

DOI: 10.24850/j-tyca-14-06-04

Artículos

**Factores determinantes de la adopción de riego  
tecnificado en La Laguna, México**  
**Determining factors of the adoption of technified  
irrigation in La Laguna, Mexico**

Miriam Torres-Moreno<sup>1</sup>, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3041-5752>

José Saturnino Mora-Flores<sup>2</sup>, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0052-8422>

José Alberto García-Salazar<sup>3</sup>, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9892-7618>

Enrique Rubiños-Panta<sup>4</sup>, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9788-0280>

Oscar Antonio Arana-Coronado<sup>5</sup>, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5720-7561>

Enrique Arjona-Suarez<sup>6</sup>, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5069-3015>

<sup>1</sup>Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo, Departamento de Economía, Texcoco, Estado de México, México, [m.torresm2015@gmail.com](mailto:m.torresm2015@gmail.com)

<sup>2</sup>Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo, Departamento de Economía, Texcoco, Estado de México, México, [saturmf@colpos.mx](mailto:saturmf@colpos.mx)

<sup>3</sup>Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo, Departamento de Economía, Texcoco, Estado de México, México, jagsalazar17@gmail.com

<sup>4</sup>Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo, Departamento de Hidrociencias, Texcoco, Estado de México, México, jerpikike@colpos.mx

<sup>5</sup>Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo, Departamento de Economía, Texcoco, Estado de México, México, aranaosc@colpos.mx

<sup>6</sup>Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo, Departamento de Estadística, Texcoco, Estado de México, México, arjona@colpos.mx

Autor para correspondencia: José Saturnino Mora-Flores, saturmf@colpos.mx

## Resumen

En la actualidad, los recursos hídricos se encuentran más presionados en términos de cantidad y calidad debido al incremento de la demanda, así como de las prácticas de riego inadecuadas. El sector agrícola emplea la mayor parte del recurso disponible, por lo que es esencial hacer un uso eficiente del mismo. El empleo de sistemas de riego tecnificado se considera como una de las herramientas para incrementar la eficiencia, sin embargo su adopción en México aún es baja. El objetivo de esta investigación fue determinar los factores que afectan la adopción del riego tecnificado entre los agricultores de La Laguna mediante un modelo de regresión cualitativa (Logit). Los datos se recopilaron mediante una encuesta aplicada a 139 agricultores de La Laguna, México. El análisis estadístico se realizó utilizando el software SAS 9.3. Las variables

incluidas en el modelo empleado explica el 85.3 % ( $R^2$  de McFadden = 0.853) de la variación en la adopción de riego tecnificado. Los resultados muestran una relación significativa entre la probabilidad de adopción y los siguientes factores: nivel educativo, conocimiento de programas gubernamentales, asistencia técnica y rendimiento. También se observó una relación significativa entre el ingreso neto obtenido por metro cúbico y la adopción de tecnología de riego. Para aumentar la adopción de este tipo de tecnología entre los productores agrícolas de La Laguna se sugiere incrementar la promoción de los apoyos gubernamentales, al igual que la asistencia técnica y educación sobre los beneficios de adoptar esta tecnología de riego.

**Palabras clave:** logístico, efectos marginales, sistemas de riego.

## Abstract

At present, water resources are under more pressure in terms of quantity and quality, due to increased demand as well as inappropriate irrigation practices. The agricultural sector uses most of the available resource, so it is essential to make efficient use of it. The use of modernized irrigation systems is considered one of the tools to increase efficiency, however its adoption in Mexico is still low. The objective of this research was to determine the factors that affect the adoption of technical irrigation among farmers in La Laguna through a qualitative regression model (Logit). The data were collected through a survey applied to 139 farmers from La Laguna, Mexico. Statistical analysis was performed using SAS 9.3 software. The variables included in the model used explain 85.3 % (McFadden's  $R^2 = 0.853$ ) of the variation in the adoption of modernized

irrigation. The results show a significant relationship between the probability of adoption and the following factors: educational level, knowledge of government programs, technical assistance, and performance. A significant relationship was also observed between the net income obtained per cubic meter and the adoption of irrigation technology. To increase the adoption of this type of technology among agricultural producers in La Laguna, it is suggested to increase the promotion of government support, as well as technical assistance and education on the benefits of adopting this irrigation technology.

**Keywords:** Logistics, marginal effects, irrigation systems.

Recibido: 09/04/2021

Aceptado: 27/03/2022

Publicado online: 07/07/2022

## Introducción

La agricultura de riego es el principal usuario del agua en el mundo, empleando aproximadamente el 70 % de los recursos hídricos superficiales y subterráneos (Frenken & Kiersch, 2011). En la actualidad, los recursos hídricos se encuentran más presionados en términos de cantidad y calidad debido al incremento en la demanda, provocada por el crecimiento de la población, el aumento del área irrigada, así como de las prácticas de riego inadecuadas (Aydogdu & Bilgic, 2016). Por lo anterior, durante las últimas décadas, el objetivo se ha centrado en incrementar la

producción de alimentos utilizando menos cantidad de agua, sobre todo en países donde los recursos hídricos y arables son limitados (FAO, 2012).

México se ubica geográficamente en la franja de los grandes desiertos del mundo, al igual que Argelia, Libia, Egipto y Arabia Saudita. Debido a la ubicación geográfica del país, las sequías son recurrentes, sobre todo en la parte norte país, donde la producción agrícola está sujeta a la disponibilidad de agua (Arreguín-Cortés, García, González, & Guillen, 2019). A nivel nacional se cuenta con una precipitación pluvial media anual de 772 mm. Sin embargo, las precipitaciones no se distribuyen de forma homogénea en el territorio nacional; existen amplias regiones con precipitaciones inferiores a 200 mm en el noroeste y zonas con 3 000 mm en el sureste (Palacios-Vélez & Escobar-Villagrán, 2016).

En La Laguna, la escasez de agua siempre ha sido uno de los principales problemas para el desarrollo económico. La precipitación anual promedio es de unos 258 mm (García, 1973). El periodo de lluvia comprende de mayo a septiembre, donde ocurre 70 % de la precipitación. De acuerdo con cifras del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP) (SIAP, 2019), 89 % de la superficie requiere del riego, lo que representa unas 140 000 hectáreas (ha).

En estas condiciones, los métodos de riego tradicionales con eficiencia de 37 % a nivel parcelario han interrumpido el equilibrio entre la extracción y la recarga del acuífero. Según la Comisión Nacional del Agua (Conagua) (Conagua, 2015), en La Laguna, la extracción anual es del orden de 1 221.8 millones de metros cúbicos (Mm<sup>3</sup>), mientras la recarga media es de 518.9 Mm<sup>3</sup>, lo que implica un abatimiento del acuífero de 1.25 m por año. Teniendo en cuenta que el sector agrícola

depende más del recurso y que es el más vulnerable ante la escasez, es inevitable utilizar los recursos hídricos de forma eficiente (Feizabadi & Gorji, 2018). En este sentido, la tecnificación del riego se considera como una de las herramientas para incrementar la eficiencia (Wang *et al.*, 2019).

Muchos gobiernos buscan resaltar la importancia de reducir el consumo de agua en la agricultura y motivar a los agricultores a mejorar sus técnicas de riego utilizando sistemas de riego tecnificados (Pino *et al.*, 2017). Sin embargo, en algunos países, incluyendo México, la tasa de adopción de este tipo de tecnologías sigue siendo baja (Alcon, De-Miguel, & Burton, 2011); menos del 10 % de las más de seis millones de hectáreas de riego está tecnificada (FAO-Aquastat, 2017). En términos económicos, el productor adopta tecnologías de conservación de recursos naturales en la medida en que su rentabilidad esperada es aceptable (De-Graaff *et al.*, 2008).

