

Factores críticos para la adopción de tecnologías en café: evidencia de la Región Brunca de Costa Rica

Critical factors for technology adoption in coffee: evidence from the Brunca Region of Costa Rica

David Gómez-Castillo

Universidad de Costa Rica, Costa Rica

david.gomez@ucr.ac.cr

 <https://orcid.org/0000-0001-7321-0453>

Anthony Cubero-Zamora

Costa Rica

anthony.cubero.zamora@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-1274-503X>

Luz E. Barrantes-Aguilar

Universidad de Costa Rica, Costa Rica

luz.barrantes@ucr.ac.cr

 <https://orcid.org/0000-0001-5691-6657>

Vanessa Villalobos-Ramos

Universidad de Costa Rica, Costa Rica

vanessa.villalobos@ucr.ac.cr

 <https://orcid.org/0000-0003-3701-517X>

Recepción: 13 Septiembre 2023

Aprobación: 17 Enero 2024



Acceso abierto diamante

Resumen

La adopción de tecnologías agrícolas se promueve como alternativa para aumentar la productividad de los sistemas agroalimentarios, mejorar la seguridad alimentaria, mejorar los ingresos de las personas productoras y adaptar los sistemas productivos a los desafíos del cambio climático. A pesar de todos estos esfuerzos la adopción de tecnología es baja en algunas regiones. Esta investigación se enfocó en la identificación de los factores críticos que inciden en la adopción de tecnología en personas productoras de café en la Región Brunca de Costa Rica. Utilizando el índice de adopción de tecnologías para la región, se generaron clústeres que fueron utilizados como variable dependiente para el desarrollo de un modelo probit ordenado. La recopilación de información de campo se realizó mediante visitas durante el mes de agosto de 2021 para un total de 192 fincas caficultoras. Los resultados muestran que las variables determinantes en la adopción de tecnología son la edad, la ubicación geográfica, el nivel de producción anual promedio en fanegas por hectárea, la educación, los años de producir café y las variedades utilizadas (Sarchimor y Obata).

Palabras clave: Econometría, producción agrícola, política agraria, investigación agrícola, tecnología adecuada, transferencia de tecnología.

Abstract

The adoption of agricultural technologies is promoted as an alternative to increase the productivity of agrifood systems, improve food security, improve the income of producers, and adapt production systems to the challenges of climate change. Despite all these

efforts, technology adoption is low in some regions. This research focused on identifying the critical factors influencing technology adoption in coffee producers in the Brunca Region of Costa Rica. Using the technology adoption index for the region, clusters were generated and used as independent variables for the development of an ordered probit model. Field data collection was carried out through visits during August 2021 for a total of 192 coffee farms. The results show that the determining variables in the adoption of technology are age, geographic location, average annual production level in bushels per hectare, education, years of coffee production, and the varieties used (Sarchimor and Obata)

Keywords: Econometrics, agricultural production, agricultural policy, agricultural research, appropriate technology, technology transfer.

Introducción

El desarrollo del sector agrícola es el más eficiente en la reducción de la pobreza en aquellos países donde la agricultura tiene un papel importante en la economía del país [1]. El cambio climático afecta los sistemas agrícolas amenazando la seguridad alimentaria y los medios de subsistencia [2], aunado a estos problemas las personas productoras se enfrentan a limitaciones como el tamaño reducido de la tierra, falta de recursos y pérdida de calidad del suelo [3]. Las tecnologías agrícolas se promueven por gobiernos, centros de investigación y organizaciones como alternativas para aumentar la productividad, mejorar la seguridad alimentaria y los ingresos agrícolas [4], [5] y reducir la pobreza, sin embargo, la adopción de estas tecnologías sigue siendo bajo [4], además, los beneficios de las nuevas tecnologías muchas veces no son evidentes en los entornos rurales [6].

El Censo Nacional Agropecuario realizado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos de Costa Rica (INEC) [7] evidenció que existe una relación directa entre el empleo agropecuario, la extensión agropecuaria y la pobreza, según estos datos un aumento en el porcentaje de personas que trabajan en agricultura incrementa en 0,5 % los hogares con necesidades básicas insatisfechas (NBI). Para el año 2019 la Región Brunca fue la de mayor pobreza a nivel nacional, alcanzando un 30,3 % de los hogares en pobreza según los datos de la Secretaría Ejecutiva de Planificación Sectorial Agropecuaria (SEPSA) [8].

Según estadísticas del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, el cantón de Pérez Zeledón posee el 18,7 % del total de fincas cafetaleras del país, mientras que Coto Brus posee un 8,1 % [7] evidenciando que estos cantones dentro de sus principales actividades económicas se encuentra la agricultura.

Además de la inversión en investigación y desarrollo de tecnologías innovadoras, resulta importante conocer los factores de éxito o rechazo de nuevas tecnologías. El éxito en la implementación de prácticas más sostenibles y productivas debe considerar estrategias específicas para la adopción de tecnología según las características de las personas productoras para lograr adaptar sus fincas al cambio climático y mejorar la productividad. Sin embargo, la adopción de nuevas tecnologías es una decisión compleja que depende de una gran cantidad de variables extrínsecas e intrínsecas [9], [10], y cada una de estas influyen de manera positiva o negativa en esta adopción.

Para explicar de mejor manera por qué algunas tecnologías, aunque muy prometedoras en la teoría son rechazadas en la práctica, se identifican cinco grandes categorías de variables que influyen en la adopción de tecnologías por parte de las personas productoras. Una primera categoría que agrupa las variables económicas, la segunda incluye variables de estructura y prácticas de la finca, una tercera categoría contempla las características de la persona productora, la cuarta con las variables que reflejan actitudes y opiniones sobre los esquemas y prácticas ambientales. Por último, la quinta categoría agrupa la conectividad social como servicios de extensión, capacitación, asociatividad, etc. [11].

