

# Efecto sobre rendimiento cosechado de diferentes forrajes y labor de corte: estudio de caso en Oreamuno, Cartago

## Effect on harvested yield of different forages and cutting work: case study in Oreamuno, Cartago

Javier Paniagua-Molina<sup>1</sup>, Wilson Muñoz-Valerio<sup>2</sup>, Johanna Solórzano-Thompson<sup>3</sup>

*Fecha de recepción: 15 de julio, 2025*  
*Fecha de aprobación: 29 de octubre, 2025*

Paniagua-Molina, J; Muñoz-Valerio, W; Solórzano-Thompson, J. Efecto sobre rendimiento cosechado de diferentes forrajes y labor de corte: estudio de caso en Oreamuno, Cartago. *Tecnología en Marcha*. Vol. 39 N° 2. Abril-Junio, 2026. Pág. 85-100.

 <https://doi.org/10.18845/tm.v39i2.8056>

- 1 Escuela de Economía Agrícola y Agronegocios, Universidad de Costa Rica. Costa Rica.  
 [javier.paniagua@ucr.ac.cr](mailto:javier.paniagua@ucr.ac.cr)  
 <https://orcid.org/0000-0003-2815-5437>
- 2 Escuela de Economía Agrícola y Agronegocios, Universidad de Costa Rica. Costa Rica.  
 [wilson.munoz@ucr.ac.cr](mailto:wilson.munoz@ucr.ac.cr)  
 <https://orcid.org/0000-0001-8627-3883>
- 3 Escuela de Economía Agrícola y Agronegocios, Universidad de Costa Rica. Costa Rica.  
 [johanna.solorzano@ucr.ac.cr](mailto:johanna.solorzano@ucr.ac.cr)  
 <https://orcid.org/0000-0002-0276-6849>



## Palabras clave

Productividad forrajera; tecnologías de cosecha; prácticas agronómicas; modelación estadística; modelos lineales con efectos fijos.

## Resumen

La elección y el manejo de forrajes es fundamental para optimizar la productividad de los sistemas agropecuarios. Por esta razón, se analiza el efecto del tipo de especie forrajera y el método de corte sobre el rendimiento de pasto cosechado en cinco fincas del cantón de Oreamuno, Cartago, Costa Rica. Para esto, se utilizó un diseño experimental y un modelo lineal con efectos fijos con el cual se estimó el impacto de variables agronómicas como forraje y operativas como mano de obra o maquinaria. Los resultados revelan diferencias significativas en el rendimiento según la especie utilizada y el tipo de labor, así como las interacciones entre ambos factores. Estos hallazgos ofrecen evidencia útil para la toma de decisiones orientadas a mejorar la eficiencia productiva de los sistemas forrajeros en zonas de altura tropical.

## Keywords

Forage productivity; harvesting technologies; agronomic practices; statistical modeling; fixed-effects linear models.

## Abstract

The selection and management of forages are essential for optimizing the productivity of agricultural systems. For this reason, the aim of this study is to analyze the effect of forage species and cutting method on the harvested pasture yield across five farms in the city of Oreamuno, Cartago, Costa Rica. An experimental design and a fixed-effects linear model were used to estimate the impact of agronomic variables, such as forage type, and operational variables like manpower or machine labor. The results reveal significant differences in yield depending on the species used and the type of cutting method, as well as interactions between both factors. These findings provide useful evidence for decision-making aimed at improving the productive efficiency of forage systems in tropical highland regions.

## Introducción

La producción de forrajes constituye un pilar fundamental en los sistemas agropecuarios, especialmente en la ganadería, al proporcionar la base alimenticia para los animales rumiantes. En el contexto global, la optimización en la producción y cosecha de pasto se ve afectada por desafíos como el cambio climático y la eficiencia en el uso de recursos productivos que aporten beneficios a la seguridad alimentaria de las personas. Asimismo, la demanda mundial de productos pecuarios continúa en aumento, lo que implica una mayor presión en la siembra y cosecha de forrajes con el fin de garantizar la sostenibilidad y competitividad del sector [1].

El cambio climático modifica los patrones de precipitación y temperatura, lo cual tiene un efecto negativo directo en la disponibilidad de agua, la calidad productiva del suelo y la producción de materias primas como el pasto [2], [3]. En Costa Rica, la ganadería depende en gran medida de esta materia prima, ya sea como materia fresca o por medio de ensilaje como método de conservación [4]. En este sentido, la alimentación a base de forrajes es fundamental para la producción de carne, leche y sus derivados y su correcto uso permite mejorar la eficiencia productiva y reducir los costos en la cadena de producción pecuaria [5], [6].

En este contexto, la aplicación de modelos estadísticos como los Modelos Lineales de Efectos Fijos o Mixtos son útiles para analizar estos fenómenos. Estas metodologías han sido ampliamente utilizadas en campos de la investigación médica y epidemiológica [7], [8], ciencias sociales y ecología [9] [10] y econometría con el uso de datos de panel [11], [12].

De igual forma, estos métodos aplicados en ensayos agrícolas juegan un papel clave en la identificación de estrategias que potencien la producción forrajera, ya que permiten analizar el impacto de factores en el rendimiento, integrando variables controlables y efectos ambientales [13]. De igual forma, en otras investigaciones se ha utilizado la modelación lineal clásica y la incorporación de efectos aleatorios para estudiar la producción promedio de leche en vacas de la raza Lucerna y sus cruces [14]. Mientras que, en Costa Rica, se ha estudiado el potencial del maíz como insumo forrajero en la producción animal, donde la optimización de variables como materia seca, cantidad de azúcar soluble y almidones es máxima cuando el tiempo de cosecha y el tipo de especie son específicos [15].

La productividad forrajera depende de factores genéticos, condiciones edafoclimáticas y prácticas agronómicas. En este caso, al comparar híbridos de maíz con semillas autofecundadas y concluir que estos primeros presentan mayores rendimientos de grano y forraje [16]. En avena forrajera se demostró que la zona agroecológica y la condición de siembra influyen significativamente sobre la altura de la planta y el rendimiento, destacando la importancia del entorno en la adaptación vertical [17]. Esta interacción entre genética y ambiente también se evidencia en especies como cebada, donde tratamientos como soluciones nutritivas y sistemas productivos afecta la biomasa acumulada [18].

Por otra parte, el manejo agronómico como la densidad de siembra y la frecuencia de corte representan un efecto relevante en la productividad. La literatura ha encontrado que la interacción entre estas variables incrementa la biomasa, el contenido de clorofila y la proteína cruda en el pasto Cuba OM-22, lo cual demuestra la necesidad de un enfoque multivariable [19]. De igual manera, se ha descubierto que la frecuencia de corte a 60 días optimiza el rendimiento de materia seca en *Moringa oleifera* [20]. En esta línea, una serie de investigaciones ha comprobado que la fertilización nitrogenada, la edad de rebrote y la elección de especies como King Grass, Brachiarias y Ramio influyen significativamente tanto en la calidad nutricional como en la producción de forraje [21], [22], [23], [24].