Algunos estudios señalan que existen factores socioeconómicos y culturales que condicionan la adopción del riego tecnificado, entre los que destacan: el ingreso (Mohammadzadeh, Sadighi, & Rad, 2014); el patrón de cultivos (Abdulai, Owusu, & Bakang, 2011; Kumar, 2012); el acceso a la información (Bagheri & Ghorbani, 2011; Mohammadzadeh *et al.*, 2014); la cantidad de mano de obra (Saeed, Sadegh, & Maryam, 2014); el género (Nato, Shauri, & Kadere, 2016); la edad y años de experiencia en la agricultura (Saeed *et al.*, 2014); los años de estudio (Cremades, Wang, & Morris, 2015; Feizabadi & Gorji, 2018); el costo del agua (Olen, Wu, & Langpap, 2015); la pertenencia a organizaciones (Hunecke, Engler, Jara-Rojas, & Poortvliet, 2017); el tamaño de la unidad de producción (Bagheri & Ghorbani, 2011); la capacitación y asistencia técnica

(Mohammadzadeh *et al.*, 2014; Cremades *et al.*, 2015), y el apoyo gubernamental (Chandran & Surendran, 2016; Momvandi, Omid-Najafabadi, Hosseini, & Lashgarara, 2018).

El gobierno de México, a través del Programa Nacional Hídrico (PNH) para el periodo 2019-2024 estableció como objetivos “promover el uso eficiente del agua para aumentar la productividad en el campo...”, estableciendo dentro de las estrategias a implementar “mejorar la eficiencia en el uso del agua”. Al respecto, FAO-Aquastat (2017) indicó que en México el riego rodado o por inundación es la técnica que predomina en 91 % de la superficie irrigada y solo 9 % emplea el riego por aspersión o focalizado.

Considerando la panorámica anterior, la pregunta relevante es ¿cómo lograr la sensibilidad de los agricultores al ahorro del recurso? y ¿cómo motivarlos a adoptar sistemas de riego eficientes? Por ello, se hace necesario investigar los factores que pueden tener mayor impacto en la adopción de estas tecnologías, que permitirán el desarrollo de políticas más efectivas de ahorro de agua. A pesar de que existe literatura abundante que analiza de forma cuantitativa los determinantes de la adopción de la tecnología moderna de riego en el mundo (Nejadrezaei, Allahyari, Sadeghzadeh, Michailidis, & El-Bilali, 2018; Dung, Ho, Hiep, & Hoi, 2018; Pokhrel, Paudel, & Segarra, 2018; Huang, Xu, Kovacs, & West, 2017; Chuchird, Sasaki, & Abe, 2017; Tang, Folmer, & Xue, 2016; Afrakhteh, Armand, & Askari-Bozayeh, 2015; Olen *et al.*, 2015; Cremades *et al.*, 2015; Kiruthika, 2014), no existen estudios previos en La Laguna. Ante tal situación, el objetivo de este trabajo fue determinar los factores que inciden sobre la adopción de tecnologías de riego eficientes en esta zona. Los resultados del presente estudio pueden ser de utilidad para el

diseño de políticas efectivas que fomenten la implementación de este tipo de tecnología en la región. En la investigación se planteó la hipótesis de que los agricultores sin asistencia técnica y desconocimiento de los programas gubernamentales serán menos propensos a adoptar tecnologías de riego modernas. Asimismo, se plantea que el ingreso monetario generado por metro cúbico y el rendimiento por hectárea son factores que afectan de modo positivo la adopción de tecnología en La Laguna.

## Materiales y métodos

Al analizar la adopción tecnológica se observa que ciertos productores agrícolas la adquieren mientras que otros no; por lo tanto, se plantea el problema en términos de una respuesta binaria: adopción *versus* no adopción. Para lograr el objetivo de esta investigación se generó un modelo logit, el cual permite modelar la probabilidad de que un acontecimiento suceda. De acuerdo con Greene (2001), estos modelos por lo general se presentan de la siguiente forma:

$$\text{Prob (ocurre suceso } j) = \text{Prob } (Y = j) = F [\text{Efectos relevantes: parámetros}]$$

Donde  $j = 0$  si el suceso  $j$  no ocurre, y  $j = 1$  si el suceso  $j$  ocurre.

En forma particular se tiene un modelo de regresión con variable binaria;  $Y = F(X, \beta) + u = F (X, \beta) + u$ , donde  $Y =$  variable dependiente

binaria;  $F(X, \beta)$  = probabilidad media esperada bajo un supuesto de distribución; si es normal, da origen al modelo probit; si es logística, da origen al modelo logit;  $X$  = una matriz  $n \times k$ ;  $n$  = número de observaciones;  $k$  = número de variables explicativas;  $u$  = un error aleatorio.

Es importante mencionar que existe una diferencia fundamental entre un modelo donde la variable dependiente “ $Y$ ” es cuantitativa (continua), y un modelo donde “ $Y$ ” es cualitativa (discreta). En modelos donde  $Y$  es cuantitativa, el objetivo consiste en estimar su valor esperado, dados los valores de las variables explicativas. Mientras que en los modelos donde “ $Y$ ” es cualitativa, el objetivo es encontrar la probabilidad de que un acontecimiento suceda. Este tipo de modelos se conocen como probabilísticos (Gujarati, 2003).

En esta investigación se utilizó un modelo logístico de elección binaria para estimar la probabilidad de que los productores de La Laguna adopten sistemas de riego eficientes. La adopción de tal tecnología se consideró como variable dependiente, en términos de una variable binaria con un valor de 1 para aquellos que adoptaron y 0 para aquellos que no adoptaron dicha tecnología.

El modelo empleado en este trabajo se especifica en las ecuaciones (1) y (2), como se indica a continuación:

$$Prob(Y_i = 1) = P_i = F(Z_i) = F(\alpha + \sum \beta_i X_i) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} \quad (1)$$

$$Prob(Y_i = 0) = 1 - Prob(Y_i = 1) = 1 - P_i = \frac{1}{1 + e^{Z_i}} \quad (2)$$

Donde  $P_i$  es la probabilidad de que un productor adopte sistemas de riego tecnificado;  $X_i$  representa las variables explicatorias, entre las que se incluyen características socioeconómicas y productivas que pueden afectar la adopción de riego tecnificado;  $\alpha$  y  $\beta$  son los parámetros a ser estimados.

A partir de las ecuaciones (1) y (2) se obtiene una relación de probabilidad en favor de que se adopte la tecnología:

$$\frac{\text{Prob}(Y_i=1)}{\text{Prob}(Y_i=0)} = \frac{P_i}{1-P_i} = e^{Z_i} \quad (3)$$

Donde  $P_i$  es la probabilidad de que  $Y_i$  tome el valor de 1;  $1-P_i$  es la probabilidad de que  $Y_i$  tome el valor de 0;  $e$  es la constante exponencial.

