

## Artículo Científico

# Efecto a largo plazo del pastoreo rotacional en *Urochloa brizantha* cv. Marandú sobre indicadores de calidad del suelo

## *Long-term effects of rotational grazing in Urochloa brizantha cv. Marandú pastures on soil quality indicators*

NELINO FLORIDA ROFNER<sup>1</sup>, ROBER MILER ABAD PRINCIPE<sup>1</sup>, ALEX RENGIFO-ROJAS<sup>2</sup> Y JAVIER NAZAR CIPRIANO<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Conservación de Suelos y agua, Universidad Nacional Agraria de la Selva, Huánuco, Perú. [unass.edu.pe](https://unass.edu.pe)

<sup>2</sup>Departamento de Ciencias Económicas, Universidad Nacional Agraria de la Selva, Huánuco, Perú. [unass.edu.pe](https://unass.edu.pe)

### Resumen

La crianza de ganado bovino es una actividad importante en Perú, con sistemas de producción diferenciados por el propósito, condiciones edafoclimáticas y prácticas de manejo de las pasturas. En la finca Ruiz, distrito Codo del Pozuzo (Huánuco, Perú), se evaluó el efecto del pastoreo por varios años sobre la calidad del suelo a través de indicadores físicos (textura y resistencia a la penetración), y químicos (pH, MO, N, P, K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup>, Al<sup>3+</sup>, CIC, saturación de bases, acidez cambiante y saturación de aluminio), en potreros de pasto *Urochloa* (syn. *Brachiaria*) *brizantha* cv. Marandú manejados por 10 (PU10), 20 (PU20), 30 (PU30) y 40 años (PU40), y en un bosque secundario (BS) contiguo como referencia. Los datos se analizaron con estadística descriptiva, multivariada y a través de modelos de regresión lineal múltiple. La resistencia a la penetración en el suelo tendió a incrementar en el tiempo, y se detectaron diferencias para todos los indicadores químicos, excepto el pH y Al<sup>3+</sup>. La transformación del bosque en áreas de pasturas afectó negativamente los niveles de pH, K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup>, y CIC y elevó el contenido de Al<sup>3+</sup>. Los resultados sugieren que el sistema de manejo del pastoreo aplicado hasta por 40 años en la finca bajo estudio resultó en compactación, pérdida de bases cambiables y toxicidad por aluminio en el suelo. Se requiere estudios adicionales para determinar cuál sería el efecto del manejo racional del pastoreo considerando la capacidad de carga, así como el tratamiento con arado y fertilización, para mitigar el efecto del pisoteo, revertir la compactación, mejorar la disponibilidad de nutrientes y reducir la concentración de Al<sup>3+</sup> en el suelo.

**Palabras clave:** Compactación del suelo, manejo de pastoreo, modelamiento, toxicidad por aluminio.

### Abstract

Cattle raising is an important activity in Peru, with production systems differentiated by purpose, edaphoclimatic conditions and pasture management practices. In Ruiz farm, located in Codo del Pozuzo district (Huánuco, Peru), the effect of long-term grazing on soil quality was evaluated through physical (texture, penetrometer resistance) and chemical indicators (pH, OM, N, P, K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup>, Al<sup>3+</sup>, CEC, base saturation, exchangeable acidity and aluminum saturation), in *Urochloa brizantha* cv. Marandú pastures managed for 10 (PU10), 20 (PU20), 30 (PU30), and 40 years (PU40), compared to a contiguous secondary forest (BS) area. Data were analyzed with descriptive and multivariate statistics, and multiple linear regression models. Long-term (up to 40 years) grazing resulted in increasing soil compaction over time, and affected all chemical indicators evaluated, except for pH and Al<sup>3+</sup>. The transformation of forest into pastures negatively affected the pH, K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup> and CEC levels, and increased Al<sup>3+</sup> content. Results obtained suggest that the rotational grazing system applied for up to 40 years in the study farm resulted in soil compaction, loss of exchangeable bases and aluminum toxicity. Further studies are required to determine the effects of applying a rational grazing management

Correspondencia: Nelino Florida Rofner, Ingeniería en Conservación de Suelos y Agua-UNAS. Km 1.5 vía Tingo María-Huánuco, Perú. Correo electrónico: [nelinof@hotmail.com](mailto:nelinof@hotmail.com)

considering the carrying capacity of the pastures, as well as plowing and fertilization, as means to mitigate trampling effects, reverse compaction, improve nutrient availability and reduce  $Al^{3+}$  content in soils.

