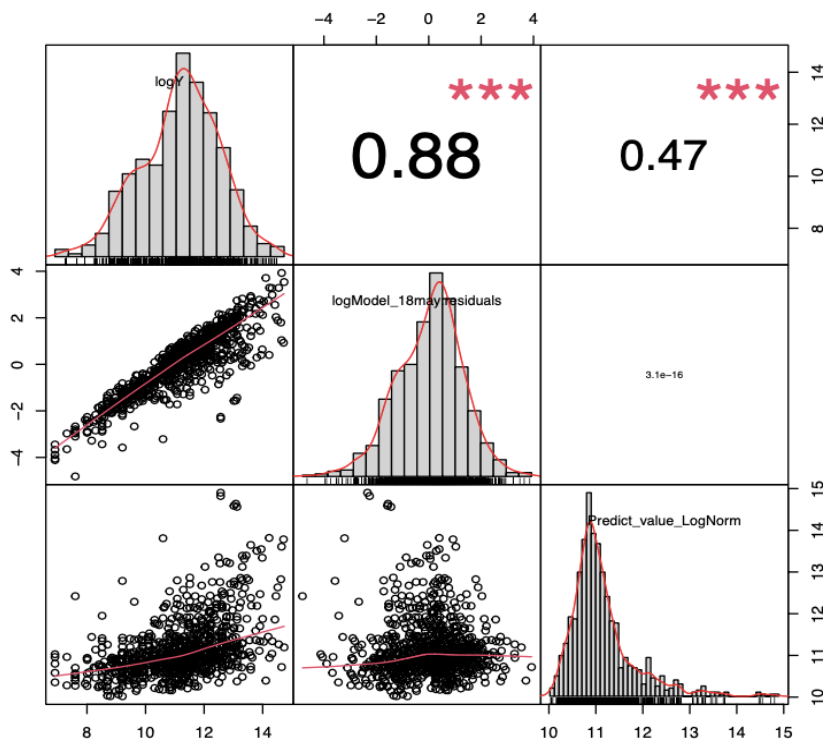
$$\log(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 x_6 + \beta_7 x_7 + \varepsilon_i \quad (5)$$

Where: y_i Farm Growers' income; x_1 Received support; x_2 Farm Growers' Gender; x_3 Farm Growers' Schooling; x_4 Farm Growers' Age; x_5 Property surface; x_6 Productive assets; x_7 Extension group size; ε_i : Random error. Equation (5) shows that Farm Growers' income was used as the response variable, the specificity in the model is that a coefficient $\log(\text{incomen})$ is used as the estimated elasticity of the independent variables. The predictor variables were age (years), gender (M=0, F=1) and growers' schooling (years); asset level of production unit (2015 pesos) and its size in hectares (h).

ficiente estimado para $\log(y_i)$ es la semielasticidad estimada para cada variable explicativa ($x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$). Se trata de un modelo con el que se obtiene un efecto porcentual constante entre la variable respuesta y cada una de las variables control. Este tipo de modelos es muy utilizado al momento de realizar análisis de política, según Wooldrige (2015) un caso especial de análisis de política es la evaluación de programas donde interesa conocer el efecto de programas sociales sobre las personas y, para ello, se considera el análisis de dos grupos de personas: un grupo control (no beneficiarios) y un grupo de tratamiento. En estos casos se recurre a una especificación de modelo donde la variable dependiente aparece en forma logarítmica, mientras la variable sobre la que se necesita conocer el efecto aparece como variable control de tipo binaria. Para el coeficiente de la variable binaria, por ejemplo $\hat{\beta}_1$ con variable independiente x_1 , siendo la variable respuesta $\log(y_i)$, la diferencia porcentual exacta en la y predicha para $x_1=1$ (beneficiarios) versus $x_1=0$ (no beneficiarios) estaría dada por: $100*[\exp(\hat{\beta}_1)-1]$.

Por tanto, la estimación del parámetro $\hat{\beta}_1$ podría ser positiva o negativa, y el signo indicaría el efecto del programa sobre el grupo control o el grupo tratamiento, según se haya especificado en el modelo. Este modelo proporciona una estimación entre las magnitudes obtenidas empleando un determinado grupo como grupo base y permite entender el uso de un modelo de regresión donde se incluyen variables binarias para indicar grupos diferentes de personas (Wooldrige, 2015).

Figure 1. Distribution $\log(y_i)$, residuals and predicted values of log-level econometric model.
Figura 1. Distribución $\log(y_i)$, residuales y valores predichos de modelo log-nivel.



Source: Self-made. / Fuente: Elaboración propia.