Tomando el logaritmo natural de ambos lados de la Ecuación (3), se obtiene la Ecuación (4):

$$Z_i = \ln \ln \left( \frac{P_i}{1-P_i} \right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad (4)$$

Es importante señalar que los parámetros del modelo, como los de cualquier modelo de regresión no lineal, no son necesariamente los efectos marginales que se acostumbra analizar. En general, cuando se trata de una variable cuantitativa, el efecto marginal se calcula como se indica a continuación:

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_{ik}} = \frac{e^{Z_i}}{(1+e^{Z_i})^2} \beta_k \quad (5)$$

Para obtener las variables del modelo planteado se aplicaron encuestas a productores agrícolas de La Laguna. El número de productores a encuestar se obtuvo mediante el método de muestreo aleatorio simple, el cual permite la selección de “ $n$ ” unidades en un conjunto “ $N$ ” de tal modo que cada una de las “ ${}_N C_n$ ” muestras distintas tengan la misma oportunidad de ser elegidas (Cochran, 1980). El tamaño de muestra se calculó utilizando la siguiente fórmula:

$$n = \frac{n_0}{1 + \frac{n_0 + 1}{N}} \quad (6)$$

Donde  $n$  = tamaño de muestra;  $n_0$  = aproximación al tamaño de muestra;  $N$  = población.

El cálculo de  $n_0$  se realizó utilizando la siguiente fórmula:

$$n_0 = \frac{Z^2 pq}{d^2} \quad (7)$$

Donde  $Z$  = valor de la normal estándar;  $p$  = probabilidad de que ocurra el evento estudiado (éxito);  $q$  = probabilidad de que no ocurra el evento estudiado ( $1 - p$ ).

La población total de productores, de acuerdo con la Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural (Sagarpa)-Delegación Lagunera para el año

2019 fue de 17 476. Se consideró una confiabilidad del 90 % y margen de error del 10 %, dado que la información se recopiló a través de entrevistas directas a los productores. El tamaño de muestra calculado fue de 67 productores a entrevistar, sin embargo, por la disposición de los productores se obtuvieron un total de 139 cuestionarios durante la segunda quincena del mes de abril de 2019. En la Tabla 1 se muestran las 18 variables explicatorias empleadas en el modelo.

**Tabla 1.** Variables utilizadas en el modelo logístico.

Notación	Nombre de la variable	Tipo de variable/criterios
<b>Y</b>	Adopción (variable dependiente)	<i>Dummy</i> : 1 si se adopta, 0 en caso contrario
<b>X1</b>	Género	<i>Dummy</i> : 1 = masculino, 0 = en caso contrario
<b>X2</b>	Edad	Variable continua (años)
<b>X3</b>	Educación	Variable continua (años de educación formal)
<b>X4</b>	Dependientes económicos	Variable continua (número de personas)
<b>X5</b>	Actividad principal	<i>Dummy</i> : 1 en caso afirmativo, 0 en caso contrario
<b>X6</b>	Experiencia agrícola	Variable continua (años)
<b>X7</b>	Ingreso por hectárea	Variable continua (\$ ha <sup>-1</sup> )
<b>X8</b>	Costo por hectárea	Variable continua (\$ ha <sup>-1</sup> )
<b>X9</b>	Pertenencia a organizaciones	<i>Dummy</i> : 1 en caso afirmativo, 0 en caso contrario
<b>X10</b>	Acceso a la información	<i>Dummy</i> : 1 en caso afirmativo, 0 en caso contrario
<b>X11</b>	Superficie en producción	Variable continua (ha)
<b>X12</b>	Cultivo	<i>Dummy</i> : 0 = alfalfa 1, 2, 3, 4, 5 = otros cultivos
<b>X13</b>	Precio medio rural por tonelada	Variable continua (\$ t <sup>-1</sup> )
<b>X14</b>	Asistencia técnica	<i>Dummy</i> : 1 en caso afirmativo, 0 en caso contrario
<b>X15</b>	Fuente de abastecimiento	<i>Dummy</i> : 1 = bombeo, 0 = gravedad
<b>X16</b>	Conocimiento de programas	<i>Dummy</i> : 1 en caso afirmativo, 0 en caso contrario
<b>X17</b>	Ingreso neto por m <sup>3</sup>	Variable continua (\$ m <sup>-3</sup> )
<b>X18</b>	Rendimiento	Variable continua (t ha <sup>-1</sup> )

La estimación del modelo logit se hizo bajo la sintaxis PROC LOGISTIC del paquete estadístico SAS (SAS, 2011). La bondad de ajuste para el modelo logit se determinó a través del índice de cociente de verosimilitudes (IVC), también llamado pseudo  $R^2$  de McFadden.

Una vez que el modelo sea estimado es necesario conocer su bondad de ajuste. Uno de los criterios de bondad de ajuste típicamente utilizado en este tipo de modelos es la razón de probabilidad de chi-cuadrado ( $\chi^2$ ) (Russell & Fraas, 2005). En este caso, se deben analizar dos modelos: uno con todas las variables explicativas (modelo completo) y el otro sin variables explicativas (modelo nulo).

Si el modelo tiene  $k$  variables explicativas, la hipótesis nula establece que ninguna de las  $k$  variables explicativas son iguales a cero, esto es, que  $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ . Suponiendo que  $l_0$  denota el valor maximizado de la función de probabilidad del modelo nulo que tiene un solo parámetro, es decir; el intercepto  $l_0 = l(\hat{\beta}_0)$ , y asumiendo también que  $l_M$  denota el valor maximizado de la función de probabilidad del modelo  $M$  con todas las variables explicativas (teniendo  $k + 1$  parámetros), donde  $l_M = l(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k)$ , entonces, la estadística de la prueba de razón de probabilidad es:

$$G^2 = -2 \log \log \left( \frac{l_0}{l_M} \right) = -2(\log l_0 - \log l_M) \sim \chi^2(k) \quad (8)$$

## Resultados y discusión

El índice de cociente de verosimilitudes (IVC), también llamado pseudo  $R^2$  de McFadden, obtenido por el modelo logístico fue 0.78, lo que confirma un buen ajuste del modelo de acuerdo con Smith y McKenna (2013), y Walker y Smith (2016), quienes afirman que el pseudo  $R^2$  ofrece una indicación del ajuste del modelo, y son similares a la varianza explicada por las métricas asociadas con  $R^2$  de los modelos de regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Asimismo, a través del estadístico chi-cuadrada de la razón de verosimilitud con  $p < 0.0001$ , y del estadístico de Wald con un nivel de significancia  $p < 0.05$ , se determinó que el modelo analizado en el paquete SAS se ajusta de manera significativa, y que las variables incluidas en el modelo propuesto contribuyen a explicar la probabilidad de adopción, en este caso, del riego tecnificado en La Laguna (Tabla 2).

**Tabla 2.** Pruebas de bondad de ajuste del modelo logit.

Estadístico	Valor estadístico
Índice de cociente de probabilidad o $R^2$ de McFadden	0.7861
Razón de verosimilitud (Chi-cuadrado)	109.7946
$Pr > ChiSq$	< 0.0001
Estadístico de Wald (Chi-cuadrado)	21.0965
$Pr > ChiSq$	0.0018
-2 Log L (modelo completo)	29.870
-2 Log L (modelo nulo)	139.665

La hipótesis nula para la estadística que se prueba es  $H_0 = \beta_3 = \beta_5 = \beta_{14} = \beta_{16} = \beta_{17} = \beta_{18} = 0$ . El valor estadístico de prueba para la razón de probabilidad de chi-cuadrado se obtuvo sustituyendo el valor maximizado de la función de probabilidad en la Ecuación (8):

$$G^2 = -2 \log \log \left( \frac{l_0}{l_M} \right) = -2(\log l_0 - \log l_M) = 139.665 - 29.870 = 109.795$$

El valor obtenido es mayor que  $\chi^2_{0.05}(6) = 12.592$ , por lo tanto, se rechaza la  $H_0$  y se concluye que al menos uno de los parámetros del modelo es diferente de cero.