En la primera categoría, las variables económicas más estudiadas se encuentran: el ingreso [12], [13], acceso al crédito [14], tenencia de la tierra [15], mano de obra [16]. Como resultado de algunas investigaciones se ha identificado que tener pocos ingresos representa una barrera para la adopción de tecnologías [17]–[19]. En cuanto a la tenencia de la tierra, esta variable puede representar una barrera para la adopción cuando ésta implica realizar inversiones en tierra que no es propia [20].

Una segunda categoría son las variables de estructura y característica de la finca. Dentro de esta categoría se identifica el tamaño de la finca [21], uso de variedades mejoradas [22] uso de abonos orgánicos (Chen y Chen, 2022), dentro de las variables más importantes. Si bien a mayor tamaño de la finca puede darse una mayor adopción de tecnologías [24], y un cambio técnico más rápido, en el caso de los pequeños productores que poseen tierras de menor tamaño la implementación de estas prácticas es más lenta [10], [25]. Al igual que el tamaño de la finca, la literatura muestra que la ubicación de esta tiene una influencia significativa en la adopción [26], [27].

La tercera categoría agrupa las características de la persona productora, como la edad, educación formal y género. Algunas investigaciones determinaron que el nivel de educación de la persona jefa de hogar influyó significativamente en la probabilidad de adopción de algunas prácticas como lo son el uso de variedades mejoradas [28]. La edad también es un factor determinante [23], [27], [29], algunas personas indican que la adopción es mayor entre personas más jóvenes [30]–[32] y en los casos donde la persona a cargo de la finca era mujer, influía positivamente en la adopción de prácticas ambientales [17].

La cuarta categoría agrupa variables que reflejan actitudes y opiniones sobre los esquemas y prácticas ambientales en los sistemas productivos. Estudios indican que entre las variables asociadas positivamente con la adopción de prácticas de conservación se pueden mencionar, actitudes ambientales (ser proambiental) y una actitud positiva hacia el programa o práctica en particular [15], [17]. Algunas de las tecnologías más comunes que adoptan las personas productoras como prácticas de conservación, son el uso de abonos orgánicos en el suelo, que está relacionado a aspectos agronómicos y dimensiones ambientales, así como variables sociológicas, económicas y éticas que posee la persona para que tome la decisión de implementar esta práctica en su sistema productivo [33].

La quinta categoría agrupa las variables de conectividad social como el uso de servicios de extensión, capacitación, estar asociado(a) o agremiado(a). Algunos autores mencionan la importancia de los servicios de extensión y su papel en el desarrollo de habilidades y la transferencia de tecnología, dando como resultado mayores inversiones y adopción de esta tecnología especialmente en fincas familiares [34]. La literatura existente evidencia el efecto positivo y estadísticamente significativo en la adopción de tecnología cuando la persona productora tiene acceso a servicios de extensión y posee alguna membresía a una asociación de productores o una cooperativa [12], [23], [35], [36].

A pesar de estas investigaciones previas, aún persiste una limitada comprensión de los factores que influyen en las decisiones de las personas cafetaleras en zonas rurales y distantes de los principales centros de población como la Región Brunca en Costa Rica. El propósito de esta investigación es abordar esta brecha de conocimiento e identificar los factores críticos que inciden en la adopción de tecnologías en el cultivo de café en la Región Brunca de Costa Rica, lo cual resulta importante para entender las decisiones de las personas productoras hacia la adopción de tecnologías.

Metodología

El enfoque dado a la investigación es de carácter cuantitativo. Se desarrolla un modelo probit ordenado que permita explicar mediante sus efectos marginales los factores críticos en la adopción de las tecnologías en fincas cafecultoras. La metodología empleada en este estudio se fundamenta en dos fuentes principales de datos: una revisión exhaustiva de literatura existente y la recopilación de datos primarios a través de una encuesta a personas cafetaleras de la Región Brunca.

En cuanto a la selección de la muestra, se adoptó una estrategia combinada que involucra tanto el muestreo no probabilístico por cuotas como el muestreo por conveniencia. En el primero, se asignaron proporciones específicas por cantón utilizando los datos reportados de la cosecha 2020 del Instituto del Café de Costa Rica (ICAFFE) [37] y el muestreo por conveniencia. Esta técnica asegura una representación adecuada de las distintas áreas geográficas relevantes para el análisis y el muestreo por conveniencia se utilizó para facilitar el acceso a las personas productoras y la obtención de datos prácticos.

Según los datos recopilados, el cantón de Coto Brus cuenta con un total de 2457 productores de café, lo que equivale al 8,21 % del número total de personas cafecultoras a nivel nacional. El cantón de Pérez Zeledón alberga a 5639 personas cafecultoras, lo que constituye el 18,85 % del total en el país. Para esta investigación se trabajó con una población total de 8096 cafecultores en la Región Brunca (70 % personas productoras de Pérez Zeledón y 30 % de Coto Brus aproximadamente).

Antes de la aplicación de la encuesta, esta fue validada en campo y aprobada por el Comité Ético Científico de la Universidad de Costa Rica, donde se corroboró el cumplimiento de las buenas prácticas de ética y el consentimiento informado de las personas productoras para su partición libre en la investigación. Para la recolección de datos primarios en campo, fue muy importante la participación de agrupaciones de personas productoras y el Ministerio de Agricultura y Ganadería (MAG) de la Región Brunca para obtener las bases de datos de las personas cafetaleras de la zona de interés. Se calculó una muestra de 192 personas caficultoras (135 de Pérez Zeledón y 58 de Costo Brus) y la información fue recolectada en el mes de agosto del 2021 mediante visitas a finca por un equipo de 5 personas capacitadas.

Modelo probit ordinal

El desarrollo del modelo Probit ordinal toma como variable dependiente los clústeres (rezagado, bajo, medio y alto nivel de adopción) que se crearon a partir del índice de adopción de tecnologías (IA) para las personas productoras de café en la Región Brunca [38]. Estos clústeres evaluaron un total de 15 tecnologías⁵, y se agruparon de la siguiente manera: clúster 1 (IA rezagado, n=12 personas productoras) con un promedio de adopción de 57,7 % de las tecnologías, el clúster 2 (IA bajo, n=40 personas productoras) con 71,56 % de adopción, el clúster 3 (IA medio, n=81 personas productoras) con 83,81 % de adopción y el clúster 4 (IA alto, n=60 personas productoras) con 95,62 % de adopción. La información detallada de los clústeres se describe en [38].