RESULTS AND DISCUSSION

The fit model showed a coefficient of determination R^2 adjusted of 0.2168. This value could be considered low, however, it is congruent to find low R^2 in social sciences; this does not mean that the regression equation is not useful, as it may represent a good estimate of *ceteris paribus* relationship between the dependent variable and each of the predictors (Wooldrige, 2015). The

El modelo empírico ajustado junto con las variables incluidas fue el siguiente:

$$\log(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 x_6 + \beta_7 x_7 + \varepsilon_i \quad (5)$$

Donde: y_i : Ingreso de los productores; x_1 : Recibió el apoyo; x_2 : Sexo de los productores; x_3 : Escolaridad de los productores; x_4 : Edad de los productores; x_5 : Tamaño del predio; x_6 : Activos del predio; x_7 : Tamaño del grupo de extensión; ε_i : Error

Akaike's Information Criterion value of the model was 2 956.6. This value is significantly lower than that of the linear regression model with the same variables (27 444).

Figure 1 verifies the normality of the variable $\log(y)$; given that it was theoretically assumed that the incomes have a log-normal distribution, it was found that distribution residuals of the econometric model seems to fit a normal distribution. The correlation between predicted and observed values $r=0.4722$ which is also used as a metric to evaluate the model's goodness of fit.

The model showed a positive effect on the beneficiaries' income from the rural extension policy ($p=0.0370$). Gender and schooling show a significant effect when explaining the income variable. The explanatory variables of property surface and productive assets have a robust significance level, allowing us to establish that they are good unbiased estimators of the *ceteris paribus* effect on income.

With the exception of age and size of the extension group, the rest of the predictors represent statistically significant variables when explaining the beneficiaries' income. In this sense, the analysis of the explanatory variables age and group size will not be discussed since it is assumed that there is no unbiased sampling distribution of $\hat{\beta}_4$ and $\hat{\beta}_7$, which may imply that there is no linear relationship between these predictor variables and the dependent variable (Table 3).

Based on the estimated coefficients by the econometric model, the following

aleatorio. La ecuación (5) da cuenta de que se utilizó como variable respuesta el ingreso de los agricultores, la especificidad en el modelo es que se recurre a un coeficiente $\log(\text{ingreso})$ como elasticidad estimada de las variables independientes. Las variables predictoras fueron edad (años), sexo ($H=0$, $M=1$) y escolaridad de los productores (años); nivel de activos de la unidad de producción (pesos de 2015) y su tamaño en hectáreas (h).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El ajuste del modelo mostró un coeficiente de determinación, R^2 ajustada, de 0.2168. Este valor podría considerarse bajo, no obstante, es congruente encontrar R^2 bajas en ciencias sociales; ello no significa que la ecuación de regresión no sea útil, pues puede representar una buena estimación de la relación *ceteris paribus* entre la variable dependiente y cada uno de los predictores (Wooldrige, 2015). El valor del Criterio de Información de Akaike del modelo fue de 2 956.6. Este valor es notablemente inferior al valor del modelo de regresión lineal con las mismas variables (27 444).

En la Figura 1 se verifica la normalidad de la variable $\log(y)$; dado que teóricamente se asumió que los ingresos tienen distribución log-normal, se comprobó que la distribución de residuales del modelo log-nivel parece ajustarse a una distribución normal. La correlación entre valores predichos y observados fue de $r=0.4722$ lo que también se utiliza como métrica para evaluar la bondad de ajuste del modelo.

Table 3. Parameter estimation of the log-level econometric model.**Cuadro 3.** Estimación de parámetros del modelo log-nivel.

Variable	Estimate / Estimación	Standard error / Error estándar	Value of t / Valor de t	Pr(> t)
Intercept: Intercepto	10.37	0.2625	39.49	< 2e-16 ***
x_1 : Received support: Yes / Apoyo recibido: Sí	0.1681	0.09083	1.85	0.0370 *
x_2 : Gender: Male / Sexo: Mujer	-0.4355	0.1094	-3.979	0.0000751 ***
x_3 : Farm growers'schooling / Escolaridad	0.04645	0.01098	4.23	0.0000258 ***
x_4 : Farm growers'age / Edad	0.0008876	0.003564	0.249	0.8034
x_5 :Farmland / Tamaño del predio	0.004369	0.001063	4.111	0.0000431 ***
x_6 : Productive assets / Activos productivos	0.000002597	0.0000002377	10.927	< 2e-16 ***
x_7 : Extension group/Tamaño del grupo	0.0004195	0.0008159	0.514	0.6073

Significance level: 0 '***', 0.001 '**', 0.01 '*', 0.05 ' ', 0.1 ' ', 1. *p*-value: < 2.2e-16. R^2 : 0.223; R^2 adjusted: 0.2168. Statistic-F: 35.76 over 7 and 872 degrees of freedom. Standard residual error: 1.291 over 872 degrees of freedom.