El análisis indica que de la muestra de entrevistados, el 79.9 % emplea métodos de riego tradicionales o rodado, mientras 20.1 % utiliza riego tecnificado, destacando el riego por goteo y aspersion de tipo pivote central. Estos resultados son consistentes con los de Baja California, donde aproximadamente entre 15 y 20 % de los agricultores han adoptado riego tecnificado (Troyo-Diéguez *et al.*, 2010). Asimismo, Villalobos-Cano, Sánchez-Chávez, Morales-Nieto, Esparza-Vela y Santellano-Estrada (2018) indican que en el Distrito de Riego 005 en Delicias Chihuahua, un 25 % cuenta con riego tecnificado. El área promedio bajo cultivo oscila entre 1 y 124 ha, con un promedio de 10.6 ha, con rendimiento promedio de 33.5 t ha<sup>-1</sup> (Tabla 3), siendo los principales cultivos alfalfa, sorgo y maíz forrajero, algodón, nogal y hortalizas.

**Tabla 3.** Estadística descriptiva de las variables continuas incluidas en el modelo.

<b>Variable</b>	<b>Media</b>	<b>Desviación estándar</b>
<b>Edad</b>	57.57	12.45
<b>Educación (años)</b>	8.8	4.62
<b>Experiencia (años)</b>	29.48	14.28
<b>Superficie cultivada (ha)</b>	10.66	18.09
<b>Ingreso neto (\$ m<sup>-3</sup>)</b>	3.74	7.15
<b>Rendimiento (t ha<sup>-1</sup>)</b>	33.52	22.94

La muestra de agricultores de La Laguna estuvo integrada principalmente por hombres (94.2 %). La edad de los productores entrevistados varía entre 20 (edad mínima) y 85 años (edad máxima), siendo la edad promedio 57.5 años. Los resultados indicaron un bajo nivel educativo entre los productores; un 68 % cuenta con el nivel básico de educación, con promedio 8.8 años de estudio (Tabla 3). En tal sentido, se ha encontrado que las variable educación y promoción aumentan el índice de adopción de tecnología (Cremades *et al.*, 2015), por lo que el nivel educativo de los productores es fundamental para el desarrollo agrícola de México.

Distintas investigaciones argumentan que un bajo nivel educativo dificulta la comprensión de la información, así como las explicaciones técnicos, lo que afecta la adopción de tecnología (Li, Li, & Li, 2010). En promedio, la experiencia como productor agrícola fue de 29 años,

oscilando de 2 a 65 años. Kassie, Zikhali, Manjur y Edwards (2009) reportan que el acceso a la extensión agrícola es una variable asociada con la adopción de prácticas de agricultura sustentable. Menos de la mitad de los entrevistados (44.5 %) declaró que la agricultura es su principal negocio y única fuente de ingresos; al respecto, Macías (2013) menciona que los pequeños productores han tenido que diversificar sus opciones de ingreso, y que dicha diversificación en buena medida ha permitido que muchos pequeños productores se mantengan en la agricultura. En la Tabla 4 se muestran los coeficientes de las variables que resultaron significativas, diferentes de cero, para un nivel de significancia de 0.15. Dichas variables son educación, agricultura como actividad principal, asistencia técnica, conocimiento de programas, ingreso neto/m<sup>3</sup> y rendimiento.

**Tabla 4.** Estimaciones de los parámetros del modelo logit.

Parámetro	Contraste	CE( $\beta$ )	EE	X <sup>2</sup>	Sig.
Intercepto		-14.68	3.67	16.01	< 0.0001
X3 (educación)		0.16	0.11	2.17	0.1400
X5 (agricultura principal actividad)	0	-1.59	0.66	5.76	0.0164
X14 (asistencia técnica)	0	-1.70	0.68	6.25	0.0124
X16 (conocimiento de programas)	0	-3.72	0.84	19.67	< 0.0001
X17 (ingreso neto m <sup>-3</sup> )		0.22	0.10	4.97	0.0257
X18 (rendimiento)		0.09	0.03	7.64	0.0057

CE = coeficiente estimado  
 EE = error estándar  
 X<sup>2</sup> = Chi cuadrada de Wald  
 Sig. = nivel de significancia

El análisis de regresión logística permitió elegir el siguiente modelo como el que mejor explicó la relación entre las variables explicativas y la adopción de tecnología de riego en La Laguna:

$$Z_i = -14.68 + 0.16X_3 - 1.59X_5 - 1.70X_{14} - 3.72X_{16} + 0.22X_{17} + 0.09X_{18}$$

La variable educación ( $X_3$ ) presentó un efecto positivo y estadísticamente significativo en 0.14, lo que indicaría que los años de estudio con los que cuenta el productor son importantes en la decisión de adoptar tecnología de riego (Tabla 4). Estos resultados concuerdan con los reportados por Mamitimin, Feike, Seifert y Doluschitz (2015), quienes para un nivel educativo alto encontraron un efecto positivo (0.3) en la adopción de tecnologías de riego en China. Al respecto, Cremades *et al.* (2015) señalan que el grado educativo tiene un efecto positivo (1.5) y altamente significativo en la adopción de tecnologías de riego modernas en China. Por el contrario, Afrakhteh *et al.* (2015) no encontraron efecto de la variable educación en la probabilidad de adopción de tecnologías de riego por aspersión en Irán. El efecto marginal de la variable  $X_3$  sobre la probabilidad de adopción revela que por cada aumento de 1 unidad en los años de estudio por parte de los agricultores, se incrementará 0.004 veces las probabilidades de adopción. Este resultado concuerda con el determinado por Cremades *et al.* (2015) en China, con un efecto marginal igual a 0.005 en la variable educación.

La variable  $X_5$  es una variable cualitativa, por lo que el modelo realiza una prueba de contraste (1 = el productor se dedica

exclusivamente a la actividad agrícola; 0 en caso contrario). La variable actividad agrícola como única actividad (X5) muestra un coeficiente negativo y estadísticamente significativo al 0.01 (Tabla 4). El efecto marginal de la variable X5 fue de 0.09, lo que indica que la probabilidad de adopción para los agricultores que se dedican exclusivamente a la actividad agrícola es 9 % mayor que la de los productores que tienen otras actividades económicas además de la agricultura. En este sentido, la búsqueda de ingresos no agrícolas por parte de los agricultores puede socavar su adopción de tecnologías modernas, al reducir la cantidad de trabajo asignado a las empresas agrícolas (Goodwin & Mishra, 2004). Al respecto, Huang, Lu, Wang, Cui y Yang (2020) señalan que el empleo fuera de la agricultura tiene un efecto negativo (-0.77) y altamente significativo ( $p < 0.01$ ) en China, lo que indica que el empleo fuera de la actividad agrícola inhibe la adopción de tecnología para conservación del suelo y agua.

De acuerdo con los resultados, los productores con menores ingresos buscan emplearse como asalariados, con el objetivo de hacer frente a las necesidades familiares. Este hecho actúa en sentido contrario a las decisiones de adopción, por la imposibilidad de hacer las actividades en tiempo y forma debido a la división del tiempo disponible entre actividades agrícolas y no agrícolas. Este resultado es importante si se considera que más de la mitad de los agricultores entrevistados manifestaron que desarrollan actividades no agrícolas para obtener ingresos alternativos.