Asimismo, el momento de la cosecha también representa un factor decisivo en el rendimiento y calidad del producto. Un estudio llevado a cabo en la India observó que, en cúrcuma, la fecha de recolección más el método de plantación, determina el rendimiento y la concentración de compuestos activos, alcanzando mejores resultados cuando la cosecha se posterga hasta Marzo [25]. En Bolivia, se coincidió con esta lógica en cultivos andinos, donde el rendimiento y el índice de cosecha variaron según la fase fenológica del cultivo, destacando el cultivar Kullaca como el más eficiente en conversión de biomasa a grano útil [26].

Finalmente, el tipo de tecnología empleada para cosechar puede modificar los resultados productivos. En Costa Rica, se demostró que, en caña de azúcar, la mecanización incrementa la eficiencia operativa, pero también eleva la proporción de materia extraña, lo cual reduce la pureza y el rendimiento de azúcar [27]. Mientras que en Brasil se encontró que en el cultivo de café la mecanización puede incrementar hasta ocho veces el rendimiento en comparación con métodos manuales, aunque requiere un balance entre la velocidad y la calidad de corte del producto [28]. Estos resultados son extrapolables a sistemas forrajeros, especialmente en contextos con limitación en la mano de obra.

En Oreamuno, Cartago, la producción de forrajes constituye un pilar económico fundamental, dado que es el principal insumo para la ganadería lechera. Si bien existen estudios previos sobre la optimización de recursos en la agricultura local, tales como la aplicación de programación

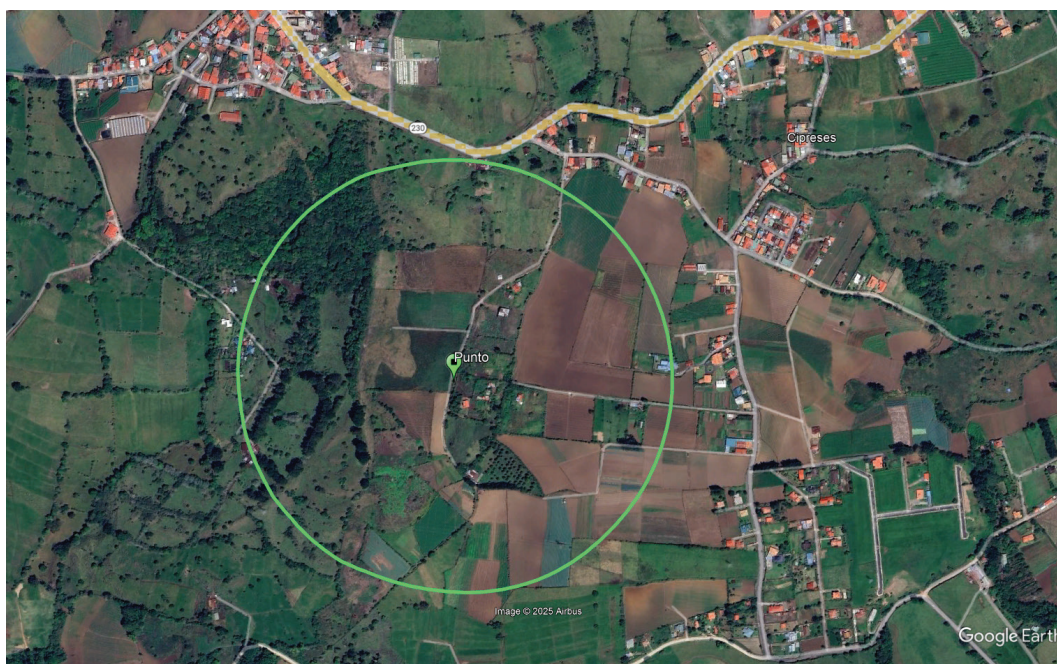
lineal para maximizar el rendimiento en cultivos de papa, cebolla y zanahoria [29] o la estimación de fertilizantes para minimizar costos [30], la literatura carece de investigaciones que aborden el rendimiento de forrajes por medio de modelos lineales con efectos fijos.

Por esta razón, el objetivo de esta investigación es analizar el efecto de distintas variedades de forrajes y labores de corte en el rendimiento de pasto cosechado, mediante la aplicación de modelos lineales con efectos fijos.

## Materiales y métodos

Para estimar el rendimiento óptimo de forraje cosechado, la investigación implementó un enfoque cuantitativo, de tipo descriptivo [31]. De manera que, se llevó a cabo un diseño experimental analizando tres factores fijos: el tipo de especie forrajera utilizada para la alimentación animal el uso de mano de obra capacitada en la labor de corte y el uso de maquinaria para el corte de forraje (desbrozadora).

La recolección de datos se llevó a cabo durante los meses de mayo a agosto del 2024 para un total de 160 observaciones. La localización del experimento estuvo distribuida en cinco fincas ubicadas en un radio no mayor a 100 metros en el cantón de Oreamuno, Provincia de Cartago (figura 1).



**Figura 1.** Área de referencia para el estudio de rendimiento en forrajes, Oreamuno, Cartago. 2025. Fuente: [32].

El estudio recolectó datos de corte con mano de obra e implementación de machete para cada finquero en diferentes días y condiciones de tiempo. El servicio de desbrozadora lo realizó una sola persona con alto grado de especialización en el trabajo para todos los casos. Los forrajes comunes en las cinco fincas se encontraron sembrados principalmente en hileras a los bordes de los potreros, así como en potreros abiertos.

El proceso de recopilación de datos incluyó variables clave como: tiempo de corte (en horas), cantidad de cosecha (en kilogramos), rendimiento (kg/hora), tipo de corte (manual o uso de desbrozadora) y el tipo de forraje cosechado (Estrella africana, Ramio, King Grass y Botón de oro).

Además, se investigó el efecto de las interacciones entre las variables, generando cinco combinaciones específicas: Ramio-Desbrozadora, Ramio-Trabajador, Botón de Oro-Desbrozadora, Botón de Oro-Trabajador y Desbrozadora-Trabajador. Asimismo, es importante señalar que los efectos del forraje Estrella africana se incluyeron en el intercepto del modelo; por lo que, no se evaluó como efecto fijo individual ni interactivo. El cuadro 1 proporciona una descripción detallada de todas las variables consideradas.