Nivel de significancia: 0 '***', 0.001 '**', 0.01 '*', 0.05 ' ', 0.1 ' ', 1. *p*-value: < 2.2e-16. R^2 : 0.223; R^2 ajustada: 0.2168. Estadístico-F: 35.76 sobre 7 y 872 grados de libertad. Error residual estándar: 1.291 sobre 872 grados de libertad.

Source: Self-made / Fuente: Elaboración propia.

equation was obtained: $\hat{y}=10.37+0.1681x_1-0.4355x_2+0.04645x_3+0.0008876x_4+0.004369x_5+0.000002597x_6+0.0004195x_7$

Results in Table 3 show that the 2015 rural extension policy in Mexico increased the beneficiaries' income by 16.8 %, when compared to an equivalent group of non-beneficiaries. These findings are consistent with those reported by Danso et al. (2018) who, derived from a study based on Propensity Score Matching (PSM) econometric techniques, found that the incomes of small-scale farm growers who participated in rural extension groups in northern Ghana increased 11 %. In East Africa, Davis et al. (2012) reported positive effects of farmer field schools on agricultural productivity and rural poverty through a longitudinal impact evaluation; their find-

El modelo mostró un efecto positivo en el ingreso de los beneficiarios de la política de extensión rural ($p=0.0370$). El sexo y escolaridad muestran un efecto significativo al momento de explicar la variable ingreso. Las variables explicativas de superficie y activos productivos tienen un nivel de significancia robusto que permite establecer que son buenos estimadores insesgados del efecto *ceteris paribus* sobre el ingreso.

A excepción de la edad y tamaño del grupo de extensionismo, el resto de predictores representan variables estadísticamente significativas al momento de explicar los ingresos de los beneficiarios. En este sentido, el análisis de las variables explicativas edad y tamaño del grupo no serán discutidas dado que se presume que no hay insesgamiento de las distribuciones muestrales de $\hat{\beta}_4$ y $\hat{\beta}_7$ lo

ings revealed that farmer field schools are effective in increasing the incomes of farm growers with low levels of schooling in Kenya, Tanzania, and Uganda.

Evidence of positive impacts of rural extension strategies has also been revealed in different European countries, such as in Ireland, Läpple & Hennessy (2015) reported increases in productivity and consequently increases in income of dairy growers. Similarly, Lioutas et al. (2019) demonstrated positive effects of extension services in a study covering the countries of Greece, Italy and Slovenia; their results revealed that extension services are effective in increasing farm growers' income.

Similar results have been obtained in Latin and Central America using PSM and linear models to analyze the impact of different extension strategies. In Peru, Godtland et al. (2004) evaluated the short-term results of the farmer field schools and found by means of *average treatment effect on the treated* model, a positive effect on the level of knowledge of the farm growers who participated in the farmer field schools, which led them to establish that in the long term these strategies could have a positive impact on productivity and ultimately on the income of the participating farm growers. On the other hand, in Guatemala and Honduras, Delgado & Stoorvogel (2022) found, through the results of a probability sample and based on the beneficiaries' perception of rural extension policies, that an increase in the adoption of rates of technologies, in this case technological packages to reduce

que puede suponer que no haya una relación lineal entre estas variables predictoras con la variable dependiente (Cuadro 3).

Con base en los coeficientes estimados por el modelo log-nivel se obtuvo la siguiente ecuación: $\hat{y}=10.37+0.1681x_1-0.4355x_2+0.04645x_3+0.0008876x_4+0.004369x_5+0.000002597x_6+0.0004195x_7$

Los resultados del Cuadro 3 muestran que la política de extensionismo rural 2015 en México incrementó 16.8 % los ingresos de los beneficiarios, ello si se compara con un grupo equivalente de no beneficiarios. Estos hallazgos coinciden con los reportados por Danso et al. (2018) quienes, derivado de un estudio basado en técnicas econométricas Propensity Score Matching (PSM), encontraron que los ingresos de pequeños agricultores que participaron en los grupos de extensión rural en el norte de Ghana se incrementaron 11 %. En África Oriental, Davis et al. (2012) informaron sobre efectos positivos de las escuelas de campo sobre la productividad agrícola y la pobreza rural mediante una evaluación de impacto longitudinal; sus hallazgos revelaron que las escuelas de campo son eficaces para aumentar los ingresos de los agricultores con bajos niveles de escolaridad en Kenia, Tanzania y Uganda.