Respecto a la variable asistencia técnica (X14), se determinó un estimador con signo negativo (-1.70) y altamente significativo ( $p < 0.01$ ), lo que indica que los productores que no cuentan con asistencia técnica

tienen menos probabilidades de adoptar sistemas de riego tecnificado en La Laguna (Tabla 4). Los resultados muestran que el acceso a la capacitación influye de manera positiva y significativa en la adopción del riego tecnificado. El efecto marginal de la variable X14 fue de 0.10 (Tabla 5); este resultado sugiere que los productores que tienen asistencia técnica tienen 10 % más probabilidad de adoptar tecnología de riego.

**Tabla 5.** Efecto marginal estimado para cada variable explicativa.

Variable explicativa	Efecto marginal
X3 (educación)	0.0049816
X5 (agricultura principal actividad)	0.0951614
X14 (asistencia técnica)	0.1017677
X16 (conocimiento de programas)	0.2219374
X17 (ingreso neto m <sup>-3</sup> )	0.0066642
X18 (rendimiento)	0.0028277

Los resultados encontrados en este trabajo son consistentes con los determinados por Kiruthika (2014), quien señala que cuando existen los servicios de extensión agrícola, la probabilidad de adoptar riego focalizado en la India incrementan 27 %. Por su parte, Cremades *et al.* (2015), y Abid, Scheffran, Schneider y Ashfaq (2015) determinaron indicadores positivos (3.2 y 1.12, respectivamente) para la variable servicios de extensionismo; respecto de las contribuciones marginales, Cremades *et al.* (2015) reportan que la probabilidad de adoptar tecnologías de riego

incrementan 10.6 % cuando los productores cuentan con servicios de extensionismo.

Este resultado es importante si se considera que solo el 44 % de los productores entrevistados en La Laguna manifestó tener asistencia técnica en alguna etapa de la producción; en particular, en el cultivo de algodón, 90.9 % de los productores entrevistados cuenta con asistencia técnica, mientras que en otros cultivos los porcentajes son 66.7 % nogal, 53.8 % hortalizas, 39.1 % alfalfa, 28.6 % sorgo forrajero y 26.1 % maíz forrajero.

Los agricultores de forrajes y hortalizas tienen asistencia técnica de proveedores de insumos y servicios, así como de instituciones, como del Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (INIFAP), a diferencia de los productores de algodón, quienes manifestaron contar con asistencia técnica del Servicio Nacional de Sanidad, Inocuidad y Calidad Agroalimentaria (Senasica). La provisión de servicios de asistencia técnica son procesos continuos de difusión de información práctica relacionada con la agricultura, incluyendo insumos agrícolas, técnicas y habilidades agrícolas, con el objetivo de mejorar la unidad productiva, la producción y los ingresos, por lo que la asistencia técnica tiene un papel fundamental en la adopción de tecnologías de riego, toda vez que el productor se encuentra mejor informado sobre el uso efectivo, así como de los beneficios de adoptar determinadas tecnologías.

En la Tabla 4 se observa que la variable conocimiento de programas del gobierno que apoyan la tecnificación del riego (X16) tiene un estimador con signo negativo (-3.72) y altamente significativo, lo que indica que aquellos productores que desconocen la existencia de

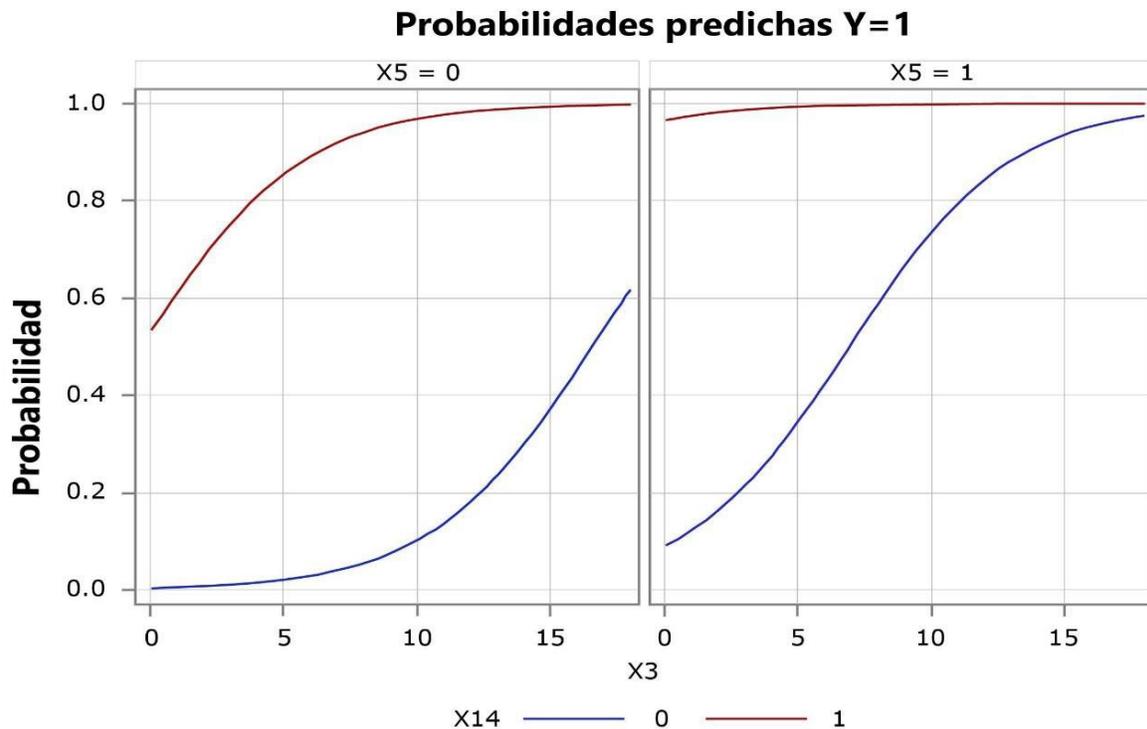
programas de tecnificación de riego tienen menor probabilidad de adoptar dichas tecnologías (Tabla 4). El efecto marginal de la variable X16 fue el que mayor efecto tuvo sobre la probabilidad de adopción e indica que los productores que conocen los programas del gobierno federal aumentan la probabilidad de tecnificar en 22 % (Tabla 5).

Los productores con los medios financieros a menudo instalan sistemas de riego que pueden estar parcialmente subsidiados con fondos gubernamentales. De acuerdo con los resultados, el 75 % de los productores que actualmente cuenta con sistemas de riego tecnificado empleó programas gubernamentales (p. ej., tecnificación de riego) para poder instalar sistemas de riego tecnificado, mientras que el 25 % restante utilizó recursos propios, así como créditos con la banca, para adquirir ese tipo de tecnología. Para aplicar nuevas técnicas de producción, los productores agrícolas utilizan diversas combinaciones de apoyo monetario e insumos agrícolas ofrecidos por programas gubernamentales, ahorros y crédito que se ofrece a través de Financiera Rural, o por los proveedores de servicios.