**Cuadro 1.** Descripción de las variables utilizadas en el modelo lineal con efectos fijos. 2025

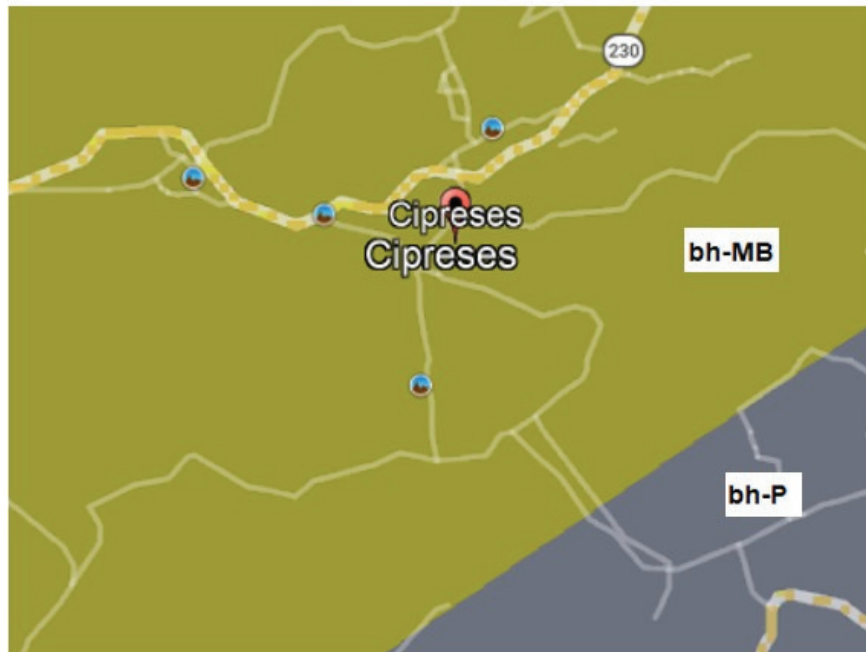
Código	Variable	Tipo	Descripción
FY	Rendimiento de pasto cosechado	CN	Rendimiento del forraje en kilogramos por hora (kg/h)
RM	Ramio	CL-B	Especie forrajera, donde: 1 = Ramio; 0 = Otra especie
KG	King Grass	CL-B	Especie forrajera, donde: 1 = King Grass; 0 = Otra especie
WSF	Botón de oro	CL-B	Especie forrajera, donde: 1 = Botón de oro; 0 = Otra especie
ASG	Estrella africana	CL-B	Especie forrajera, donde: 1 = Estrella africana; 0 = Otra especie
BC	Desbrozadora	CL-B	Labor mecánica, donde: 1 = Desbrozadora; 0 = Corte manual
WK	Trabajador	CL-B	Labor manual con dos trabajadores experimentados, donde: 1 = Trabajador; 0 = Corte mecánico
KGxBC	King Grass x Desbrozadora	CL-B	Efecto interactivo entre el uso de King Grass y corte mecánico
KGxWK	King Grass x Trabajador	CL-B	Efecto interactivo entre el uso de King Grass y corte manual
RMxBC	Ramio x Desbrozadora	CL-B	Efecto interactivo entre el uso de Ramio y corte mecánico
RMxWK	Ramio x Trabajador	CL-B	Efecto interactivo entre el uso de Ramio y corte manual
WSFxBC	Botón de oro x Desbrozadora	CL-B	Efecto interactivo entre el uso de Botón de oro y corte mecánico
WSFxWK	Botón de oro x Trabajador	CL-B	Efecto interactivo entre el uso de Botón de oro y corte manual
BCxWK	Desbrozadora x Trabajador	CL-B	Efecto interactivo entre el uso de dos tipos de corte: manual y mecánico

Note: CN = Cuantitativa; CL-B = Cualitativa binaria

En este sentido, es relevante enfatizar que si bien el estudio se definió metodológicamente como un diseño experimental, existen elementos que en la realidad de la persona productora se salen de un control técnico estricto en espacios controlados como ocurre en otros escenarios.

De manera que, el estudio no radicó en ser precisos con variables como el crecimiento de la planta, aplicaciones de fertilización, edad del rebrote u otros, sino de tener cierta flexibilidad que reflejara en mayor medida la realidad del agricultor.

Asimismo, la zona de vida del estudio correspondió a un Bosque Húmedo Montano Bajo (bh-MB) con una altitud entre 1600-1700 m.s.n.m, donde las condiciones en cuanto al manejo técnico de un cultivo se vuelve relativamente estándar y los efectos climáticos se mantienen estables. A su vez, existen otras regiones colindantes descritas en la figura 2 que pertenecen a un Bosque Húmedo Premontano (bh-P), donde las condiciones de producción cambian y, por ende, sale del alcance de este estudio. Por lo tanto, estos elementos no se contemplaron y sí el demostrar la presencia de tecnologías de cosecha que existen en el lugar y que las personas agricultores aplican para mejorar sus rendimientos en pasturas.



**Figura 2.** Zonas de vida presentes en el área de estudio, Oreamuno, Cartago. 2025. Fuente: [32].

Por su parte, los modelos lineales con efectos fijos (MLEF) derivan del modelo lineal clásico, usado en ensayos agrícolas y forestales para analizar la variabilidad basada en variables explicativas constantes [33]. En cambio, los modelos lineales mixtos (MLM) consideran efectos fijos y aleatorios, vinculados a factores controlables y externos, respectivamente [34]. Estos son útiles en diseños con bloques, parcelas o mediciones repetidas, donde la heterogeneidad es marcada [35]. La especificación de un modelo lineal con efectos fijos se expresa como (ecuación 1):

$$y_i = \mu + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde:  $y_i$  variable respuesta de la observación  $i$ ;  $\mu$  la media general;  $\beta_j$  los coeficientes de efectos fijos asociados a la variable explicativa;  $X_{ij}$  valores predictivos de la observación  $i$  y  $\varepsilon_i$  el término de error aleatorio.

En un ensayo agrícola con la aplicación de unidades experimentales ( $i$ ) y tratamientos ( $j$ ), las respuestas varían en función de la combinación de estos dos elementos. Los efectos fijos de una unidad experimental (UE) representan diferencias sistémicas entre sí mismas y los tratamientos capturan la influencia de cada factor en la variable respuesta. Asimismo, los valores de  $X$  muestran a qué unidad y tratamiento pertenece cada observación por medio de categorizaciones binarias. De manera que, una observación  $Y_1$  obtenida en la unidad 1 bajo el tratamiento A estará dada por  $UE = 1$ ;  $A = 1$  y cualquiera distinto a estos será igual a 0 [33], [35].

En este caso, los efectos fijos del modelo lineal se representaron como aquellos factores o tratamientos de interés; es decir, las variables relacionadas a la especie de forraje (RM, KG, WSF y ASG), labor de corte (BC y WK) y sus interacciones que determinan el rendimiento de pasto cosechado. De manera que, la especificación para el modelo se representa estadísticamente de la siguiente forma (ecuación 2):

$$FY_{ij} = \mu + \beta_1 BC + \beta_2 WK + \beta_3 RM + \beta_4 KG + \beta_5 WSF + \beta_6 RMBC + \beta_7 RMWK + \beta_8 WSFBC + \beta_9 WSFWK + \beta_{10} BCWK + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

Donde:  $FY$  es el vector de observaciones;  $\mu$  la media general;  $\beta_i$  el vector de parámetros de efectos fijos; BC, WK, RM, KG, WSF, RMxBC, RMxWK, WSFxBC, WSFxWK y BCxWK las regresoras que conforman la matriz de diseño de efectos fijos y  $\varepsilon$  el vector residual del modelo.