**Keywords:** aluminum toxicity, grazing management, modelling, soil compaction.

## Introducción

En Perú hay diversidad de sistemas de producción bovina, diferenciados por el propósito, las condiciones edafoclimáticas y el manejo del pastoreo. El hato nacional es de 5,599,893 cabezas de bovinos, con un rendimiento medio en canal de 142.16 kg/animal. Los bovinos y otros herbívoros (ovinos, caprinos, camélidos suramericanos) se manejan en 10,691,779 ha de pastos introducidos y 18,018,794 ha de pasto naturales, y se tiene un total de 2,213,377 productores ganaderos. La región Huánuco ocupa el segundo lugar en la producción bovina a nivel nacional con 22,970 t de carne/año, después de Cajamarca que produce 24,660 t anuales (Midagri 2021). En el distrito Codo del Pozuzo (Huánuco, Perú), donde se desarrolló este trabajo, la crianza de ganado bovino es la actividad económica principal.

La transformación de bosques en pasturas sin criterios técnicos ha sido una práctica común por varios años, que ha resultado en impactos negativos sobre la calidad del suelo (Ordoñez et al. 2022), con la consiguiente disminución de la disponibilidad y calidad de las pasturas, y por tanto en la productividad animal (Escalante 2015). La magnitud de esos efectos varía en función de las características del suelo, las especies forrajeras usadas, su manejo y las condiciones climáticas, entre otros factores (Cervelati et al. 2011).

El sobrepastoreo afecta los atributos del suelo como consecuencia del pisoteo (Navarro et al. 2018), y la magnitud de su efecto varía en función de la textura (Costa et al. 2009; Cervelati et al. 2011), el sistema de manejo del pastoreo (Sarmiento et al. 2008), la cantidad de residuos vegetales y el contenido de humedad del suelo (Flores et al. 2007), entre otros factores. Todo esto pueden potenciar el proceso de compactación y degradación del suelo (Muller et al. 2001; Navarro et al. 2018), especialmente en suelos arcillosos (Costa et al. 2009), afectando integralmente la calidad del suelo a medida progresa el tiempo (Sharrow 2007; Cervelati et al. 2011; Kavana et al. 2021).

En este contexto, el objetivo de esta investigación fue evaluar el efecto a largo plazo del manejo con

pastoreo rotacional sin control de carga, practicado comúnmente por los productores del distrito Codo del Pozuzo, sobre los indicadores fisicoquímicos de calidad del suelo, tomando como caso la finca "Ruiz". El propósito del presente estudio fue generar información sobre los riesgos potenciales del mal manejo de pasturas sobre la degradación del suelo, y con base en ello plantear alternativas de mejoramiento de los sistemas tradicionales practicados en la zona.

## Materiales y Métodos

### *Ubicación y características del área de estudio*

La investigación se desarrolló en la finca Ruiz, ubicada a 10 km de la cabecera del distrito Codo del Pozuzo (9°40'12"S y 75°27'47"O), provincia Puerto Inca, región Huánuco (Perú). De acuerdo con la clasificación de Pulgar (2014), el área de estudio pertenece a la ecorregión Omagua o Selva Baja, con medias de: 26.5 °C de temperatura, 84 % de humedad relativa y 3,400 mm de precipitación, distribuidos en forma bimodal, con la época seca entre junio y setiembre, y la lluviosa entre octubre y mayo.

### *Identificación de las áreas utilizadas en el estudio*

Para esta investigación se identificaron potreros de 10, 20, 30 y 40 años de antigüedad, manejados bajo un esquema de pastoreo rotacional sin control de la carga, así como un área de bosque secundario contiguo a las áreas de pasturas, que sirvió como control. En cada área de estudio se estableció transectos, tomados en la parte central del potrero y trazados en dirección Este-Oeste, cortando el potrero en dos secciones similares. Allí, se tomaron ocho muestras con distanciamiento uniforme de 40 a 50 m entre puntos de muestreo a lo largo de cada transecto (Cuadro 1). La profundidad del muestreo de suelos fue en el estrato superficial de 0.00–0.15 m, siguiendo las recomendaciones de Sarmiento et al. (2008), Flores et al. (2007) y Costa et al. (2009), y las muestras se enviaron para análisis en el Laboratorio de Suelos, Agua y Ecotoxicología de la Universidad Nacional Agraria de la Selva (Tingo María, Perú).