En investigaciones previas, Li *et al.* (2010) determinaron que el conocimiento con los incentivos gubernamentales están asociados de manera positiva con la probabilidad de adopción. Estos resultados son importantes si se considera que poco más del 86 % de los agricultores asegura desconocer la existencia de programas gubernamentales cuyo objetivo es la tecnificación del riego. Cabe señalar que el proceso de adopción de tecnologías se compone por las siguientes fases: 1) conocimiento de la tecnología, 2) interés sobre la innovación, 3) evaluación de la tecnología, 4) prueba y 5) adopción.

Para muchos agricultores el proceso de adopción, los procedimientos de solicitud, la elegibilidad y la entrega de los subsidios puede ser un proceso complicado, en especial para los pequeños productores. Por lo general los agricultores ignoran las reglas de operación, algunos no cuentan con financiamiento o no cumplen con los requisitos del programa; es decir, el desconocimiento de los programas gubernamentales encaminados al uso eficiente del agua limita la adopción de la tecnología, lo que pone de manifiesto que la promoción gubernamental de tecnologías agrícolas de ahorro de agua en el área de estudio necesita mejoras en cuanto a la difusión.

La Figura 1 representa las probabilidades predichas por el modelo contra la variable nivel educativo (X3) para cada combinación de actividad principal (X5 = 0 vs. X5 = 1) y asistencia técnica (X14 = 0 vs. X14 = 1). Con esta representación se puede confirmar que el nivel educativo (X3), la dedicación exclusiva a la actividad agrícola (X5), así como contar con asistencia técnica (X14) tienen un efecto positivo en la probabilidad de adopción de tecnologías de riego en La Laguna, manteniendo constantes los demás factores (X16, X17 y X18).



Ajuste calculado en X16=1 X17=3.74 X18=2.63

**Figura 1.** Probabilidades predichas por el modelo logit para nivel educativo.

La variable (X17) muestra un coeficiente positivo (0.22) y estadísticamente significativo al 0.02 (Tabla 4), lo que sugiere que cuanto más alto sea el ingreso neto generado por metro cúbico, la probabilidad de que el productor adopte tecnologías de riego es mayor. El efecto marginal de la variable X17 fue de 0.006, lo que indica que al incrementarse el ingreso neto por metro cúbico en 1 %, la probabilidad de adoptar riego tecnificado aumenta 0.6 %. Al respecto, Expósito y Berbel (2017), en un estudio de caso para España, mencionan que los agricultores deben adaptarse a la escasez de agua y a la continua disminución del ingreso agrícola (que ha caído 1.1 % cada año desde

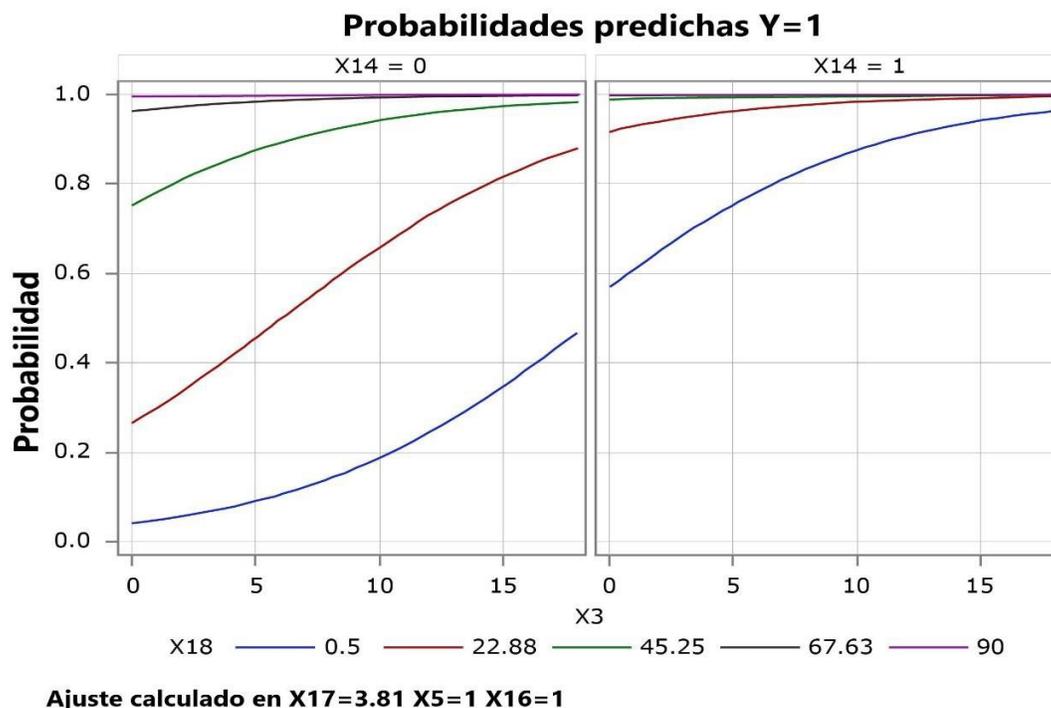
principios de la década de 1990 debido al aumento de los precios de los insumos y a la baja de los precios de los productos agrícolas) eligiendo cultivos con mayor ingreso neto ( $\$/m^3$ ), por lo que se han realizado importantes inversiones, tanto públicas como privadas, durante los últimos decenios para modernizar la superficie irrigada al sur de España.

La variable (X18) muestra un coeficiente positivo (0.09) y altamente significativo al 0.005 (Tabla 4), lo que sugiere que cuanto mayor es el rendimiento por hectárea mayor será la probabilidad de que el productor adopte tecnologías de riego. Estos resultados concuerdan con los determinados por diversos autores, quienes indican que el rendimiento es un factor que determina en gran medida la adopción de tecnologías, como la utilización de semilla mejorada (Luna-Mena, Altamirano-Cárdenas, Santoyo-Cortés, & Rendón-Medel, 2016); adopción de tecnologías para la agricultura de precisión (Tey & Bridal, 2012), y la adopción de tecnologías de riego (Pokhrel *et al.*, 2018).

El productor intentará ser más eficiente en el uso del agua de riego, tecnificando la superficie para obtener más rendimientos del cultivo, esperando con ello incrementar su ingreso. Asimismo, Mignouna, Manyong, Mutabazi y Senkondo (2011) mencionan que cuando los agricultores experimentan por sí mismos un alza en el rendimiento con la implementación de la tecnología, son más propensos a continuarlo hasta consolidar la adopción. El efecto marginal obtenido para esta variable fue 0.002, lo que indica que al incrementarse el rendimiento en 1 %, la probabilidad de adoptar riego tecnificado sube 0.2% (Tabla 5). Estos resultados son equiparables con los de Pokhrel *et al.* (2018), quienes encontraron que el incremento de 1 % en el rendimiento de algodón en

Texas y Oklahoma eleva la probabilidad de adoptar riego focalizado subsuperficial en 0.06%.

La Figura 2 representa las probabilidades predichas del modelo para la variable nivel educativo (X3) para cada combinación de asistencia técnica (X14 = 0 vs. X14 = 1) y rendimiento (X18). Con esta representación se puede confirmar que el incremento en el rendimiento, así como el aumento en el nivel educativo de los productores tiene un efecto positivo en la probabilidad de adopción de tecnologías de riego en La Laguna, manteniendo constantes los demás factores (X5, X16 y X17).



**Figura 2.** Probabilidades predichas por el modelo logit para rendimiento.

## Conclusiones

Los resultados de este trabajo indican que aun cuando hay un rápido aumento en la adopción de tecnologías de riego en el mundo, en México y en La Laguna la adopción de este tipo de tecnologías sigue siendo baja. La adopción de tecnología está determinada por múltiples factores, como la asistencia técnica, el nivel educativo, la dedicación exclusiva a la agricultura, el ingreso neto y el rendimiento, al igual que el conocimiento de los programas gubernamentales que apoyan la tecnificación de riego en la producción agrícola.