La evidencia de impactos positivos en las estrategias de extensión rural también ha sido revelada en diferentes países de Europa, como en Irlanda, donde Läpple & Hennessy (2015) reportaron incrementos en productividad y consecuentemente aumentos en ingresos de ganaderos productores de leche de bovino. Del mismo

soil degradation, is associated with the reduction of information gaps derived from these policies. This also allowed them to conclude that there may be a positive association between rural extension actions and an increase in the general productivity of beneficiaries.

Additionally, Jors et al. (2016), based on an impact evaluation of the farmer field schools in Bolivia, whose objective was to reduce the use of pesticides to low the risks to the farm growers' health as well as the degradation of natural resources in the region, detected that small-scale farm growers participating in the farmer field schools registered, over a period of two years, a higher level of integrated pesticide management, which led them to establish that extension practices improve the knowledge level and increase the capabilities of participating farm growers. This can ultimately have an impact on the productivity of production units and improve growers' incomes, according to their own conclusions.

In China, using a methodology based on PSM, Gao et al. (2020) evaluated a rural extension program whose purpose was to stimulate the use of technological information among farm growers; they found out that the use of this kind of technology increased the level of adoption of innovations that allows an improvement in the general conditions of farms and farm growers. This consequently stimulates the level of productivity of the farms and the increase of farm growers' income in that country.

The analysis of the explanatory variable of gender is not conclusive, it shows that both

modo, Lioutas et al. (2019) evidenciaron efectos positivos de los servicios de extensión en un estudio que abarcó los países de Grecia, Italia y Eslovenia; sus resultados revelaron que los servicios de extensión son eficaces para aumentar el ingreso de los agricultores.

En América Latina y Centroamérica se han realizado resultados similares utilizando PSM y modelos lineales para analizar el impacto de diferentes estrategias de extensión. En Perú, Godtland et al. (2004) evaluaron los resultados de corto plazo de las escuelas de campo y descubrieron, por medio de un modelo tipo *average treatment effect on the treated*, un efecto positivo en el nivel de conocimientos de los productores que participaron en las escuelas de campo, lo que los llevó a establecer que en el largo plazo estas estrategias podrían incidir positivamente en productividad y en última instancia en los ingresos de los productores participantes. Por otra parte, en Guatemala y Honduras, Delgado & Stoorvogel (2022) hallaron, a través de los resultados de una muestra probabilística y con base en la percepción de los beneficiarios de las políticas de extensión rural, que un incremento de las tasas de adopción de tecnologías, en ese caso de paquetes tecnológicos para reducir la degradación de suelo, se asocia a la reducción de brechas de información derivadas de dichas políticas. Ello también les permitió concluir que puede haber una asociación positiva entre las acciones de extensión rural y el aumento de productividad general de los beneficiarios.

Adicionalmente, Jørs et al. (2016), con base en una evaluación de impacto de las

groups of women (beneficiaries and non-beneficiaries) decrease their income, which leads to consider a deeper examination and to include a gender approach in this regard.

The econometric analysis of the relationship between the income level and schooling shows that the latter is positively related to an increase in the income level of the beneficiaries. In this case, income increases 4.7 % per each additional beneficiaries' schooling year ($p=0.0000258$). Same situation has been described by Tilak (2010) who has found a positive relationship between schooling and higher income, concluding that education is one of the central elements of access to social justice to reduce inequality and poverty. Furthermore, in a study conducted in Latin America, which included Argentina, Brazil, Chile, Colombia and Uruguay, Gamboa & Waltenberg (2012) observed that education and income are related terms to inequality of opportunities, including schooling, has an impact on income inequality.

Regarding the property surface size, different studies have reported a positive relationship between farm size and income (Godtland et al., 2004; Läßle & Hennessy, 2015; Lyne et al., 2017). The results of this study indicate that property surface size has a significant effect ($p=0.0000431$) when explaining the income variable. The estimation shows that income would increase 0.5 % per each hectare increase in the farm. One explanation for this kind of relationship was estimated in China, where Gao et al. (2020) observed that farm growers with

escuelas de campo en Bolivia, cuyo objetivo era reducir el uso de pesticidas para disminuir los riesgos en la salud de los productores y la degradación de recursos naturales en la región, detectaron que los pequeños agricultores participantes en las escuelas de campo registraron, en un lapso de dos años, un nivel superior en el manejo integrado de plaguicidas, lo que los llevó a establecer que las prácticas de extensión mejoran el nivel de conocimiento e incrementan las capacidades de los agricultores participantes. Ello, en última instancia, puede incidir en la productividad de las unidades de producción y en un mejoramiento de los ingresos de los productores, según sus propias conclusiones.