**Cuadro 1.** Ubicación de los transectos de muestreo.

Tratamiento	Transecto	Coordenadas		Altitud (msnm)
		S	O	
BS	Inicio	9°41'37"	75°26'00"	369
	Final	9°41'23"	75°25'59"	369
PU10	Inicio	9°41'45"	75°26'00"	369
	Final	9°41'42"	75°25'52"	367
PU20	Inicio	9°41'31"	75°26'08"	361
	Final	9°41'35"	75°26'03"	363
PU30	Inicio	9°41'47"	75°25'43"	366
	Final	9°41'41"	75°25'32"	358
PU40	Inicio	9°41'27"	75°25'56"	366
	Final	9°41'35"	75°25'46"	365

### *Bosque secundario (BS)*

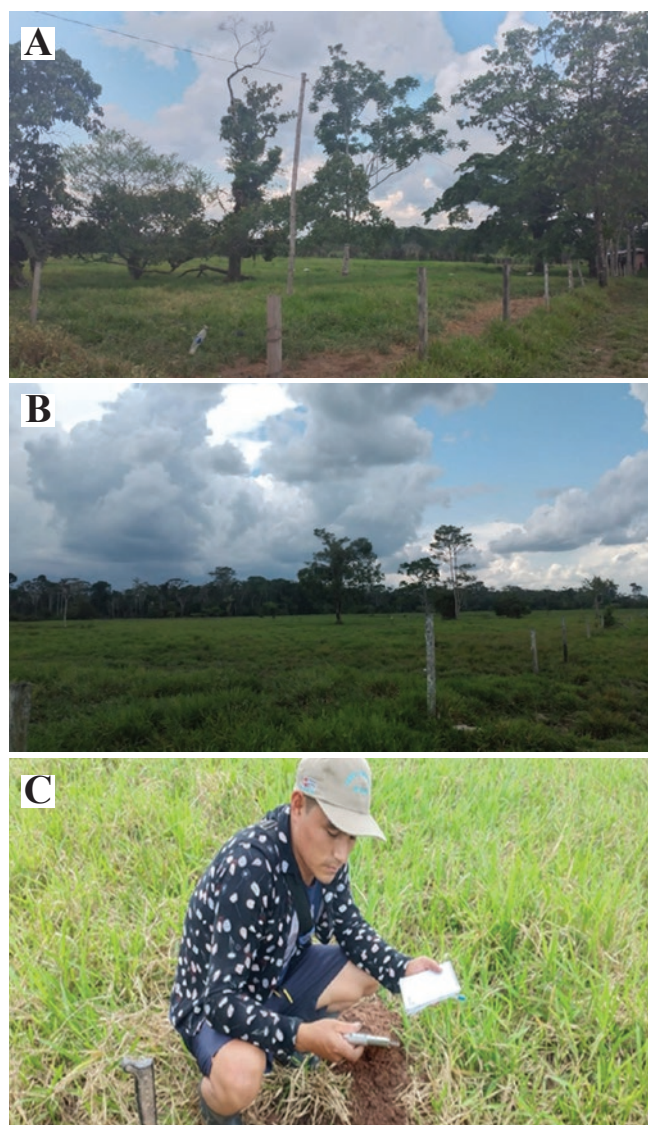
El BS considerado como tratamiento control, es un área que se mantiene como reserva en la finca Ruiz. Las especies arbóreas más representativas son: *Macrolobium acaciifolium* Benth 'pashaco blanco', *Inga ruiziana* G. Don 'shimbillo', *Calycophyllum spruceanum* (Bent.) Hook 'capirona', *Polyscias murrayi* F. Muel 'palo lápiz', *Ficus insipida* Willd 'oje', *Uncaria guianensis* (Aubel) J.F.Gmel 'uña de gato', *Himatanthus sucuuba* Woods 'bellaco caspi', *Trema micrantha* Roemex & Schult. Blume 'atadijo', *Cecropia membranacea* Trécul 'setico', *Cariniana periformis* Miers 'cachimbo', *Ochroma pyramidale* Cav. Ex. Lamb 'topa' y el *Euterpe oleracea* Mart. 'huasai', entre otras.

### *Características de las pasturas*

Todas las áreas de pasturas estaban sembradas de *U. brizantha* (Richard) Stapf cv Marandú, especie que fue introducida al Perú en la década de los ochenta, excepto por el potrero de 40 años, que en los primeros cinco años estuvo cubierto por *Axonopus compressus*, y luego fue reemplazado por *U. brizantha*. Esta última es la única especie de pasto mejorado presente en las más de 80 ha de la finca. El manejo de las áreas en pasturas incluyó: tala y quema previo a la instalación de la pastura, dos a tres controles de malezas al año, y en estas no se han aplicado fertilizantes, mecanización, ni renovación de pasturas.