Este tipo de modelos permiten utilizar como variable regresada aquellas que tienen más de dos resultados y no es posible expresarlas en una escala de intervalo, sino más bien responde a una escala tipo Likert, es decir, las respuestas se ordenan de menor a mayor [39]. Según Sánchez y Gómez., [40] el modelo probit ordinal es representado mediante la ecuación (1) para alguna función de la distribución F:

$$P(y = j|x, \alpha, \theta) = F(\alpha_{i+1} - x'\theta) - F(\alpha_j - x'\theta), j = 0, 1, \dots, m, \quad (1)$$

$$\alpha_0 = -\infty, \alpha_j \leq \alpha_{j+1}, \alpha_{m+1} = \infty$$

El modelo se deduce de la existencia de una variable latente representada mediante y_i^* , esta variable es obtenida de una variable continua que no se observa en el modelo y que determina el resultado de y por medio de la regla representada en la fórmula 2:

$$y = j \text{ sí y solo sí } \alpha_j < y^* < \alpha_{j+1}, j = 0, 1, \dots, m \quad (2)$$

Como es indicado en la literatura, la fórmula 3, muestra la relación existente entre las respuestas de la variable Y_i con las variables, $X_{1i} \dots X_{ki}$ para los modelos ordinales de respuesta múltiple mediante:

$$y_i^* = F(X_i\beta) + u_i = F(Z_i + u_i) \quad (3)$$

Donde y_i^* es una variable latente (no observada) que permite la cuantificación de las categorías, $F(\cdot)$ es una función no lineal de tipo logística, distribución normal o bien de distribución de valor extremo, $X_i\beta$ es una combinación lineal de las variables o características que se denomina índice del modelo y se denota por Z_i , y u_i una variable aleatoria. Además, para los valores de la variable real u observada (Y_i) que mide las distintas categorías del modelo (cuatro para nuestro caso de estudio), emplea un esquema de variables representado como:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* \leq c_1 \\ 2 & \text{si } c_1 \leq y_i^* \leq c_2 \\ 3 & \text{si } c_2 \leq y_i^* \leq c_3 \\ 4 & \text{si } c_3 \geq y_i^* \end{cases} \quad (4)$$

Los valores de los cortes en el modelo representados mediante c_m , así como los valores de b se estiman mediante el método de Máxima Verosimilitud, bajo el cumplimiento de la siguiente restricción:

$$c_1 < c_2 < c_3 \quad (5)$$

En los modelos probit ordinales la probabilidad de elegir o pertenecer a cada una de las categorías de Y_i se define mediante la siguiente relación:

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1|X_i, \beta, c) &= \phi(c_1 - X_i\beta) \\ P(Y_i = 2|X_i, \beta, c) &= \phi(c_2 - X_i\beta) - \phi(c_1 - X_i\beta) \\ P(Y_i = 3|X_i, \beta, c) &= \phi(c_3 - X_i\beta) - \phi(c_2 - X_i\beta) \end{aligned} \quad (6)$$

$$P(Y_i = 4|X_i, \beta, c) = 1 - \phi(c_3 - X_i\beta)$$

La interpretación de los modelos ordinales se efectúa a través de las derivadas parciales, en concreto a través de los efectos marginales.

$$\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_k} = \phi(c_1 - X_i\beta)\beta_k$$

$$\frac{\partial P(Y_i = 2)}{\partial X_k} = \phi(c_2 - X_i\beta)\beta_k - \phi(c_1 - X_i\beta)\beta_k$$

$$\frac{\partial P(Y_i = 2)}{\partial X_k} = \phi(c_3 - X_i\beta)\beta_k - \phi(c_2 - X_i\beta)\beta_k$$

(7)

$$\frac{\partial P(Y_i = 2)}{\partial X_k} = 1 - \phi(c_3 - X_i\beta)\beta_k$$

En este tipo de modelos, los coeficientes estimados no cuantifican de forma directa el incremento de la probabilidad dado el aumento en una unidad en la correspondiente variable independiente; los signos de cada coeficiente únicamente indican la dirección del cambio, la magnitud de la variación depende de los efectos marginales [40].

El modelo probit ordinal, así como la estimación de sus efectos marginales, las pruebas de bondad de ajuste y validación de los supuestos fueron desarrollados mediante el software estadístico Stata, desarrollado por StataCorp LLC (2015) versión 14, al 5 % de significancia.

Resultados

Para el desarrollo del modelo se utilizó como variable dependiente las categorías de índice de adopción (IA) generadas mediante los clústeres k-medias, y como independientes se consideraron aspectos sociodemográficos además de las características de la finca. Para la selección de un modelo probit ordinal, este debió cumplir tres supuestos teóricos: Prob > Chi2 menor al 0,05 que rechaza la hipótesis nula de igualdad a cero de los coeficientes de regresión, un Pseudo R2 de McFadden dentro del intervalo que va de 0,2 a 0,4 o lo más cercano posible y, por último, se busca que los signos de coeficientes de regresión se ajusten a la teoría estudiada. Para verificar el supuesto de probabilidades proporcionales o constancia de los efectos en las categorías, se empleó la prueba de Brant [41]. Esta elección se fundamenta en la robustez de los indicadores de constancia, que permite análisis comparativos entre las muestras. Asimismo, se llevaron a cabo varias pruebas de bondad de ajuste para modelos de regresión logística de respuesta ordinal entre las que se incluyen la prueba de Lipsitz [42], la prueba de Hosmer-Lemeshow para modelos ordinales [43] y las pruebas de Pulkstenis-Robinson [44]. El cuadro 1 muestra un resumen de las variables seleccionadas para el modelo probit ordinal.