El ingreso neto generado por metro cúbico tiene un efecto positivo sobre la adopción de riego en La Laguna, sin embargo, el efecto marginal de esta variable resultó reducido en comparación con otras variables. Asimismo, la búsqueda de ingresos no agrícolas por parte de los agricultores disminuye la posibilidad de adoptar tecnologías de riego al contar con menos tiempo para asignarse al campo, por lo que se deben implementar políticas complementarias, a fin de promover la producción agrícola, lo que alentaría a los productores a permanecer en el campo. De no promover la permanencia, difícilmente ésta o cualquier otra política encaminada a mejorar una práctica o sistema productivo tendrá éxito. Los resultados sugieren que si se quiere promover la adopción de la tecnificación de riego en La Laguna, la promoción y la asistencia técnica en temas relacionados con el agua y los beneficios de este tipo de tecnologías podrían ser una herramienta de política efectiva. Si el gobierno establece una política para subsidiar la tecnología, ésta sería más efectiva si los programas tuvieran mayor promoción; y si los apoyos fueran dirigidos hacia cultivos que generen mayor ingreso por metro

cúbico empleado, ello alentaría a los agricultores a aplicar la tecnología para obtener mayor rendimiento y mejor calidad de producto.

### Agradecimientos

A los productores de la Comarca Lagunera, por la amable disposición y participación en las entrevistas; al personal de la Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural-Delegación La Laguna, por el apoyo otorgado para la realización de este trabajo.

### Referencias

- Abdulai, A., Owusu, V., & Bakang, J. E. A. (2011). Adoption of safer irrigation technologies and cropping patterns: Evidence from Southern Ghana. *Ecological Economics*, 70(7), 1415-1423. DOI: 10.1016/j.ecolecon.2011.03.004
- Abid, M., Scheffran, J., Schneider, U. A., & Ashfaq, M. (2015). Farmers' perceptions of and adaptation strategies to climate change and their determinants: The case of Punjab province, Pakistan. *Earth System Dynamics*, 6(1), 225-243. DOI: 10.5194/esd-6-225-2015
- Afrakhteh, H., Armand, M., & Askari-Bozayeh, F. (2015). Analysis of factors affecting adoption and application of sprinkler irrigation by farmers in Famenin County, Iran. *International Journal of Agricultural Management and Development*, 5(2), 89-99. DOI: 10.5455/ijamd.158625
- Alcon, F., De-Miguel, M. D., & Burton, M. (2011). Duration analysis of adoption of drip irrigation technology in southeastern Spain. *Technological Forecasting and Social Change*, 78(6), 991-1001. DOI: 10.1016/j.techfore.2011.02.001

Aquastat. (2017). *Aquastat-FAO's Global Information System on Water and Agriculture*. Disponible en <https://www.fao.org/aquastat/statistics>

Arreguín-Cortés, F. I., García, N. H., González, C. A., & Guillen, G. J. A. (2019). Reforms in the administration of irrigation systems: Mexican experiences. *Irrigation and Drainage*, 68(1), 6-19. DOI: 10.1002/ird.2242

Aydogdu, M. H., & Bilgic, A. (2016). An evaluation of farmers' willingness to pay for efficient irrigation for sustainable usage of resources: the GAP-Harran Plain case, Turkey. *Journal of Integrative Environmental Sciences*, 13(2-4), 175-186. DOI: 10.1080/1943815x.2016.1241808

Bagheri, A., & Ghorbani, A. (2011). Adoption and non-adoption of sprinkler irrigation technology in Ardabil Province of Iran. *African Journal of Agricultural Research*, 6(5), 1085-1089. DOI: 10.5897/AJAR09.380

Chandran, K. M., & Surendran, U. (2016). Study on factors influencing the adoption of drip irrigation by farmers in humid tropical Kerala, India. *International Journal of Plant Production*, 10(3), 347-364.

Chuchird, R., Sasaki, N., & Abe, I. (2017). Influencing factors of the adoption of agricultural irrigation technologies and the economic returns: a case study in Chaiyaphum province, Thailand. *Sustainability*, 9(9), 1524. DOI: 10.21640/ns.v10i20.1348

Cochran, W. G. (1980). *Técnicas de muestreo* (2ª ed.). México, DF: CECSA.

- Conagua, Comisión Nacional del Agua. (2015). *Actualización de la disponibilidad media anual de agua en el acuífero Principal-Región Lagunera (0523), Estado de Coahuila*. Publicado en el Diario Oficial de la Federación el 20 de abril del 2015. Recuperado de [https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/102876/DR\\_0523.pdf](https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/102876/DR_0523.pdf)
- Cremades, R., Wang, J., & Morris, J. (2015). Policies, economic incentives and the adoption of modern irrigation technology in China. *Earth System Dynamics*, 6, 399-410. DOI: 10.3390/su9091524
- De-Graaff, J., Amsalu, A., Bodnar, F., Kessler, A., Posthumus, H., & Tenge, A. (2008). Factors influencing adoption and continued use of long-term soil and water conservation measures in five developing countries. *Applied Geography*, 28(4), 271-280. DOI: 10.1016/j.apgeog.2008.05.001
- Dung, L. T., Ho, D. P., Hiep, N. T. K., & Hoi, P. T. (2018). The determinants of rice farmers' adoption of sustainable agricultural technologies in the Mekong Delta, Vietnam. *Applied Economics*, 25(2), 55-69.
- Expósito, A., & Berbel, J. (2017). Agricultural irrigation water use in a closed basin and the impacts on water productivity: The case of the Guadalquivir river basin (Southern Spain). *Water*, 9(2), 136. DOI 10.3390/w9020136
- FAO, Food and Agriculture Organisation. (2012). *Statistical Yearbook 2012: World Food and Agriculture*. Roma, Italy: Food and Agriculture Organisation.

- FAO-Aquastat. (2017). Aquastat-FAO's Global Information System on Water and Agriculture. Recuperado de <https://www.fao.org/aquastat/statistics>.
- Feizabadi, Y., & Gorji, E. M. (2018). Analysis of effective factors on agricultural water management in Iran. *Journal of Water and Land Development*, 38(1), 35-41. DOI: 10.2478/jwld-2018-0040
- Frenken, K., & Kiersch, B. (2011). *Monitoring agricultural water use at country level: Experiences of a pilot project in Benin and Ethiopia*. FAO Land & Water Discussion Paper 9. Rome, Italy: Food and Agriculture Organisation.
- García, E. (1973). *Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen para adaptarlo a las condiciones de la república mexicana*. México, DF: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Goodwin, B. K., & Mishra, A. K. (2004). Farming efficiency and the determinants of multiple job holding by farm operators. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(3), 722-729. DOI: 10.1111/j.0002-9092.2004.00614.x
- Greene, W. H. (2001). *Análisis econométrico* (3ª ed.). Madrid, España: Prentice Hall.
- Gujarati, D.N. (2003). *Basic Econometrics*. 4ª ed.) McGraw-Hill, New York.
- Huang, Q., Xu, Y., Kovacs, K., & West, G. (2017). Analysis of factors that influence the use of irrigation technologies and water management practices in Arkansas. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 49(2), 159-185. DOI: 10.1017/aae.2017.3