La estimación de  $\beta$  se obtuvo aplicando Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) que permite obtener estimadores insesgados y eficientes; además, de seguir los supuestos básicos de regresión lineal:  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$  [36]. De igual manera, la estabilidad de los residuos se analizó mediante test de  $\chi^2$  para normalidad en la distribución de residuos, *White<sup>2</sup> only*, *Breusch-Pagan* y *Koenker* para contrastar la homocedasticidad en la varianza y *Breusch-Godfrey* de orden 1 para determinar cualquier presencia de correlación espacial entre residuos. Asimismo, se requirió de la medida correctiva denominada Mínimos Cuadrados Ponderados Factibles (WLSF) para la corrección de heterocedasticidad (ecuación 3):

$$\frac{\hat{Y}}{w_i} = \frac{\beta_0}{w_i} + \frac{\beta_1 X_1}{w_i} + \frac{\beta_2 X_2}{w_i} + \dots + \frac{\beta_k X_j}{w_i} + \frac{\mu_i}{w_i} \quad (3)$$

Finalmente, para estimar el modelo con mayor criterio de ajuste se aplicaron indicadores de pronóstico como Akaike, Bayesiano y Hannan Quinn; además, de indicadores de sesgo como MAPE y *Theil's U*.

## Resultados y discusión

### Resumen de estadística descriptiva

El cuadro 2 muestra el resumen estadístico de las variables utilizadas para el modelo. En este caso, la serie de datos establece un rendimiento promedio de pasto cosechado de 48,30 kg; además, el mínimo cosechado durante la fase experimental fue de 18 kg y el máximo alrededor de 90 kg de pasto. Asimismo, esta variable muestra otras características descriptivas como: asimetría positiva, distribución platicúrtica y una variabilidad de los datos alta (CV = 0,37).

**Cuadro 2.** Estadística descriptiva del rendimiento de forraje cosechado. 2025.

Variable	Media	Mediana	Min	Max	Desv. Est	CV	Asimetría	Curtosis
FY	48,30	45,50	18,00	90,00	17,92	0,37	0,33	-0,84

Nota: estadística basada en la muestra de observaciones final

Las regresoras seleccionadas para el modelo son de naturaleza binaria; es decir, solo pueden tomar valores de 0 o 1. Por lo tanto, la descripción se basa en la participación relativa que posee la variable en la muestra de observaciones al momento de dicotomizar (cuadro 3). De esta manera, las variables relacionadas a la labor de corte presentan una relación 50/50 al momento de recolectar los datos, mientras que las variables que corresponde al tipo de forraje cosechado presentan una mayor proporción de estar presente a la hora de la recolección en comparación al no estarlo; todos oscilan en una participación mayor al 75% (DMV = 1).

**Cuadro 3.** Participación relativa de las regresoras binarias para el modelo lineal de efectos fijos. 2025.

Variable	DMV = 1	DMV = 0
BC	50,00%	50,00%
WK	50,00%	50,00%
DRM	75,00%	25,00%
DWSF	75,00%	25,00%
DASG	74,36%	25,64%
DKG	75,64%	24,36%

Nota: DMV = Variable dicotomizada

### Selección del modelo lineal de efectos fijos

Primeramente, se probaron diferentes combinaciones lineales y de transformación logarítmica (regresora dependiente) con los efectos binarios y labor de corte. Posteriormente, se incluyeron los efectos interactivos entre los factores y como resultado el cuadro 4 muestra el primer modelo de regresión lineal con arreglo log-lineal.

El modelo inicial presenta estabilidad en los coeficientes de regresión y significancia estadística con excepción de las interacciones KGxBC y KGxWK. Por otra parte, la bondad de ajuste es alta y la calidad de los criterios de predicción es aceptable. No obstante, el análisis de los residuos en la ecuación muestra la presencia de heterocedasticidad (cuadro 6, pruebas en residuos) para lo cual se procedió a aplicar Mínimos Cuadrados Ponderados Factibles como medida correctiva a la varianza de las observaciones.

**Cuadro 4.** Modelo lineal de efectos fijos inicial para el rendimiento de forraje, Oreamuno, Cartago. 2025.

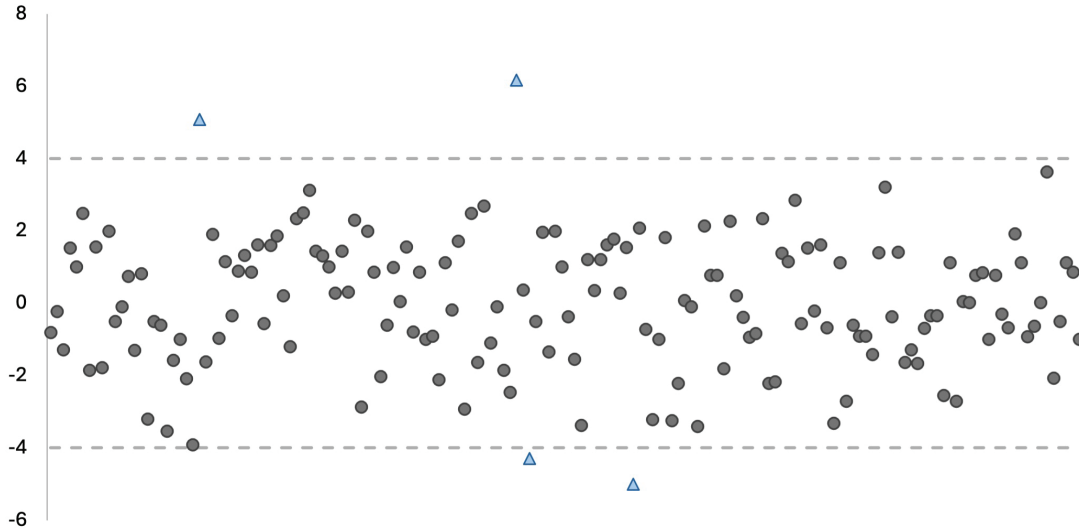
Modelo lineal (ln_FY variable dependiente)					
Regresoras	Coficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad	
Intercepto	3,0957	0,0311	99,57	<0,0001	***
BC	0,5261	0,0386	13,64	<0,0001	***
WK	0,5779	0,0386	14,99	<0,0001	***
DRM	0,2856	0,0422	6,762	<0,0001	***
DKG	0,2241	0,0422	5,304	<0,0001	***
DWSF	0,2364	0,0430	5,497	<0,0001	***
KGxBC	0,0740	0,0488	1,515	0,1318	-
KGxWK	-0,0073	0,0488	-0,1493	0,8815	-
RMxBC	0,3807	0,0488	7,805	<0,0001	***
RMxWK	-0,2852	0,0488	-5,848	<0,0001	***
WSFxBC	0,2432	0,0488	4,986	<0,0001	***
WSF xWK	-0,1478	0,0488	-3,029	0,0029	***
BCxWK	-0,2426	0,0345	-7,029	<0,0001	***
Criterios de decisión					
R <sup>2</sup> ajustado	0,9226				
CAK	-242,55				
CSW	-202,57				
CHQ	-226,32				
MAPE	2,2862				
Theil's U	0,0423				

El análisis de los residuos sigue presentando niveles de heterocedasticidad alta, a pesar de haber aplicado la medida correctiva. Por lo tanto, se implementó un análisis gráfico de la dispersión de los residuos, complementado con el cálculo de los intervalos de confianza al 95% con en el cual se observa la presencia de valores atípicos a la línea promedio de los resultados (figura 3).