Cuadro 1
Estadística descriptiva de las variables independientes utilizadas en el modelo

Edad	Edad de la persona productora	52,13 11,48 20 85
Años de producir café	Cantidad de años dedicado a la producción cafetalera (experiencia)	27,08 14,19 1 60
Producción anual promedio	Producción anual promedio en fanegas por hectárea	17,43 8,08 0 42
Cantón	1 = Coto Brus, 0 = Pérez Zeledón	0,30 0,70
Nivel de Educación		
Primaria incompleta	1= primaria incompleta, 0 = otro	0,18 0,82
Primaria completa	1= primaria completa, 0 = otro	0,61 0,39
Secundaria incompleta	1= secundaria incompleta, 0 = otro	0,14 0,86
Secundaria completa	1= secundaria completa, 0 = otro	0,04 0,96
Universitaria incompleta	1= universitaria incompleta, 0 = otro	0,03 0,97
Universitaria completa	1= universitaria completa, 0 = otro	0,02 0,98
Pertenece a una asociación de productores	1=Pertenece a una asociación de productores, 0 = no	0,65 0,35
Certificado	1=La finca está certificada, 0 = no lo está	0,32 0,68
Asistencia técnica	1=Recibe asistencia técnica, 0 = no recibe	0,50 0,50
Sarchimor a	1=Utiliza variedad Sarchimor, 0=no la utiliza	0,53 0,47
Obata b	1=Utiliza variedad Obata, 0=no	0,74 0,26

a) Cruce de Villa Sarchí con el Híbrido de Timor (CIFC 832/2) seleccionado en una 3era generación y b) Cruce natural de Sarchimor con Catuai dando origen a Obarta | AC 1669-20 [45]

Factores críticos para la adopción

Los factores críticos para la adopción de tecnologías fueron determinadas mediante los efectos marginales del modelo probit ordinal (Cuadro 2). Se entiende como factores críticos aquellas variables que aumentan o disminuyen la probabilidad de que las personas productoras se ubiquen dentro de una categoría de IA.

Cuadro 2

Resumen de modelo probit ordinal y sus efectos marginales

Cantón	-0,7275(0,2425) ***	0,0693(0,0266) ***	0,1191(0,0399) ***	0,0116(0,0155)	-0,2001(0,0647) ***
Edad	-0,016(0,0090) *	0,0015(0,0009) *	0,0026(0,0014) *	0,0002(0,0003)	-0,0044(0,0024) *
Nivel de Educación					
Primaria Completa	0,075(0,2358)	-0,0085(0,0270)	-0,0127(0,0405)	0,0017(0,0069)	0,0196(0,0611)
Secundaria Incompleta	0,6462(0,3240) **	-0,0525(0,0283) *	-0,1069(0,0542) **	-0,0291(0,0283)	0,1886(0,0947) **
Secundaria Completa	0,5152(0,4848)	-0,0452(0,0368)	-0,0866(0,0792)	-0,0155(0,0389)	0,1475(0,1451)
Universidad Incompleta	2,0158(0,7618) ***	-0,078(0,0275) ***	-0,2227(0,0518) ***	-0,2723(0,1249) **	0,5784(0,1615) ***
Universidad Completa	1,3955(0,8648)	-0,0736(0,0288) **	-0,1936(0,0802) **	-0,1553(0,1663)	0,4226(0,2500) *
Pertenece a una asociación de productores	0,2501(0,1943)	-0,0238(0,0189)	-0,0409(0,0321)	-0,0040(0,0059)	0,0688(0,0531)
Años de producir café	0,0174(0,0070)	-0,0016(0,0007) **	-0,0028(0,0011)	-0,0002(0,0003)	0,0047(0,0018) **
Producción anual promedio	0,045(0,0108) ***	-0,0042(0,0013) ***	-0,0073(0,0018) ***	-0,0007(0,0009)	0,0123(0,0027) ***
Certificado	0,0854(0,0989)	-0,0081(0,0096)	-0,0139(0,0162)	-0,0013(0,0023)	0,0235(0,0271)
Asistencia técnica	0,2756(0,1754)	-0,0262(0,0175)	-0,0451(0,0289)	-0,0044(0,0061)	0,7581(0,0476)
Sarchimor	0,4497(0,1725) ***	-0,0428(0,0186) **	-0,0736(0,0282) ***	-0,0071(0,0095)	0,1237(0,0460) ***
Obata	0,4707(0,2052) **	-0,0448(0,2122) **	-0,0770(0,0335) **	-0,0075(0,0106)	0,1294(0,0563) **
n	193				
LR Chi2(14)	77,66				
Prob > Chi2	0,0000				
Log Likelihood	-197,8863				
Pseudo R2 McFadden	0,164				

Nota: 1 % de significancia (***), 5 % de significancia (**), 10 % de significancia (*). Error estándar entre paréntesis.

El modelo presenta un $\text{Prob} > \text{Chi}^2$ de 0,000 ($< 0,05$) lo cual brinda suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula y afirmar que al menos uno de los coeficientes de regresión no es igual a cero. Si bien es cierto, el valor Pseudo R2 McFadden del modelo seleccionado no se encuentra dentro del intervalo 0,2 y 0,4, como valores ideales [46], el valor de 0,164 obtenido es próximo a 0,2 por lo que se acepta el modelo considerando un buen ajuste.

En cuanto al clúster 1 (IA Rezagado), La variable cantón muestra que pertenecer a Coto Brus aumenta la probabilidad de pertenecer al grupo de más baja adopción en alrededor de un 6,93 %. Contar con un nivel de educación diferente al nivel 1 de educación (primaria incompleta) disminuye la probabilidad de estar en un nivel de IA de rezago entre un 5,25 % y un 7,80 % según el nivel máximo alcanzado de educación de la persona productora. Utilizar la variedad Sarchimor en la finca disminuye la probabilidad de pertenecer al grupo de IA rezagado en un 4,28 %, y usar la variedad Obata disminuye esta probabilidad en un 4,48 %. Las variables edad (0,15 %) años de producir café (0,16 %), fanega anual producida (0,42 %) presentan efectos muy bajos en las probabilidades de pertenecer a esta categoría de baja adopción.