- Huang, X., Lu, Q., Wang, L., Cui, M., & Yang, F. (2020). Does aging and off-farm employment hinder farmers' adoption behavior of soil and water conservation technology in the Loess Plateau? *International Journal of Climate Change Strategies and Management*, 12(1), 92-107. DOI: 10.1108/IJCCSM-04-2019-0021
- Hunecke, C., Engler, A., Jara-Rojas, R., & Poortvliet, P. M. (2017). Understanding the role of social capital in adoption decisions: An application to irrigation technology. *Agricultural Systems*, 153, 221-231. DOI: 10.1016/j.agsy.2017.02.002
- Kassie, M., Zikhali, P., Manjur, K., & Edwards, S. (2009). Adoption of sustainable agriculture practices: Evidence from a semi-arid region of Ethiopia. *Natural Resource Forum*, 33, 189-198. DOI: 10.1111/j.1477-8947.2009.01224.x
- Kiruthika, N. (2014). Determinants of adoption of drip irrigation in sugarcane cultivation in Tamil Nadu. *American International Journal of Research in Humanities, Arts and Social Sciences*, 5(2), 143-146.
- Kumar, D. S. (2012). Adoption of drip irrigation system in India: Some experience and evidence. *The Bangladesh Development Studies*, 35(1), 61-78.
- Li, J. Y., Li, T. S., & Li, S. K. (2010). Analysis of farmer's technology adoption behavior in different environments of agritechnique diffusion—A case study of water-saving irrigation technology in the arid and semiarid area of northwest China. *Bulletin of Soil and Water Conservation*, 30(5), 201-205.

- Luna-Mena, B. M., Altamirano-Cárdenas, J. R., Santoyo-Cortés, V. H., & Rendón-Medel, R. (2016). Factores e innovaciones para la adopción de semillas mejoradas de maíz en Oaxaca. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 7(SPE15), 2995-3007.
- Macías, A. M. (2013). Pequeños agricultores y nueva ruralidad en el occidente de México. *Cuadernos de Desarrollo Rural*, 10(71), 187-207.
- Mamitimín, Y., Feike, T., Seifert, I., & Doluschitz, R. (2015). Irrigation in the Tarim Basin, China: Farmers' response to changes in water pricing practices. *Environmental Earth Sciences*, 73(2), 559-569. DOI: 10.1007/s12665-014-3245-2
- Mignouna, D. B., Manyong, V. M., Mutabazi, K. D. S., & Senkondo, E. M. (2011). Determinants of adopting imazapyr-resistant maize for Striga control in Western Kenya: A double-hurdle approach. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 3(11), 572-580.
- Mohammadzadeh, S., Sadighi, H., & Rad, G. P. (2014). Modeling the process of drip irrigation system adoption by Apple Orchardists in the Barandooz River Basin of Urmia Lake Catchment, Iran. *Journal of Agricultural Science and Technology*, 16(6), 1253-1266.
- Momvandi, A., Omid-Najafabadi, M., Hosseini, J., & Lashgarara, F. (2018). The identification of factors affecting the use of pressurized irrigation systems by farmers in Iran. *Water*, 10(11), 1532. DOI: 10.3390/w10111532

- Nato, G. N., Shauri, H. S., & Kadere, T. T. (2016). Influence of social capital on adoption of agricultural production technologies among beneficiaries of African Institute for capacity development training programmes in Kenya. *International Journal of Agriculture Innovations and Research*, 5(1), 2319-1473.
- Nejadrezaei, N., Allahyari, M. S., Sadeghzadeh, M., Michailidis, A., & El-Bilali, H. (2018). Factors affecting adoption of pressurized irrigation technology among olive farmers in Northern Iran. *Applied Water Science*, 8(6), 190. DOI: 10.1007/s13201-018-0819-2
- Olen, B., Wu, J., & Langpap, C. (2015). Irrigation decisions for major west coast crops: Water scarcity and climatic determinants. *American Journal of Agricultural Economics*, 98(1), 254-275. DOI: 10.1093/ajae/aav036
- Palacios-Vélez, O. L., & Escobar-Villagrán, B. S. (2016). La sustentabilidad de la agricultura de riego ante la sobreexplotación de acuíferos. *Tecnología y ciencias del agua*, 7(2), 5-16.
- Pino, G., Toma, P., Rizzo, C., Miglietta, P., Peluso, A., & Guido, G. (2017). Determinants of farmers' intention to adopt water saving measures: Evidence from Italy. *Sustainability*, 9(1), 77. DOI: 10.3390/su9010077
- Pokhrel, B., Paudel, K., & Segarra, E. (2018). Factors affecting the choice, intensity, and allocation of irrigation technologies by US cotton farmers. *Water*, 10(6), 706. DOI: 10.3390/w10060706
- Russell, J. E., & Fraas, J. W. (2005). An application of panel regression to pseudo panel data. *Multiple Linear Regression Viewpoints*, 31(1), 1-15.

- Saeed, G., Sadegh, E. M., & Maryam, A. (2014). Factors affecting the adoption of new irrigation systems by Iranian farmers. *Indian Journal of Scientific Research*, 5(1), 9-15.
- SAS. (2011). *SAS® 9.3 Procedures Guide: Statistical Procedures*. Cary, USA: SAS Institute Inc.
- SIAP, Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera. (2019). Anuarios estadísticos de la producción agropecuaria. México: Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural, y Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera. Recuperado de <http://www.siap.gob.mx/>
- Smith, T. J., & McKenna, C. M. (2013). A comparison of logistic regression pseudo  $R^2$  indices. *Multiple Linear Regression Viewpoints*, 39(2), 17-26.
- Tang, J., Folmer, H., & Xue, J. (2016). Adoption of farm-based irrigation water-saving techniques in the Guanzhong Plain, China. *Agricultural Economics*, 47(4), 445-455. DOI: 10.21640/ns.v10i20.1348
- Tey, Y. S., & Brindal, M. (2012). Factors influencing the adoption of precision agricultural technologies: A review for policy implications. *Precision Agriculture*, 13(6), 713-730. DOI: 10.1007/s11119-012-9273-9276
- Troyo-Diéguez, E., Cruz-Falcón, A., Norzagaray-Campos, M., Beltrán-Morales, L. F., Murillo-Amador, B., Beltrán-Morales, F. A., & Valdez-Cepeda, R. D. (2010). Agotamiento hidro-agrícola a partir de la Revolución Verde: extracción de agua y gestión de la tecnología de riego en Baja California Sur, México. *Estudios Sociales*, 18(36), 177-201.

- Villalobos-Cano, O., Sánchez-Chávez, E., Morales-Nieto, C. R., Esparza-Vela, M. E., & Santellano-Estrada, E. (2018). Análisis de la eficiencia productiva del cultivo de alfalfa mediante regresión logística de datos categóricos en el Distrito de Riego 05-Delicias, Chihuahua, México. *Nova Scientia*, 10(20), 352-368. DOI: 10.21640/ns.v10i20.1348
- Walker, D. A., & Smith, T. J. (2016). JMASM36: Nine pseudo  $R^2$  indices for binary logistic regression models (SPSS). *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 15(1), 848-854. DOI: 10.22237/jmasm/1462077720
- Wang, J., Zhu, Y., Sun, T., Huang, J., Zhang, L., Guan, B., & Huang, Q. (2019). Forty years of irrigation development and reform in China. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 59, 1-24. DOI: 10.1111/1467-8489.12334