El análisis de los residuos continúa con una heterocedasticidad alta, a pesar de haber aplicado la medida correctiva. Por lo tanto, se implementó un análisis gráfico de la dispersión de los residuos, complementado con la estimación de un intervalo de confianza de [-3.25, 3.21] al 95% de aceptación.

Según la literatura y los resultados obtenidos, se indica que los residuos estandarizados con valores absolutos a 3 suelen considerarse indicativos de potenciales observaciones atípicas y valores superiores a 4 representan casos extremos con potencial influencia desproporcionada sobre los estimadores [37] [38]. Si se contempla el no castigar el modelo con el descarte de gran cantidad de observaciones y se incrementa el intervalo límite a [-4, 4], entonces se observa que existen al menos cuatro datos con característica de “outlier”.

En este sentido, dado que únicamente el 2,5% de las observaciones (4 de 160 iniciales) presentan residuos extremo, mientras que el 97,5% de las observaciones restantes se mantienen en un patrón homogéneo de dispersión y, considerando su desviación sustancial respecto a la muestra se procedió a eliminarlos, reduciendo la muestra a un total de 156 datos.



**Figura 3.** Gráfico de dispersión de residuos, modelo lineal de efectos fijos. 2025.

Con la base de datos corregida se computó un modelo final, eliminando las interacciones de las variables KGxBC y KGxWK que no presentaron significancia al inicio. Como resultado se obtiene diferencias estadísticamente significativas a cero ( $\alpha = 1\%$ ) para los parámetros de la ecuación. De igual manera, la bondad de ajuste centrada es del 99,77% y los criterios de aceptación y sesgo son bajos. En consecuencia, el cuadro 5 define el modelo lineal de efectos fijos insesgado acorde a los datos del diseño experimental.

**Cuadro 5.** Modelo lineal de efectos fijos del rendimiento de forraje con WLSF en Oreamuno, Cartago. 2025.

Modelo lineal (ln_FY variable dependiente, arreglo WLSF)					
Regresoras	Coefficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad	
Intercepto	3,0775	0,0310	99,1600	<0,0001	***
BC	0,5600	0,0316	17,7100	<0,0001	***
WK	0,5831	0,0311	18,7200	<0,0001	***
RM	0,3065	0,0415	7,3790	<0,0001	***
KG	0,2747	0,0227	12,0800	<0,0001	***
WSF	0,2401	0,0387	6,1980	<0,0001	***
RMxBC	0,3319	0,0430	7,7210	<0,0001	***
RMxWK	-0,2597	0,0436	-5,954	<0,0001	***
WSFxBC	0,2233	0,0317	7,0400	<0,0001	***
WSFxWK	-0,1553	0,0357	-4,355	<0,0001	***
BCxWK	-0,2629	0,0320	-8,210	<0,0001	***
Criterios de decisión					
R <sup>2</sup> centrado	0,9977				
CAK	621,89				
CSW	655,44				
CHQ	635,51				
MAPE	2,1893				
Theil's U	0,0403				

Nota: Arreglo con Mínimos Cuadrados Ponderados Factibles (WLSF) y sin datos atípicos.

Por otra parte, el cuadro 6 muestra el comparativo de pruebas en los residuos. Según los test utilizados, el modelo lineal inicial presenta normalidad, pero no sigue el supuesto de varianza constante al considerar test como *White<sup>2</sup> only*, *Breush-Pagan* y *Konker* con criterios de rechazo de hipótesis nula menores a un  $\alpha = 5\%$  de significancia.

Luego de aplicar las medidas correctivas y de eliminar observaciones atípicas, las pruebas en los residuos para normalidad, heterocedasticidad y autocorrelación presentan resultados favorables que no rechazan desde el punto de vista analítico irregularidades en el error del modelo. Esto, a su vez, respalda los resultados obtenidos en el modelo final (cuadro 5) así como los indicadores de su veracidad estadística.

De esta forma, el MLEF con arreglo WLSF y sin datos atípicos presenta las condiciones óptimas de los supuestos del análisis de regresión: varianza constante ( $p > 25\%$ ), independencia de los residuos ( $p > 65\%$ ) y normalidad ( $p > 10-15\%$ )

**Cuadro 6.** Test en residuos para el modelo lineal de efectos fijos. 2025.

Modelo	Test	Hipótesis nula	st	prob	Condición
Lineal inicial	Doornik-Hansen	Normalidad presente	2,6670	0,2635	No rechaza
	Jarque-Bera	Normalidad presente	2,3438	0,3098	No rechaza
	White <sup>2</sup> only	No hay heterocedasticidad	23,7271	0,0222	Rechaza
	Breush-Pagan	No hay heterocedasticidad	19,0895	0,0864	Rechaza
	Konker	No hay heterocedasticidad	23,7271	0,0222	Rechaza
	Breush-Godfrey (1°)	No hay autocorrelación	1,0915	0,2979	No rechaza
Lineal con WLSF	Doornik-Hansen	Normalidad presente	4,6018	0,1002	No rechaza
	Jarque-Bera	Normalidad presente	3,8244	0,1478	No rechaza
	White <sup>2</sup> only	No hay heterocedasticidad	17,9358	0,2661	No rechaza
	Breush-Pagan	No hay heterocedasticidad	9,6192	0,5649	No rechaza
	Konker	No hay heterocedasticidad	13,5835	0,2569	No rechaza
	Breush-Godfrey (1°)	No hay autocorrelación	0,1976	0,6574	No rechaza

1/ Arreglo con WLSF y sin datos atípicos

### Rendimiento de pasto cosechado en Oreamuno de Cartago

Según las condiciones establecidas por el modelo lineal de efectos fijos, los resultados de la regresión indican que la implementación de desbrozadora y la cosecha manual incrementan el rendimiento de forraje en un 56% y 58%, respectivamente. Esto se puede traducir en menores costos para el productor y mayor disponibilidad del insumo para alimentación animal [39]. Los

forrajes, al igual que otros cultivos, dependen de un adecuado método de cultivo, el cual en ocasiones es beneficiado por la mecanización, mientras que, en otras, el cultivo manual resulta más eficiente [40], [41].