En China, a partir de una metodología basada en PSM, Gao et al. (2020) realizaron la evaluación de un programa de extensión rural cuyo propósito era estimular el uso de tecnologías de la información entre productores; encontraron que el uso de este tipo de tecnologías incrementó el nivel de adopción de innovaciones que permiten un mejoramiento de las condiciones generales de los predios y de los agricultores. Lo que en consecuencia estimula el nivel de productividad de los predios y el aumento de los ingresos de los agricultores en ese país.

El análisis de la variable explicativa de sexo no es concluyente, muestra que ambos grupos de mujeres (beneficiarias y no beneficiarias) disminuyen sus ingresos, lo que lleva a considerar un examen más profundo e incluir un enfoque de género al respecto.

the highest degree of land fragmentations were often the least incentivized to engage in extension strategies, thus, they were the least likely to adopt technological practices, consequently reporting low innovation levels, which in turn limited their income grow.

According to the estimates of the log-level econometric model, the endowment of productive assets is one of the most important variables among the factors that determine the behavior of the income variable ($p < 2e-16$). From a microeconomic perspective, this type of relationship is congruent, since the assets level is an economic variable of income. Therefore, it is used as a variable to evaluate the cash flow of a farm, and has been used as an indicator to estimate the investment capacity of a farm to adopt new technologies or agricultural practices (Santos et al., 2023). Godtland et al. (2004) also found a positive coefficient on the asset level variable when evaluating rural extension services in Peru.

Based on this empirical evidence analysis, two phenomena can be noted at the international level, the first is the evident omnipresence of rural extension policies in almost all latitudes, secondly, in correspondence with the role given to extension as a public policy to improve the general conditions of farm growers, there is also the same interest in evaluating its results. In general, the results derived from the examination of rural extension policies are different, because also at the international level, there are different approaches in the management of this type

El análisis econométrico de la relación entre nivel de ingreso y escolaridad muestra que la segunda se relaciona positivamente con un aumento en el nivel de ingresos de los beneficiarios. En este caso, el ingreso aumenta 4.7 % por cada año adicional de estudios de los beneficiarios ($p=0.0000258$). Esta misma situación ha sido descrita por Tilak (2010) que ha encontrado una relación positiva entre escolaridad y mayores ingresos, llegando a la conclusión de que la educación es uno de los elementos centrales de acceso a la justicia social para disminuir la desigualdad y la pobreza. Adicionalmente, en un estudio realizado en América Latina, que incluyó a Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Uruguay, Gamboa & Waltenberg (2012) observaron que la educación y el ingreso están relacionados en términos de que la desigualdad de oportunidades, entre ellas la escolaridad, repercute en la desigualdad de ingresos.

En relación con la superficie de los predios, diferentes estudios han reportado una relación positiva entre el tamaño de los predios y los ingresos (Godtland et al., 2004; Läßle & Hennessy, 2015; Lyne et al., 2017). Los resultados del presente estudio indican que el tamaño de los predios tiene un efecto significativo ($p=0.0000431$) al momento de explicar la variable ingreso. La estimación muestra que el ingreso aumentaría 0.5 % por cada hectárea que se incrementa en el predio. Una explicación de este tipo de relación se estimó en China, donde Gao et al. (2020) observaron que agricultores con mayor grado de fragmentación de tierra cultivada fueron a menudo los que menos incentivos tuvieron.

of policies, from centralized services, provided by central governments, which see rural extension actions as a public good that should promote the general development of rural societies (Läpple & Hennessy, 2015; Lyne et al., 2017), even to services with subsidies to private agencies based on the supply and demand of technical assistance services. Therefore, the multiplicity of results is a consequence of the implementation of the wide variety of methods and strategies that each agency, public or private, has on the conception of extension, as well as their objectives, ranging from the reduction of rural poverty, through the increase of income, to strategies aimed at the conservation and restoration of natural resources, the environment and, in general, to promote sustainable development through the adoption of innovations, through the paradigmatic strategies to increase the productive efficiency of farms through the incorporation of technological practices.

At the national level, it is considered relevant to point out the importance of the rural extension policy strategy. Although it maintains a predominantly linear approach characterized by the transfer of standardized technological messages to farm growers and an orientation towards predominantly agronomic aspects to increase productivity (Rendón et al., 2015), results are observed in the improvement of farm growers' incomes. This leads to critically ponder its role as a component within agricultural policy to solve problems at the sectoral level. However, in order to respond to the new conditions in the agricultural sector, and more broadly

ron para participar en estrategias de extensión, por tanto, fueron los que menos adoptaron prácticas tecnológicas, consecuentemente reportaron bajos niveles de innovación, lo que a su vez limitó el ascenso de sus ingresos.