En el clúster 2 (IA Bajo), y al igual que en el clúster 1, pertenecer al cantón de Coto Brus aumenta la probabilidad de pertenecer a esta categoría en un 11,91 %. Contar con educación diferente al nivel 1 (primaria incompleta) disminuye la probabilidad de estar en un nivel de IA bajo entre un 10,69 % y un 22,27 % según los diferentes niveles de educación. Utilizar la variedad Sarchimor en finca disminuye la probabilidad de pertenecer al grupo de IA bajo en un 7,36 %, lo mismo sucede con la variedad Obata, la probabilidad disminuye en un 7,70 %.

Para el clúster 3 (IA Medio), el modelo utilizado no logró determinar variables que fueran estadísticamente significativas y que influyan en las personas productoras para ubicarse en un IA Medio. En comparación con estar en el nivel más bajo de educación, las personas productoras con universidad incompleta disminuyen la probabilidad de estar en un nivel de IA medio en un 27,23 % (aunque esta relación no fue estadísticamente significativa).

Los resultados del clúster 4 (IA Alto) indican que las personas productoras que poseen una educación diferente al nivel 1 (primaria incompleta) aumentan la probabilidad de tener un nivel de IA alto entre un 18,86 %, y un 57,84 %, según el nivel de educación. Por cada fanega adicional producida por hectárea la probabilidad de tener un IA alto aumenta en un 12,37 %. Utilizar la variedad Sarchimor y Obata en finca aumenta la probabilidad de pertenecer al grupo de IA alto en un 12,37 %, y 12,94 % respectivamente. Pertenecer al cantón de Coto Brus disminuye la probabilidad de contar con un IA alto en un 20,01 %. La variable años de experiencia en la producción de café tiene un efecto muy bajo en la probabilidad de pertenecer al grupo con IA alto de un 0,47 %.

Discusión

Es posible observar que las personas cafetaleras que se ubican en Pérez Zeledón tienen mayor probabilidad de tener niveles altos de adopción, en comparación con las que se encuentran en el cantón de Coto Brus. Esto puede deberse a que el cantón de Pérez Zeledón cuenta con mayor acceso a infraestructura, servicios, organizaciones gremiales e instituciones financieras y estatales del sector agropecuario que apoyan la actividad cafetalera y a las personas productoras. La importancia de la ubicación para la adopción de tecnología ha sido identificada en otras investigaciones como una variable significativa [10], [12], [26] y otras investigaciones encontraron que el acceso a los servicios de extensión, insumos agrícolas, crédito y participación en grupos de productores influyen de manera significativa en la adopción de prácticas agrícolas de conservación [5].

Los resultados del estudio indican que a mayor educación de la persona productora aumenta la probabilidad de que adopten más tecnologías en sus sistemas productivos. Estos resultados coinciden con otras investigaciones que identificaron que los mayores niveles de educación son impulsores clave que favorece la adopción de tecnologías [1], [13], [47], así como su probabilidad e intensidad de la adopción [23].

En el caso de la variable edad, los resultados indican que las personas de menor edad tienen una probabilidad mayor de pertenecer a grupos de alta adopción, en comparación con las personas de mayor edad. Estos resultados son congruentes con otras investigaciones que indican que la edad de la persona productora tiene un papel importante en la adopción de tecnologías mejoradas de producción [26] y una influencia significativa en la elección de tecnologías de adaptación al cambio climático [31], [47], agricultura de conservación [27], [48] y en el uso de variedades mejoradas de los cultivos [13].

Los resultados muestran que las fincas con mayor producción anual promedio aumentan la probabilidad de ubicarse en categorías de alta adopción de tecnología. Esto podría estar relacionado al aumento en los ingresos en los casos de las fincas que presentan mayor producción anual. Algunas investigaciones encontraron que la adopción de tecnología incide en la productividad [25], en el rendimiento de los cultivos [16] y tiene un impacto significativo en los ingresos de las personas productoras [35], [49]. Otros autores indican que la situación económica de los hogares [48] y los ingresos [15] o en su defecto, no tener recursos suficientes [19], son variables que influyen de manera significativa en la adopción de tecnología y en la intensidad de adopción [50].

El uso de semilla mejorada como Sarchimor y Obata, influye en que las personas productoras tengan más probabilidad de tener un nivel alto de adopción. Esto debido a que el uso de estas variedades requiere la puesta en práctica de una serie de tecnologías agrícolas para su correcto desarrollo y productividad [45]. El uso de variedades mejoradas está vinculado a la productividad agrícola y disminución de la pobreza en las zonas rurales [13], [51] y en el impacto positivo que generan en los ingresos de los sistemas productivos [12].

Diferentes estudios han determinado que algunas variables como la asistencia técnica [27], [48], [52]–[54] y la pertenencia a una organización de productores [4], [47] se encuentran entre los factores que influyen en la adopción de tecnología. Sin embargo, en nuestro estudio estas variables no fueron estadísticamente significativas. Estos resultados están en línea con lo que han encontrado otras personas investigadoras en sus estudios quienes llegaron a la conclusión de que no existe un factor individual que sea consistente en todas las investigaciones y que explique por completo las decisiones de las personas productoras en cuanto a la adopción de tecnologías. Esto sugiere que puede haber un mayor peso en los niveles de las motivaciones intrínsecas de las personas [15], [19], [55] o en factores socio-psicológicos [56], por lo que algunas variables pueden mostrar resultados diferentes en distintos contextos o poblaciones.

Conclusiones

La adopción de prácticas en los sistemas productivos de café desempeña un papel fundamental en la sostenibilidad y estas prácticas son esenciales para afrontar de manera más efectiva los desafíos que surgen debido a los cambios constantes en el clima y la reducción de los ingresos de las personas productoras como resultado de la disminución de las cosechas. Los resultados de la investigación evidencian las variables que más influyen en la decisión final de que una persona productora adopte más o menos tecnologías. Conocer estas variables es importante para que actores de instituciones públicas y privadas puedan diseñar estratégicamente programas de comunicación y divulgación de las tecnologías más apropiadas para el cultivo. El diseño de estas estrategias debe ir acompañadas no solo del trabajo técnico de los extensionistas y profesionales del sector, sino, deben ir acompañadas también de estrategias de motivación intrínsecas o extrínsecas que les permitan a las personas productoras la implementación y sostenibilidad de las tecnologías en el tiempo.