Asimismo, el incluir la combinación de pasturas como Ramio, King Grass y Botón de oro incrementan el rendimiento en un 31%, 27% y 24%, respectivamente y se contempla que el efecto de cualquier otro tipo de forraje se incluye en la media del modelo. No obstante, los resultados pueden verse afectados eventualmente por otras variables como: el clima, las condiciones de humedad y la topografía de las fincas [42]

En esta línea, también se observan diferentes efectos al obtener combinaciones entre las variables descritas. Por ejemplo, el sembrar especies forrajeras y cosecharlas mediante actividades mecanizadas puede incrementar el rendimiento de cosecha hasta un 33% (RMxBC) y 24% (WSFxBC). Mientras que, la implementación de labores culturales manuales disminuye el rendimiento de pasto cosechado que se podría obtener. Este valor puede disminuir hasta un 26% (RMxWK) o 16% (WSFxWK); al igual que en Bangladesh, donde se calculó una eficiencia del 62,5% y 57,9% al evaluar las características funcionales de la cosechadora combinada con forraje completo BRRRI en condiciones reales de campos agrícolas durante las temporadas Boro 2022 y Aman 2022 [43]

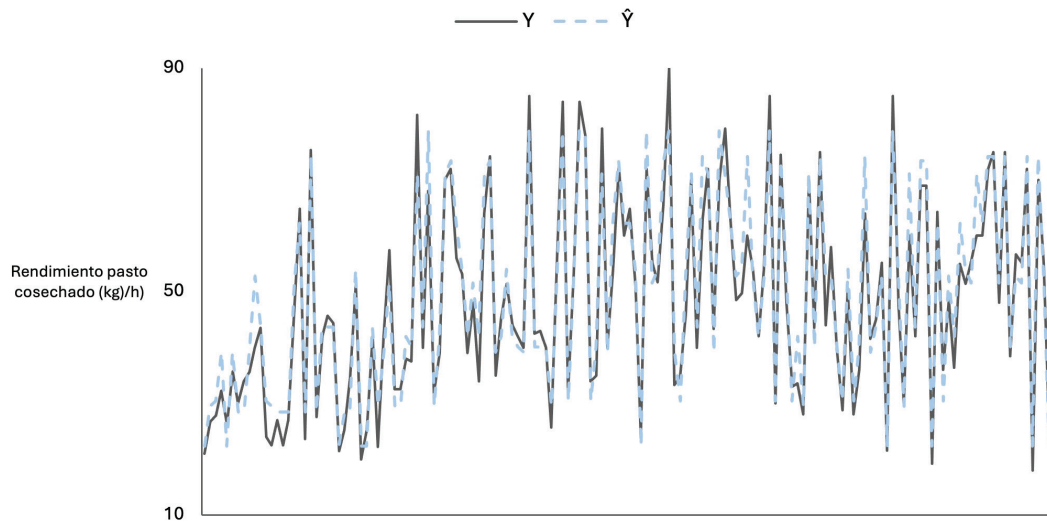
Finalmente, los efectos fijos individuales de la aplicación de mano de obra implican cambios positivos en el valor del rendimiento de pasto cosechado. Sin embargo, la interacción entre ambos escenarios simultáneamente no significa una relación directa como tal; al contrario, la relación intra-factorial de estas variables reduce el rendimiento hasta un 26% (BCxWK).

Por otra parte, la ecuación final del modelo se expresa matemáticamente en la ecuación 4. No obstante, debido a su transformación logarítmica, se aplica función exponencial para presentar los parámetros del modelo en su forma real y también para pronosticar los datos del diseño experimental (ecuación 5).

$$\ln FY = 3,08 + 0,56BC + 0,58WK + 0,31RM + 0,27KG + 0,24WSF + 0,33RMxBC - 0,26RMxWK + 0,22WSFxBC - 0,16WSFxWK - 0,26BCxWK \quad (4)$$

$$FY = e^{3,08+0,56BC+0,58WK+0,31RM+0,27KG+0,24WSF+0,33RMxBC-0,26RMxWK+0,22WSFxBC-0,16WSFxWK-0,26BCxWK} \quad (5)$$

Una vez definida la ecuación real se probó el ajuste del modelo por medio de un pronóstico al determinar el conjunto de variables estimadas según las observaciones iniciales y los parámetros de regresión (figura 4). Como resultado se observa que el nivel de ajuste (99,77%) muestra una diferencia mínima entre las variables observadas (Y) y estimadas (Ŷ).



**Figura 4.** Pronóstico del rendimiento de forraje contrastado con las variables dependientes observadas.

El cuadro 7 muestra la simulación del rendimiento total de forraje cosechado en dos escenarios diferentes (A y B). El escenario B establece el valor máximo de rendimiento que se podría obtener si todos los parámetros que generan un cambio positivo se aplicaran y aquellos que generan un cambio negativo, no. El otro escenario (A) es el caso contrario y define el valor mínimo de rendimiento de pasto cosechado que se puede estimar con el modelo construido.

**Cuadro 7.** Rendimiento de pasto cosechado en dos escenarios, Oreamuno, Cartago. 2025.

Regresoras	Coefficientes	Escenario A	Escenario B
B0	3,0775	-	-
BC	0,5600	0	1
WK	0,5831	0	1
RM	0,3065	0	1
KG	0,2747	0	1
WSF	0,2401	0	1
RMxBC	0,3319	0	1
RMxWK	-0,2597	1	0
WSFxBC	0,2233	0	1
WSFxWK	-0,1553	1	0
BCxWK	-0,2629	1	0
In (FY)		2,40	5,60
FY (kg/h)		11,02	269,64
Tiempo (horas)		0,49	0,49
Total, FY (kg)		5,45	133,34

1/ Tiempo promedio de acuerdo con la muestra de observaciones

## Conclusiones

El modelo para el rendimiento de forraje cosechado aplicado en fincas en Oreamuno de Cartago, Costa Rica demuestra que es afectado por diez atributos diferentes: tres tipos de forraje (Ramio, King Grass y Botón de oro) y dos métodos de cosecha (manual con trabajador experto y mecanizado con desbrozadora). Además de cinco efectos interactivos entre los factores de forraje y mano de obra, exceptuando las interacciones para el pasto King Grass.

No obstante, el rendimiento máximo alcanzable con las condiciones de este modelo lineal con efectos fijos es cuando la producción de pastos para producción animal se maneja con una combinación de forrajes Ramio, King Grass, Botón de oro y dos labores culturales de corta: Desbrozadora, Trabajador y los efectos de implementar estos pastos con labores mecanizadas. En consecuencia, asignar con categorías iguales a 1 a estas variables y 0 para aquellos cambios marginales negativos incrementa el rendimiento total en kilogramos hasta 24,46 veces.

A pesar de que la bondad de ajuste en el modelo es alta (99,77%), la literatura indica otros tipos de tratamientos como intervalos de corte, fertilización nitrogenada, abonos y enmiendas orgánicas como factores fijos para incrementar el rendimiento de materia seca y porcentaje de nutrientes en la planta. Por lo cual, es recomendable incorporar otras variables como frecuencia de corte, densidad de siembra o bien efectos económicos ligados al costo/beneficio de producción.