De acuerdo con las estimaciones del modelo log-nivel, la dotación de activos productivos es una de las variables más importantes entre los factores que determinan el comportamiento de la variable ingreso ($p = <2e-16$). Desde una perspectiva microeconómica es congruente este tipo de relación, ya que el nivel de activos es una variable económica de ingreso. Por ello, se emplea como una variable para evaluar el flujo de efectivo de un predio, y se ha utilizado como indicador para estimar la capacidad de inversión que tiene un predio para adoptar nuevas tecnologías o prácticas agrícolas (Santos et al., 2023). Por su parte, Godtland et al. (2004) también encontraron un coeficiente positivo en la variable nivel de activos al momento de evaluar los servicios de extensión rural en Perú.

Con base en el análisis de la evidencia empírica presentada, se pueden advertir dos fenómenos a nivel internacional, el primero es la evidente omnipresencia de las políticas de extensión rural en casi todas las latitudes; en segundo lugar, en correspondencia con el papel que se le da a la extensión como política pública para mejorar las condiciones generales de los agricultores, se advierte también el mismo interés en evaluar sus resultados. En general, son diferentes los resultados derivados del examen de las políticas de

in the agri-food sector, there are major challenges to be addressed, including overcoming the productivist approach of national policy and incorporating other areas such as agroecological management of natural resources, access to new information technologies in the provision of extension services, the inclusion of a food chain approach to improve the insertion of farm growers in markets, without undermining key objectives such as increasing food production for food safety and crop diversification.

From evidence at the international level it is possible to observe the priority of rural extension in development processes, playing a critical role in reducing poverty levels in different regions in the African continent (Danso et al., 2018; Davis et al., 2012); as well as in the increase of production and productivity through alternative management of natural resources to favor adaptation to climate change and agroecological resource management in some Latin American countries (Godtland et al., 2004; Delgado & Stoorvogel, 2022; Jørs et al., 2016); by increasing productivity through the incorporation of new information technologies in small-scale farm growers in China (Gao et al., 2020).

These evidences highlight the recognition and valuation of rural extension in public agendas. As a result, different governments have invested resources because they see these actions as a critical factor in promoting the integral development of rural societies. This leads us to reflect on the important role given to rural extension as a public good and as part of a rural innovation system that requires robust evaluation and

extensionismo rural, porque también a nivel internacional existen diferentes enfoques en la gestión de este tipo de políticas, desde los servicios centralizados, provistos por los gobiernos centrales, que ven las acciones de extensionismo rural como bien público que debe promover el desarrollo general de las sociedades rurales (Läpple & Hennessy, 2015; Lyne et al., 2017), hasta servicios con subvenciones a organismos privados basados en la oferta y demanda de servicios de asistencia técnica. Por tanto, la multiplicidad de resultados es consecuencia de la puesta en práctica de la amplia variedad de métodos y estrategias que cada organismo, público o privado, tiene sobre la concepción del extensionismo, así como los objetivos de los mismos, que van desde la reducción de la pobreza rural, a través del incremento de los ingresos, hasta estrategias orientadas a la conservación y restauración de los recursos naturales, el medio ambiente y, en general, para fomentar el desarrollo sostenible a través de la adopción de innovaciones, pasando por las paradigmáticas estrategias de aumento de la eficiencia productiva de los predios a través de la incorporación de prácticas tecnológicas.

A nivel nacional, se considera relevante señalar la importancia que tiene la estrategia de la política de extensionismo rural. Aunque esta mantenga un enfoque predominantemente lineal caracterizado por la transferencia de mensajes tecnológicos estandarizados a los productores y una orientación hacia aspectos predominantemente agronómicos para incrementar productividad (Rendón et al., 2015) se observan resultados en el mejoramiento de

monitoring systems to account for its effectiveness and contribution to the improvement of farm growers' rural livelihoods.

CONCLUSIONS

The presented results are generated from an econometric model that has allowed us to evaluate the effectiveness of the rural extension policy in Mexico, considering the comparison of two similar populations, one exposed to the Program and the other without exposure. The main goodness of fit tests shows a robust estimation of the results of the econometric model, which in turn leads to the conclusion that MCO estimates are useful to evaluate extension policy in the short term.

The article evaluated the effectiveness of an extension program by considering its results on the income of farm growers in the short term. The analysis shows that the Extension Program has been effective in increasing the income of small-scale farm growers participating in it.