Agradecimientos

Agradecemos a las personas cafetaleras de la Región Brunca de Costa Rica que participaron voluntariamente en esta investigación. De igual manera a los técnicos especialistas en café que colaboraron en diferentes etapas del proyecto, a la oficina regional del Ministerio de Agricultura y Ganadería de la Región Brunca por su

colaboración y especialmente a la Ingeniera Natalia Hernández Benavides encargada de la AEA-MAG San Vito y al Ingeniero Olger Benavides Rivera encargado de la AEA-MAG Pejibaye de Pérez Zeledón.

Referencias

- [1] S. Diro, A. Tesfaye, and B. Erko, “Determinants of adoption of climate-smart agricultural technologies and practices in the coffee-based farming system of Ethiopia,” *Agric Food Secur*, vol. 11, no. 1, Dec. 2022, doi: 10.1186/s40066-022-00385-2.
- [2] R. B. Wakweya, “Challenges and prospects of adopting climate-smart agricultural practices and technologies: Implications for food security,” *J Agric Food Res*, vol. 14, p. 100698, Dec. 2023, doi: 10.1016/j.jafr.2023.100698.
- [3] G. Zeressa, D. Feyssa, D. Kim, and B. Eichler-Lobermann, “Challenges of Smallholder Farming in Ethiopia and Opportunities by Adopting Climate-Smart Agriculture,” *Agriculture*, vol. 11, no. 192, 2021, doi: 10.3390/agriculture110301.
- [4] S. Ruzzante, R. Labarta, and A. Bilton, “Adoption of agricultural technology in the developing world: A meta-analysis of the empirical literature,” *World Dev*, vol. 146, Oct. 2021, doi: 10.1016/j.worlddev.2021.105599.
- [5] N. Y. Selya, P. Dimoso, and Y. J. Mgale, “Exploring the Adoption and Impact of Conservation Agriculture among Smallholder Farmers in Semi-Arid Areas: Evidence from Chamwino District, Tanzania,” *Research on World Agricultural Economy*, vol. 4, no. 2, pp. 47–61, Jun. 2023, doi: 10.36956/rwae.v4i2.801.
- [6] L. Beaman and A. Dillon, “Diffusion of agricultural information within social networks: Evidence on gender inequalities from Mali,” *J Dev Econ*, vol. 133, pp. 147–161, Jul. 2018, doi: 10.1016/j.jdeveco.2018.01.009.
- [7] INEC, VI Censo Nacional Agropecuario. Instituto Nacional de Estadística y Censos de Costa Rica. 2015.
- [8] SEPSA, “Informe Comercio Exterior del Sector Agropecuario I Trimestre 2018 -2019,” 2020.
- [9] Y. Vecchio, M. De Rosa, F. Adinolfi, L. Bartoli, and M. Masi, “Adoption of precision farming tools: A context-related analysis,” *Land use policy*, vol. 94, no. July 2019, p. 104481, 2020, doi: 10.1016/j.landusepol.2020.104481.
- [10] H. T. Mulugeta and A. Heshmati, “Impacts of improved agricultural technology adoption on welfare in Africa: A meta-analysis,” *Heliyon*, vol. 9, no. 7, p. e17463, Jul. 2023, doi: 10.1016/j.heliyon.2023.e17463.
- [11] X. B. Lastra-Bravo, C. Hubbard, G. Garrod, and A. Tolón-Becerra, “What drives farmers’ participation in EU agri-environmental schemes?: Results from a qualitative meta-analysis,” *Environ Sci Policy*, vol. 54, pp. 1–9, 2015, doi: 10.1016/j.envsci.2015.06.002.
- [12] E. D. Setsoafia, W. Ma, and A. Renwick, “Effects of sustainable agricultural practices on farm income and food security in northern Ghana,” *Agricultural and Food Economics*, vol. 10, no. 1, Dec. 2022, doi: 10.1186/s40100-022-00216-9.
- [13] Y. Mugumaarhahama et al., “Socio-economic drivers of improved sweet potato varieties adoption among smallholder farmers in South-Kivu Province, DR Congo,” *Sci Afr*, vol. 12, Jul. 2021, doi: 10.1016/j.sciaf.2021.e00818.
- [14] S. Kumar, D. R. Singh, A. Singh, N. P. Singh, and G. K. Jha, “Does adoption of soil and water conservation practice enhance productivity and reduce risk exposure? Empirical evidence from semi-arid tropics (SAT), India,” *Sustainability (Switzerland)*, vol. 12, no. 17, Sep. 2020, doi: 10.3390/SU12176965.