Costa Rica se caracteriza por el uso de forrajes como materia prima para la producción pecuaria, principalmente en ganadería de leche y carne. Por lo tanto, esta investigación funciona como línea base para ampliar los conocimientos sobre aplicación de nuevas tecnologías y métodos operativos como insumos para la eficiencia productiva de pasturas. Para esto, se recomienda implementar efectos aleatorios para un modelo lineal o no lineal mixto, modelos de fronteras estocásticas o modelos espaciales al involucrar el efecto de puntos georreferenciados

## Referencias

- [1] Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, “El estado de la seguridad alimentaria y la nutrición en el mundo: financiación para acabar con el hambre, la inseguridad alimentaria y la malnutrición en todas sus formas”, FAO, 2024
- [2] Intergovernmental Panel on Climate Change, “Climate Change 2022. Impacts, Adaptation and Vulnerability: Summary for Policymakers, Technical Summary and Frequently Asked Questions”, IPCC, 2023
- [3] P.K. Thornton, J. Van de Steeg, A. Notenbaert y M. Herrero, “The impacts of climate change on livestock and livestock systems in developing countries: A review of what we know and what we need to know”, *Agricultural Systems*, vol. 101, n° 3, pp. 113–127, 2008, <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2009.05.002>
- [4] D. Monge & H. Ramírez, “Informe de gestión del sector agropecuario 2023-2024”, SEPSA-Ministerio de Agricultura y Ganadería, San José, Costa Rica, 2024. Accedido: 8 de abril de 2022. [En línea]. Disponible en: <https://www.sepsa.go.cr/documentos/informe-gestion-2023-2024.pdf>.
- [5] L. Álvarez, “Aporte de aminoácidos (AA) de forrajes de piso sobre los requerimientos de vacas lecheras en producción”, Tesis de grado, Universidad de Costa Rica, Costa Rica. Accedido: 5 de mayo de 2025. [En línea]. Disponible en: <https://zootecnia.ucr.ac.cr/images/tesis/pdfs/alvarez-loaiciga-luis-felipe.pdf>
- [6] J. Osorio, V. Calderón, O. López y D. Restrepo, “Importancia de la disponibilidad de alternativas forrajeras para la alimentación de ganado bovino”, *Revista Politécnica*, vol. 20, n° 39, pp. 18-30, 2024, <https://doi.org/10.33571/rpolitec.v20n39a2>
- [7] P. Schober y T. Vetter, “Linear Mixed-Effects Models in Medical Research”, *Anesthesia & Analgesia*, vol. 32, n° 6, pp. 1592-1593, 2020.
- [8] X. Wang, E. Andrinopoulou, K. Veen, J. Bogers y J. Takkenberg, “Statistical primer: an introduction to the application of linear mixed-effects models in cardiothoracic surgery outcomes research—a case study using homograft pulmonary valve replacement data”, *European Journal of Cardio-Thoracic Surgery*, vol. 62, n° 4, ezac426, 2022, <https://doi.org/10.1093/ejcts/ezac429>

- [9] X. Harrison, L. Donaldson, M.E. Correa Cano, J. Evans, D. Fisher, C. Goodwin, B. Robinson, D. Hodgson y R. Inger, "A brief introduction to mixed effects modelling and multi-model inference in ecology", *PeerJ*, vol. 6, e4794, 2018, <http://dx.doi.org/10.7717/peerj.4794>
- [10] L. Jost y P. Jansen, "Using linear mixed models to analyze learning processes within sessions improves detection of treatment effects: An exemplary study of chronometric mental rotation", *Methods in Psychology*, vol. 6, 100092, 2022, <https://doi.org/10.1016/j.metip.2022.100092>
- [11] K. Imai y I.S. Kim, "On the Use to Two-Way Fixed Effects Regression Models for Causal Inference with Panel Data", *Political analysis*, vol. 29, n° 3, pp. 405-415, 2020, <https://doi.org/10.1017/pan.2020.33>
- [12] N. Loukas, "Temporal integration of the spatial autoregressive model for analyzing European multimodal freight transport demand", *Multimodal Transportation*, vol. 3, n° 3, 100149, 2024, <https://doi.org/10.1016/j.multra.2024.100149>
- [13] J. Salinas, O. Montesinos, G. Hernández y J. Crossa, "Generalized Linear Mixed Models with Applications in Agriculture and Biology, 1era Ed, Suiza: Springer, 2023
- [14] L. González y F. Hernández, "Aplicación de modelos lineales mixtos para estudiar la producción de leche en vacas de la raza Lucerna" *Revista de la Facultad de Ciencias*, vol. 9, n° 2, pp. 23-42, 2020, <http://dx.doi.org/10.15446/rev.fac.cienc.v9n2.84681>
- [15] M. Dittel, S. Brenes y W. Sánchez, "Potencial forrajero de variedades de maíces costarricenses", *Revista InterSedes*, vol. 23, n° 47, pp. 101-125
- [16] R. Gaytán Bautista, M.I. Martínez Gómez y N. Mayek Pérez, "Rendimiento de grano y forraje en híbridos de maíz y su generación avanzada", *Agricultura técnica en México*, vol. 35, n° 3, pp. 295-304
- [17] J.C. Zeballos Caban, W.L. Carrasco Chichlon y H.V. Vásquez Pérez, "Efecto de zonas agroecológicas y condición de siembre sobre altura de planta y rendimiento en avena forrajera en la región Puno, Perú", *Revista Tecnología en Marcha*, vol. 36, n° 1, pp. 89-96, 2023, <https://doi.org/10.18845/tm.v36i1.5992>
- [18] J.M. Salvador Castillo, M.A. Bolaños González, A.K. Cedillos Aviles, Y. Vázquez Chena y J.L. Meza Discua, "Efecto de aplicación de soluciones nutritivas en la calidad bromatológica del forraje verde hidropónico Avena sativa y Hordeum vulgare", *Revista Terra Latinoamericana*, vol. 40, n° 996, pp. 1-16, 2022, <https://doi.org/10.28940/terra.v40i0.996>
- [19] J.C. Vargas Rojas y I. Carvajal Suárez, "Productividad del pasto Cuba OM-22 bajo diferentes densidades de siembra y frecuencia de cosecha", *Revista InterSedes*, vol. 24, n° 49, pp. 216-237, 2023.
- [20] J.L. Ledea Rodríguez, G. Rosell Alonso, D.G. Benítez Jiménez, R. Crucito Arias, V. Ramírez, Y. Nuviola Pérez y J.J. Reyes Pérez, "Rendimiento forrajero y sus componentes según la frecuencia de corte de Moringa oleífera, variedad Criolla", *Revista Agronomía Mesoamericana*, vol. 29, n° 2, pp.415-431, 2018.
- [21] M. Subandi, "The Effect of Fertilizers on the Growth and the Yield of Ramie (*Boehmeria nivea* L. Gaud)", *Asian Economic and Social Society*, vol. 2, n° 2, pp. 126-135, 2012.
- [22] J.M. Botero Londoño, E.M. Celis Celis y M.A. Botero Londoño, "Nutritional Quality, nutrient uptake and biomass production of *Pennisetum purpureum* cv. King Grass", *Scientific Reports*, vol. 11, n° 13799, pp. 1-8, 2021, <https://doi.org/10.1038/s41598-021-93301-w>
- [23] E.A. Polo, "Efectos de la fertilización orgánica sobre el rendimiento de materia seca de especies de *Brachiaria*", *Revista Semilla del Este*, vol. 1, n° 2, 2021.
- [24] L.M. Arias Gamboa, M. López Herrera, M. Castillo Umaña y A. Alpízar Naranjo, "Fertilización y edad de rebrote sobre rendimiento y composición bromatológica de *Tithonia diversifolia*", *Revista Agronomía Mesoamericana*, vol. 34, n° 3, 53172, 2023, <https://doi.org/10.15517/am.2023.53172>
- [25] B. Kumar y B.S. Gill, "Effect of method of planting and harvesting time on growth, yield and quality of turmeric (*Curcuma longa* L.)", *Journal of Spices and Aromatic Crops*, vol. 18, n° 1, pp. 22-27, 2009.
- [26] W.A. Macuchapi Córdova, R.J. Trigo Riveros, G.J. Chipana Mendoza y J.P. Rodríguez Calle, "Efecto de tres métodos de cosecha sobre el desgrane de seis cultivares de cañahua (*Chenopodium pallidicaule*) en el Altiplano Norte, Bolivia", *Revista de Investigación Agropecuaria y de Recursos Naturales*, vol. 5, n° 2, pp. 90-100, 2018.
- [27] J. Bolaños Porras y M.E. Oviedo Alfaro, "Efecto de la cosecha mecanizada sobre los rendimientos industriales de la caña de azúcar (*Saccharum* spp) en el Ingenio Quebrada Azul, San Carlos, Costa Rica", Tesis de grado, Instituto Tecnológico de Costa Rica, Costa Rica, 2006. Accedido: 1 de junio de 2025 [En línea]. Disponible en: <https://repositoriotec.tec.ac.cr/handle/2238/5873>

