

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

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

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.

The impact of rural extensionism on the income of small farmers in Mexico

Abstract

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

Fecha de recibido: Diciembre 5, 2023

Fecha de aceptado: Febrero 11, 2025

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

Cuadro 1. Descripción de la base de datos empleada en el análisis.

Estado	n	Sexo H (%)	Edad ($\bar{x}$)	Escolaridad ($\bar{x}$)	Superficie predio (h) ($\bar{x}$)	Activos productivos (MXN \$) ($\bar{x}$)	Ingreso (MXN \$) ($\bar{x}$)	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/Promedio	1 083	79.3	59.0	7.2	19.0	97 556.4	267 689.8	26.6

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

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 (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**).

Cuadro 2. Características del grupo tratamiento y el grupo control.

Variable	Grupo tratamiento	Grupo control
Frecuencia	634	449
Edad promedio	58.9	59.2
Escolaridad promedio	7.35	6.94
Tamaño del predio promedio (h)	18.51	19.77
Nivel de activos promedio (MXN \$)	116 381.87	70 974.45
Ingreso promedio (MXN \$)	320 047.31	177 526.36

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

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 varían 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 simplificar 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:

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

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 $Var(\varepsilon) = \sigma^2$. 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, y es normalmente distribuido, es decir; $y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2)$, donde: $\mu_i = E(y) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \cdots + \beta_k x_{ik}$; $\mu = X\beta$.

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: $\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \cdots - \hat{\beta}_k x_{ik})^2$ 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:

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

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

$$\sum_{i=1}^n x_{i2}(y_1 - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \cdots - \hat{\beta}_k x_{ik}) = 0$$

⋮

$$\sum_{i=1}^n x_{ik}(y_1 - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{i1} - \hat{\beta}_2 x_{i2} - \cdots - \hat{\beta}_k x_{ik}) = 0.$$

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: $\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \cdots + \hat{\beta}_k x_k$. 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 variable dependiente corresponden a ingresos económicos. El modelo log-nivel tiene la siguiente forma:

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

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:

$$\% \Delta y_i = (100\beta_1)\Delta x_1 \quad (4)$$

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

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

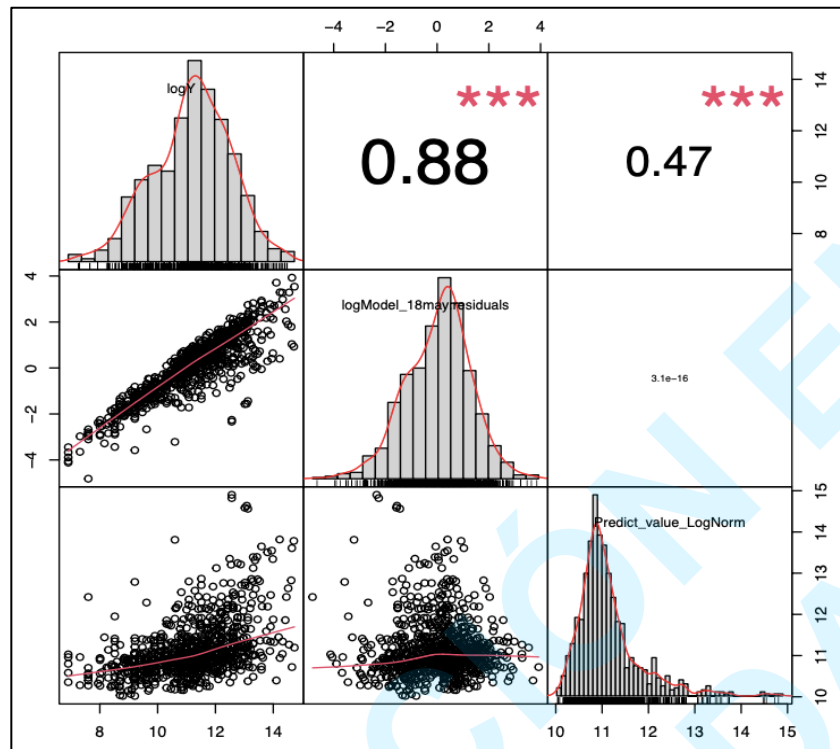
$$\log(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 x_6 + \beta_7 x_7 + \varepsilon_i \quad (5)$$

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 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).

Figura 1. Distribución $\log(y_i)$, residuales y valores predichos de modelo log-nivel.



Fuente: Elaboración propia.

En la **Figura 1** se verifica la normalidad de la variable $\log(y_i)$; 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.

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

Cuadro 3. Estimación de parámetros del modelo log-nivel.

Variable	Estimación	Error estándar	Valor de t	Pr(> t)
Intercepto	10.37	0.2625	39.49	< 2e-16 ***
x_1 : Apoyo recibido: Sí	0.1681	0.09083	1.85	0.0370 *
x_2 : Sexo: Mujer	-0.4355	0.1094	-3.979	0.0000751 ***
x_3 : Escolaridad	0.04645	0.01098	4.23	0.0000258 ***
x_4 : Edad	0.0008876	0.003564	0.249	0.8034
x_5 : Tamaño del predio	0.004369	0.001063	4.111	0.0000431 ***
x_6 : Activos productivos	0.000002597	0.0000002377	10.927	< 2e-16 ***
x_7 : Tamaño del grupo	0.0004195	0.0008159	0.514	0.6073

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.

Fuente: Elaboración propia.

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 modo, Lioutas et al. (2019) evidenciaron efectos positivos de los

servicios de extensionismo 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 & Stoorvgel (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 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.

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; Läpple & 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 incremente 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 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 extensionismo 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 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 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 & Stoorvogel, 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 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 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.

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.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). 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/remexca.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.