- [15] L. S. Prokopy et al., “Adoption of agricultural conservation practices in the United States: Evidence from 35 years of quantitative literature,” *J Soil Water Conserv*, vol. 74, no. 5, pp. 520–534, Sep. 2019, doi: 10.2489/jswc.74.5.520.
- [16] M. A. M. Miah, R. W. Bell, E. Haque, M. W. Rahman, M. A. R. Sarkar, and M. A. Rashid, “Conservation agriculture practices improve crop productivity and farm profitability when adopted by Bangladeshi smallholders in the Eastern Gangetic Plain,” *Outlook Agric*, 2023, doi: 10.1177/00307270221150830.
- [17] F. Benitez-Altuna, J. Trienekens, V. C. Materia, and J. Bijman, “Factors affecting the adoption of ecological intensification practices: A case study in vegetable production in Chile,” *Agric Syst*, vol. 194, Dec. 2021, doi: 10.1016/j.agsy.2021.103283.
- [18] T. Liu, R. J. F. Bruins, and M. T. Heberling, “Factors influencing farmers’ adoption of best management practices: A review and synthesis,” *Sustainability (Switzerland)*, vol. 10, no. 2, pp. 1–26, 2018, doi: 10.3390/su10020432.
- [19] I. J. Jambo, J. C. J. Groot, K. Descheemaeker, M. Bekunda, and P. Tittonell, “Motivations for the use of sustainable intensification practices among smallholder farmers in Tanzania and Malawi,” *NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences*, vol. 89, no. May, p. 100306, 2019, doi: 10.1016/j.njas.2019.100306.
- [20] P. Ranjan et al., “Understanding barriers and opportunities for adoption of conservation practices on rented farmland in the US,” *Land use policy*, vol. 80, pp. 214–223, Jan. 2019, doi: 10.1016/j.landusepol.2018.09.039.
- [21] M. J. Carrer, H. M. de S. Filho, M. de M. B. Vinholis, and C. I. Mozambani, “Precision agriculture adoption and technical efficiency: An analysis of sugarcane farms in Brazil,” *Technol Forecast Soc Change*, vol. 177, no. July 2021, 2022, doi: 10.1016/j.techfore.2022.121510.
- [22] N. Kumar et al., “Challenges and opportunities in productivity and sustainability of rice cultivation system: a critical review in Indian perspective,” *Cereal Research Communications. Akademiai Kiado ZRt.*, Dec. 01, 2021. doi: 10.1007/s42976-021-00214-5.
- [23] Z.-D. Chen and F. Chen, “Socio-economic factors influencing the adoption of low carbon technologies under rice production systems in China,” *Carbon Balance Manag*, vol. 17, no. 1, p. 19, Dec. 2022, doi: 10.1186/s13021-022-00218-6.
- [24] D. Johnson, M. Almaraz, J. Rudnick, L. E. Parker, S. M. Ostojca, and S. D. S. Khalsa, “Farmer Adoption of Climate-Smart Practices Is Driven by Farm Characteristics, Information Sources, and Practice Benefits and Challenges,” *Sustainability (Switzerland)*, vol. 15, no. 10, May 2023, doi: 10.3390/su15108083.
- [25] M. Gautam and M. Ahmed, “Too small to be beautiful? The farm size and productivity relationship in Bangladesh,” *Food Policy*, vol. 84, no. March 2018, pp. 165–175, 2019, doi: 10.1016/j.foodpol.2018.03.013.
- [26] S. A. Donkoh, S. B. Azumah, and J. A. Awuni, “Adoption of improved agricultural technologies among rice farmers in Ghana: a multivariate probit approach,” *Ghana Journal of Development Studies*, vol. 16, no. 1, p. 46, May 2019, doi: 10.4314/gjds.v16i1.3.
- [27] M. E. Ngaiwi et al., “Do farmers’ socioeconomic status determine the adoption of conservation agriculture? An empirical evidence from Eastern and Southern Regions of Cameroon,” *Sci Afr*, vol. 19, Mar. 2023, doi: 10.1016/j.sciaf.2022.e01498.
- [28] N. Siyum, A. Giziew, and A. Abebe, “Factors influencing adoption of improved bread wheat technologies in Ethiopia: empirical evidence from Meket district,” *Heliyon*, vol. 8, no. 2, p. e08876, 2022, doi: 10.1016/j.heliyon.2022.e08876.

- [29] A. Belay, J. W. Recha, T. Woldeamanuel, and J. F. Morton, "Smallholder farmers' adaptation to climate change and determinants of their adaptation decisions in the Central Rift Valley of Ethiopia," *Agric Food Secur*, vol. 6, no. 1, Mar. 2017, doi: 10.1186/s40066-017-0100-1.
- [30] Y. Vecchio, G. P. Agnusdei, P. P. Miglietta, and F. Capitanio, "Adoption of precision farming tools: The case of italian farmers," *Int J Environ Res Public Health*, vol. 17, no. 3, 2020, doi: 10.3390/ijerph17030869.
- [31] M. Marie, F. Yirga, M. Haile, and F. Tquabo, "Farmers' choices and factors affecting adoption of climate change adaptation strategies: evidence from northwestern Ethiopia," *Heliyon*, vol. 6, no. e03867, pp. 1–20, 2020, doi: <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.c03867>.
- [32] A. Torres, "Exploring the adoption of technologies among beginning farmers in the specialty crops industry," *Agricultural Finance Review*, vol. ahead-of-p, no. ahead-of-print, 2022, doi: 10.1108/afr-04-2021-0052.
- [33] C. Chenu, D. A. Angers, P. Barré, D. Derrien, D. Arrouays, and J. Balesdent, "Increasing organic stocks in agricultural soils: Knowledge gaps and potential innovations," *Soil Tillage Res*, vol. 188, pp. 41–52, May 2019, doi: 10.1016/j.still.2018.04.011.
- [34] R. Jara-Rojas, R. Canales, J. M. Gil, A. Engler, B. Bravo-Ureta, and C. Bopp, "Technology adoption and extension strategies in mediterranean agriculture: The case of family farms in Chile," *Agronomy*, vol. 10, no. 5, 2020, doi: 10.3390/agronomy10050692.
- [35] A. S. Bro, D. C. Clay, D. L. Ortega, and M. C. Lopez, "Determinants of adoption of sustainable production practices among smallholder coffee producers in Nicaragua," *Environ Dev Sustain*, vol. 21, no. 2, pp. 895–915, 2019, doi: 10.1007/s10668-017-0066-y.
- [36] C. Dong, H. Wang, W. Long, J. Ma, and Y. Cui, "Can Agricultural Cooperatives Promote Chinese Farmers' Adoption of Green Technologies?," *Int J Environ Res Public Health*, vol. 20, no. 5, Mar. 2023, doi: 10.3390/ijerph20054051.
- [37] ICAFE, "Compendio estadístico: Actividad cafetalera 2019-2020," Heredia, Costa Rica, 2021.
- [38] A. Cubero, D. Gómez, L. E. Barrantes, and V. Villalobos, "Índice de Adopción de Tecnologías en Café, Región Brunca, Costa Rica," *e-Agronegocios*, vol. 8, no. 2, pp. 27–44, Jul. 2022, doi: 10.18845/ea.v8i2.6143.
- [39] D. N. Gujarati and P. Dawn, *Econometría*, 5ta ed. Ciudad de México: McGraw-Hill International, 2010.
- [40] E. Sánchez and D. Gómez, "Modelos de elección discreta: Revisión y aplicación mediante cuadratura gaussiana," Tesis para optar por la maestría en matemáticas aplicadas, Universidad Eafit, Medellín, 2008.
- [41] R. Brant, "Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression," *Biometrics*, vol. 46, no. 4, pp. 1171–1178, 1990, doi: 10.2307/2532457.
- [42] S. R. Lipsitz, G. M. Fitzmaurice, and G. Molenberghs, "Goodness-of-fit tests for ordinal response regression models," *J R Stat Soc Ser C Appl Stat*, vol. 45, no. 2, pp. 175–190, 1996, doi: 10.2307/2986153.
- [43] D. W. Hosmer and S. Lemeshow, *Applied logistic regression*, 2nd ed. New York: John Wiley & Sons, 2000. [Online]. Available: <https://www.amazon.com/Applied-Logistic-Regression-Probability-Statistics/dp/0471356328>
- [44] E. Pulkstenis and T. J. Robinson, "Goodness-of-fit tests for ordinal response regression models," *Stat Med*, vol. 23, no. 6, pp. 999–1014, 2004, doi: 10.1002/sim.1659.
- [45] ICAFE, "Guía técnica para el cultivo del café," Heredia. Costa Rica, 2020.