More extensive databases could be available for long-term analysis, with robust econometric tests that include longitudinal impact evaluation and evaluation of results based on panel data and time series, among others, under the principle of deepening specific topics such as causal inference through social impact evaluation, in order to generate useful knowledge for public policy decision-making and influence accountability that impact societies. Given the current debate on accountability derived from the crisis processes of social effectiveness of rural

los ingresos de los agricultores. Esto lleva a ponderar críticamente su papel como un componente dentro de la política agrícola para resolver los problemas en el ámbito sectorial. Sin embargo, para responder a las nuevas condiciones en el sector agrícola, y de manera más amplia del agroalimentario, existen grandes retos que atender, destacando el de superar el enfoque productivista de la política nacional e incorporar otros ámbitos como el manejo agroecológico de los recursos naturales, el acceso a nuevas tecnologías de la información en la provisión de los servicios de extensión, la inclusión de un enfoque de cadenas alimentarias para mejorar la inserción de los productores en los mercados, sin menoscabo de propósitos claves como el incremento de la producción de alimentos para la seguridad alimentaria y la diversificación de cultivos.

A partir de la evidencia a nivel internacional, se puede observar la prioridad de la extensión rural en los procesos de desarrollo, jugando un papel crítico la reducción de los niveles de pobreza en diferentes regiones en el continente africano (Danso et al., 2018; Davis et al., 2012); así como en el aumento de la producción y productividad a través del manejo alternativo de recursos naturales para favorecer la adaptación al cambio climático y el manejo agroecológico de recursos en algunos países en América Latina (Godtland et al., 2004; Delgado & Stoorgel, 2022; Jørs et al., 2016); pasando por el incremento de la productividad a través de la incorporación de nuevas tecnologías de la información en los predios de pequeños agricultores en China (Gao et al., 2020).

Estas evidencias ponen de relieve el

development policies, having evaluation studies of social programs contributes not only to the field of evaluative research, but also to the generation of lessons learned from evaluation as a routine of modern public management.

End of English version

REFERENCES / REFERENCIAS

- Danso, G., Ehiakpor, D., & Aidoo, R. (2018). Agricultural extension and its effects on farm productivity and income: insight from Northern Ghana. *Agriculture & Food Security*. 74(7):1-10. DOI: 10.1186/s40066-018-0225-x
- Davis, K., Nkonya, E., Kato, E., Mekonnen, D., Odendo, M., Miiro, R., & Nkuba, J. (2012). Impact of Farmer Field Schools on agricultural productivity and poverty in East Africa. *World Development*. 40(2):402-413. DOI: 10.1016/j.worlddev.2011.05.019
- Delgado, L., & Stoorvogel, J. (2022). Role of soil perception and soil variability by smallholder farmers in the low adoption rates of extension packages in Central America. *Journal of Rural Studies*. 93(2022):92-103. DOI: 10.1016/j.jrurstud.2022.05.009
- Gamboa, L., & Waltenberg, F. (2012). Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006-2009. *Economics of Education Review*. 31(5):694-708. DOI: 10.1016/j.econedurev.2012.05.002
- Gao, Y., Zhao, D., Yu, L., & Yang, H. (2020). Influence of a new agricultural technology extension mode on farmers' technology adoption behavior in China. *Journal of Rural Studies*. 76(1):173-183. DOI:10.1016/j.

reconocimiento y la valoración de la extensión rural en las agendas públicas. Por ello, diferentes gobiernos han invertido recursos ya que conciben dichas acciones como factor crítico para promover el desarrollo integral de las sociedades rurales. Lo anterior lleva a reflexionar sobre el marcado papel que se le concede a la extensión rural como bien público y como parte de un sistema de innovación rural que requiere sistemas de evaluación y monitoreo robustos que den cuenta de su efectividad y contribución al mejoramiento de los medios de vida rural de los agricultores.

CONCLUSIONES

Los resultados presentados derivan de un modelo econométrico que ha permitido evaluar la efectividad de la política de extensionismo rural en México, considerando la comparación de dos poblaciones similares, una expuesta al Programa y otra sin exposición. Las principales pruebas de bondad de ajuste dan cuenta de una estimación robusta de los resultados del modelo log-nivel, lo que a su vez lleva a concluir que las estimaciones de MCO son útiles para evaluar la política de extensión en el corto plazo.

En el artículo se evaluó la efectividad de un programa de extensión considerando para ello sus resultados en el ingreso de los productores en el corto plazo. El análisis muestra que el Programa de Extensión ha sido efectivo para incrementar los ingresos de los pequeños agricultores participantes en el mismo.