- [28] G.R. de Sousa Filho, H. Duarte Viera, W. Pereira Rodrigues y F. Luiz Partelli, "Comparison between manual and semi-mechanical harvest of coffee fruit in mountainous areas", *African Journal of Agricultural Research*, vol. 10, n° 28, pp. 2724-2730, 2015, <https://doi.org/10.5897/AJAR2014.9356>
- [29] D. Barboza, J. Solórzano, J. Paniagua, "Optimización económica para el cultivo de papa, zanahoria y cebolla en Cartago, Costa Rica", *Revista e-Agronegocios*, vol. 34, n° 4, pp. 38-49, 2021
- [30] J. Paniagua, "Modelo de programación lineal para minimizar el costo de fertilización granulada de macro nutrientes en el cultivo de la zanahoria en Costa Rica", *Revista e-Agronegocios*, vol. 1, n° 1, pp. 1-13, 2015.
- [31] R. Hernández Sampieri, C. Fernández Collado y P. Baptista Lucio, "Metodología de la investigación", 6ta Ed, México: McGraw-Hill, 2014
- [32] Google Earth Pro, version 7.3.6, Google LLC, Mountain View, CA, USA, 2024. Accedido: 21 de mayo de 2025. [Software]. Disponible en: <https://www.google.com/earth/>
- [33] M. Balzarini, R. Macchiavelli y F. Casanoves, "Aplicaciones de Modelos mixtos en Agricultura y Forestería", 1era Ed: Universidad Nacional de Córdoba, Universidad de Puerto Rico, CATIE, 2004
- [34] J.C. Pinheiro y D.M. Bates, "Mixed-Effects Models in S and S-PLUS", 1era Ed, Estados Unidos: Springer, 2000
- [35] D.C. Montgomery, "Design and Analysis of Experiments", 6ta Ed, Estados Unidos: John Wiley&Sons, 2005
- [36] D.N. Gujarati y D.C. Porter, "Econometría", 1era Ed, México: McGraw-Hill Interamericana, 2010
- [37] M.H. Kutner, C.J. Nachtsheim. J. Neter y W. Li, "Applied linear statistical models", 5ta Ed, Estados Unidos: McGraw-Hill", 2005
- [38] W.H. Greene, "Econometric analysis", 8va Ed, Estados Unidos: Pearson Education, 2018
- [39] J. Pargi Sanjay, P. Pankaj Gupta y V. Bambhaniya, "Comparison between Manual Harvesting and Mechanical Harvesting", *Journal of Scientific Research and Reports*, vol. 30, n° 6, pp. 917-934, 2024, <https://doi.org/10.9734/jsrr/2024/v30i62110>
- [40] A. Marinho do Nascimento, F. Bezerra da Costa, J. Leite da Silva, M.E. Barbosa Brito, T. Marinho Gadelha, L.J. Gomes Grade, L. de Andrade Silva, A. Formiga dos Santos, K. Gomes da Silva, M. Santos da Silva y L. de Sousa Sátiro, "Post Harvest Quality of Bt Green Maize Produced in Different Water Harvesting Techniques with the Application of Rooting", *Journal of Experimental Agriculture International*, vol. 27, n° 1, pp. 1-13, 2018, <https://doi.org/10.9734/JEAI/2018/44250>
- [41] S.P. Patrick Vanbeveren, R. Spinelli, M. Eisenbies y J. Schweier, "Mechanised harvesting of short-rotation coppices", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, vol. 76, pp. 90-104, 2017, <http://dx.doi.org/10.1016/j.rser.2017.02.059>
- [42] K. Esau, Q.U. Zaman, A.A. Farooque, T.J. Esau, A.W. Schumann y F. Abbas, "Yield monitoring and mechanical harvesting of wild blueberries to improve farm profitability", en "Precision Agriculture. Evolution, insights and Emerging Trends", Q. Zaman, Ed. 1era Ed, Cambridge, Estados Unidos: Academic Press, 2023, pp. 123-140
- [43] A. Khan, A. Islam, M. Pintu, S. Paul, M. Huda, M. Hossen, M. Islam y M. Ahmmad, "Assessment of BRRI Whole Feed Combine Harvester (Model BRRI WCH2021) for Mechanized Rice Harvesting in Bangladesh", *Agricultural Sciences*, vol. 15, pp. 274-291, 2024, [10.4236/as.2024.152016](https://doi.org/10.4236/as.2024.152016).

## Declaración sobre uso de Inteligencia Artificial (IA)

Los autores declaramos que hemos utilizado una herramienta de inteligencia artificial *ChatGPT* para asistirnos en la redacción de este artículo. Esta herramienta nos ayudó a mejorar la estructura y la claridad en ciertas partes del texto. Los contenidos generados por la IA fueron con base a redacciones previas hechas por nosotros y, además, fueron revisadas minuciosamente para asegurar su precisión y coherencia con el objetivo del estudio.