- [46] D. Lee, "A Comparison of Choice-based Landscape Preference Models between British and Korean Visitors to National Parks," *Life Sci J*, vol. 10, no. 2, pp. 1097–8135, 2013, Accessed: Mar. 13, 2022. [Online]. Available: <http://www.lifesciencesite.com><http://www.lifesciencesite.com><http://www.lifesciencesite.com>.286
- [47] K. Sanogo, I. Touré, D.-D. A. A. Arinloye, E. R. Dossou-Yovo, and J. Bayala, "Factors affecting the adoption of climate-smart agriculture technologies in rice farming systems in Mali, West Africa," *Smart Agricultural Technology*, vol. 5, p. 100283, Oct. 2023, doi: 10.1016/j.atech.2023.100283.
- [48] Z. Oyetunde-Usman, K. O. Olagunju, and O. R. Ogunpaimo, "Determinants of adoption of multiple sustainable agricultural practices among smallholder farmers in Nigeria," *International Soil and Water Conservation Research*, vol. 9, no. 2, pp. 241–248, Jun. 2021, doi: 10.1016/j.iswcr.2020.10.007.
- [49] O. S. Oduniyi, C. Chagwiza, and T. Wade, "Welfare impacts of conservation agriculture adoption on smallholder maize farmers in South Africa," *Renewable Agriculture and Food Systems*, vol. 37, pp. 672–682, 2022, doi: 10.1017/s1742170522000308.
- [50] Y. Zeng, Y. Tian, K. He, and J. Zhang, "Environmental conscience, external incentives and social norms in rice farmers' adoption of pro-environmental agricultural practices in rural Hubei province, China," *Environmental Technology (United Kingdom)*, vol. 41, no. 19, pp. 2518–2532, Aug. 2020, doi: 10.1080/09593330.2019.1574907.
- [51] W. D. Biru, M. Zeller, and T. K. Loos, "The impact of agricultural technologies on Poverty and Vulnerability of Smallholders in Ethiopia: A Panel Data Analysis," *Soc Indic Res*, vol. 147, pp. 517–544, 2020, doi: <https://doi.org/10.1007/s11205-019-02166-0>.
- [52] B. T. Anang, S. Bäckman, and T. Sipiläinen, "Adoption and income effects of agricultural extension in northern Ghana," *Sci Afr*, vol. 7, Mar. 2020, doi: 10.1016/j.sciaf.2019.e00219.
- [53] J. P. Aryal et al., "Adoption of multiple climate-smart agricultural practices in the Gangetic plains of Bihar, India," *Int J Clim Chang Strateg Manag*, vol. 10, no. 3, pp. 407–427, Apr. 2018, doi: 10.1108/IJCCSM-02-2017-0025.
- [54] C. M. Musafiri et al., "Adoption of climate-smart agricultural practices among smallholder farmers in Western Kenya: do socioeconomic, institutional, and biophysical factors matter?," *Heliyon*, vol. 8, no. 1, Jan. 2022, doi: 10.1016/j.heliyon.2021.e08677.
- [55] C. Bopp, A. Engler, P. M. Poortvliet, and R. Jara-Rojas, "The role of farmers' intrinsic motivation in the effectiveness of policy incentives to promote sustainable agricultural practices," *J Environ Manage*, vol. 244, no. April, pp. 320–327, 2019, doi: 10.1016/j.jenvman.2019.04.107.
- [56] M. Delaroche, "Adoption of conservation practices: what have we learned from two decades of social-psychological approaches?," *Current Opinion in Environmental Sustainability*, vol. 45. Elsevier B.V., pp. 25–35, Aug. 01, 2020. doi: 10.1016/j.cosust.2020.08.004.

Declaración sobre uso de Inteligencia Artificial (IA)

Los autores aquí firmantes declaramos que no se utilizó ninguna herramienta de IA para la conceptualización, traducción o redacción de este artículo.



Disponible en:

<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=699878907006>

Cómo citar el artículo

Número completo

Más información del artículo

Página de la revista en redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de revistas científicas de Acceso Abierto diamante
Infraestructura abierta no comercial propiedad de la
academia

David Gómez-Castillo, Anthony Cubero-Zamora,
Luz E. Barrantes-Aguilar, Vanessa Villalobos-Ramos
**Factores críticos para la adopción de tecnologías en café:
evidencia de la Región Brunca de Costa Rica**
**Critical factors for technology adoption in coffee:
evidence from the Brunca Region of Costa Rica**

Tecnología en marcha
vol. 37, núm. 4, p. 61 - 73, 2024
Instituto Tecnológico de Costa Rica, Costa Rica
revistatm@itcr.ac.cr

ISSN-E: 2215-3241