Se podría contar con bases de datos más amplias para realizar un análisis a

- jrurstud.2020.04.016.
- Godtland, E., Sadoulet, E., de Janvry, A., & Murgai, R. (2004). The impact of farmer field schools on knowledge and productivity A study of potato farmers in the Peruvian Andes. *Economic Development and Cultural Change*. 53(1):63-92. DOI: 10.1086/423253
- Greene, W. (2012). *Econometric analysis*. Seventh Edition. Pearson. Edinburgh Gate, United Kingdom. 1238 p.
- Jørs, E., Konradsen, E., Huici, O., Morant, R., Volk, J., & Lander, F. (2016). Impact of training bolivian farmers on integrated pest management and diffusion of knowledge to neighboring farmers. *Journal of Agromedicine*. 21(2):200-208. DOI: 10.1080/1059924X.2016.1143428
- Keller, K., Landini, F., Rojas, R., & Prosser, B. (2021). Facilitadores y obstaculizadores de la implementación de un programa de extensión rural chileno: estudio cualitativo de la adherencia y las competencias del extensionista rural. *Cuadernos de Desarrollo Rural*. 18(2021):1-21. DOI: 10.11144/Javeriana.cdr18.foip
- Läpple, D., & Hennessy, T. (2015). Assessing the impact of financial incentives in extension programmes: Evidence from Ireland. *Journal of Agricultural Economics*. 66(3):781-795. DOI: 10.1111/1477-9552.12108
- Lioutas, E., Charatsari, C., Cernic, M., La Rocca, G., & De Rosa, M. (2019). The challenges of setting up the evaluation of extension systems by using a systems approach: the case of Greece, Italy and Slovenia. *The Journal of Agricultural Education and Extension*. 25(2):139-160. DOI: 10.1080/1389224X.2019.1583818
- Lyne, M., Nomonde, J., & Ortmann, G. (2017).

largo plazo, con pruebas econométricas robustas que incluyan la evaluación de impacto longitudinal y evaluar los resultados a partir de datos tipo panel y series de tiempo, entre otras, bajo el principio de profundizar en temas específicos como la inferencia causal a través de la evaluación de impacto social, con la finalidad de generar conocimiento útil para la toma de decisiones en política pública e incidir en rendición de cuentas que impacten en las sociedades. Ante el debate actual sobre la rendición de cuentas derivado de los procesos de crisis de la eficacia social de políticas de desarrollo rural, contar con estudios de evaluación de programas sociales contribuye no solo al ámbito de la investigación evaluativa, sino a la generación de lecciones aprendidas de la evaluación como rutina de la gestión pública moderna.

Fin de la versión en español

- A quantitative assessment of an outsourced agricultural extension service in the Umzimkhulu District of KwaZulu-Natal, South Africa. *The Journal of Agricultural Education and Extension*. 24(1):51-64. DOI: 10.1080/1389224X.2017.1387159
- Preissing J., Ardilla S., Buitrón J., & Fernández C. (2014). Nuevas inversiones en extensión para la agricultura familiar. *In: Agricultura familiar en América Latina y el Caribe: Recomendaciones de política*. Salcedo, S. y Guzmán, L. (eds.). Primera Edición. Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura. Chile. 215-231 pp.
- Rendón, R., Roldán, E., Hernández, B., & Cadena, P. (2015). Los procesos de extensión rural

- en México. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*. 6(1):151-161. DOI: 10.29312/re-mexca.v6i1.746
- Santos, V., Arana, O., Martínez, M., Garza, L., Mora, J., & Santoyo, H. (2023). Determinantes de la innovación agrícola entre pequeños agricultores en México. Una aplicación econométrica del Modelo Tobit. *Agrociencia*. 57(2): 339-368. DOI: 10.47163/agrociencia.v57i2.2878
- Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA). (2017). Compendio de indicadores de gestión y resultados 2015. Componente de Extensión e Innovación Productiva del Programa Integral de Desarrollo Rural. México. SAGARPA. 85 p.
- Stasinopoulos, M., Rigby R., Heller G., Voudouris V., & De Bastiani, F. (2017). Flexible Regression and Smoothing using GAMLSS in R. Taylor & Francis Group. A Chapman & Hall Book. United States of America, 2017. 550 p. DOI: <https://doi.org/10.1201/b21973>
- Soriano, P., Castillo, M., Córdoba, O., & Mansilla, R. (2017). Non-stationary individual and household income of poor, rich and middle classes in Mexico. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. 465(1):403-413. DOI: 10.1016/j.physa.2016.08.042
- Tilak, J. (2010). Education and poverty. *Journal of Human Development*. 3(2):191-207. DOI: 10.1080/14649880220147301
- Weiss, C. (2015). Preparando el terreno. In: Antología sobre evaluación. La construcción de una disciplina. Maldonado, C. y Pérez, C. (coords.). Primera Edición. Centro de Investigación y Docencia Económicas, A. C., Centro CLEAR para América Latina. México. 43-83 pp.
- Wooldridge, J. (2015). Introducción a la econometría. Quinta Edición. CENGAGE Learning Editores S.A. de C.V. México. 878 p.