Las pasturas estuvieron sometidas a lo largo de los años a un sistema de pastores rotacional en cuatro potreros, con 10–15 días de ocupación y de 40–60 días de descanso, dependiendo de la época del año. La carga

animal estimada fue de aproximadamente 1.2 UA/ha, pero esta puede haber variado ligeramente a lo largo del año debido a nacimientos, crecimiento y venta de animales. La inspección de las áreas evidenció una cobertura del suelo superior al 95 % en todas las áreas; sin embargo, la presencia de especies invasoras, estimada visualmente en cada área de pastoreo, fue menor al 5 % en potreros de 10 y 20 años y menor a 15 % en aquellos de 30 y 40 años. Esos porcentajes de malezas permiten clasificar las pasturas como levemente degradadas según Padilla et al. (2009) y de degradación moderada según la escala propuesta por Betancourt et al. (2007). En las Figuras 1A y 1B se muestra el estado de las pasturas en potreros de 40 y 20 años, respectivamente.



**Figura 1.** (A) Áreas de *U. brizantha* de 40 años de pastoreo rotacional; (B) 20 años de potreros y límite con el bosque secundario; (C) evaluación de la resistencia a la penetración con penetrómetro de cono.

<sup>1</sup>Entre comillas (“”) el nombre común usado localmente

### Análisis de suelo

Los indicadores físicos evaluados fueron: textura y resistencia a la penetración (Rp), determinados por el método del hidrómetro de Bouyoucos y el penetrómetro de cono (Figuras 1C). Los indicadores químicos evaluados fueron: el pH determinado con el método electrométrico en agua con relación 1:2.5; el  $\text{Ca}^{2+}$ ,  $\text{Mg}^{2+}$  y  $\text{K}^+$  fueron extraídos con acetato de amonio a pH 7.0 y determinados por absorción atómica; el  $\text{Al}^{3+}$  e  $\text{H}^+$  fueron extraídos con KCl y determinados por titulación con NaOH 0.05 mol/L. El contenido de P disponible se determinó por el método de Olsen modificado, extraído con solución de  $\text{NaHCO}_3$  0.5 mol/L a pH 8.5 y determinado por colorimetría. Además, se determinó la Capacidad de Intercambio Catiónico Efectiva (CICE), las Bases Cambiables (BC) y la Acidez Cambiable (AC), mediante saturación por acetato de amonio ( $\text{CH}_3\text{COOH}$ ) a pH 7.0. El contenido de MO del suelo se determinó por el método de Walkley y Black. Los protocolos de todos los análisis de suelo están descritos en el Manual de Procedimientos de los Análisis de Suelos y Agua con Fines de Riego (Bazán 2017).

### Análisis estadístico inferencial

Los tratamientos estuvieron constituidos por las áreas de pasturas con diferentes edades de uso, y se tomaron 8 muestras por cada tratamiento (40 en total). Los datos se sometieron al análisis de varianza y la prueba post-hoc de Tukey ( $P < 0.05$ ) para la comparación de medias. El análisis de componentes principales (ACP)

permitió determinar los indicadores de calidad de suelo relevantes por factor mediante el método de Varimax, siendo éstas el sustento para el análisis de los modelos de regresión lineal múltiple usados para evaluar el efecto del tratamiento 'edad de las pasturas' sobre los indicadores fisicoquímicos de calidad de suelo. Para el procesamiento de los datos se utilizó el software IBM-SPSS 25 (Meyers et al. 2013) y Stata 15.0 (Stata Corporation, College Station, TX. USA) para el ACP y el modelamiento.

La Figura 2 ilustra cómo puede ser el impacto del manejo de pastoreo sobre los indicadores fisicoquímicos del suelo. A ello, se adiciona la variable control (BS) y el tratamiento que corresponden a las diferentes edades de las pasturas (PU10, PU20, PU30 y PU40).

El impacto se encuentra expresado en la ecuación (1), a través de la distancia existente entre la variable Tratamiento y Control:

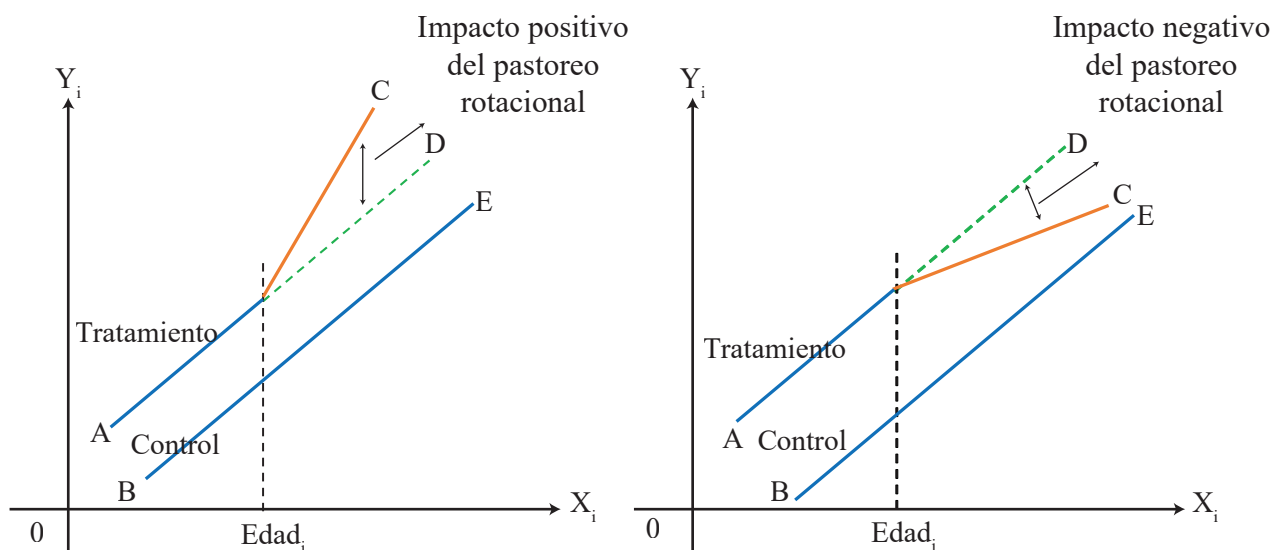
$$(1) \text{Impacto} = (C-E) - (A-B)$$

La ecuación (1), expresada por una regresión lineal múltiple (RLM) es:

$$(2) Y_i = \beta_1 + \beta_2 * \text{Control} + \beta_3 * \text{Tratamiento} + \beta_4 * \text{Edad}_j + \mu_i$$

Para evitar problemas de multicolinealidad perfecta entre el intercepto ( $\beta_1$ ) y la variable de Control, se procedió a eliminar  $\beta_1$  de la ecuación (2), quedando expresado la ecuación (3).

$$(3) Y_i = \beta_2 * \text{Control} + \beta_3 * \text{Tratamiento} + \beta_4 * \text{Edad}_j + \mu_i$$



**Figura 2.** Análisis gráfico del impacto del manejo de pastoreo sobre los indicadores fisicoquímicos de la calidad del suelo.

Donde:

$Y_i$ =indicador fisicoquímico del suelo

$\beta_2$ =recoge el efecto de la variable control

$\beta_3$ =recoge el efecto de la variable tratamiento

$\beta_4$ =recoge el impacto de la variable Edad  $j$  (para PU10, PU20, PU30 y PU40)

$\mu_i$ =componente estocástico ( $i=1, 2, 3, \dots, n$  datos).

Los valores de  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  y  $\beta_4$  fueron estimados por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para los que no presentaban problemas de heterocedasticidad, de lo contrario fueron estimados por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG).

Se aplicó la regresión lineal múltiple con variables independientes cuantitativas o cualitativas de respuesta dicotómica para cuantificar, a través del parámetro ( $\beta$ ) el efecto o impacto positivo o negativo de la variable independiente sobre la variable dependiente ([Gujarati y Porter 2010](#)). Las variables de Control, Tratamiento y Edad  $j$  son de naturaleza cualitativa, de tipo dicotómica (o 'dummies') que tomaban valores de 1 o 0. Para el caso de la variable de Control, si el dato en análisis era un indicador fisicoquímico perteneciente al tratamiento Bosque Secundario se le asignó 1 y a los otros 0.

De la misma manera se aplicó en el caso de los tratamientos de Edad de Uso de las Pasturas, si el dato del indicador fisicoquímico fue extraído de pasturas de 10, 20, 30 y 40 años de uso se les asignó 1, sin distinción alguna por la edad, y se le asignó 0 al tratamiento Bosque Secundario. La variable Edad  $j$ , se refiere exclusivamente a los tratamientos de pasturas usadas por 10, 20, 30 y 40 años. Por consiguiente, si se quería analizar el efecto del pastoreo por 10 años, se le asignó el valor de 1 al dato de variables fisicoquímicas medidas en potreros de 10 años de uso y 0 a las otras pasturas. Lo mismo se aplicó en el caso de pasturas de 20, 30 o 40 años de uso.

*Escenario 1:* El punto B, la variable de Control=1 y el Tratamiento=0, por tanto, el impacto de la Edad  $j$ =0. En tal caso el modelo es:

$$(4) Y_i = \beta_2 + \mu_i$$

*Escenario 2:* El punto A, la variable de Control=1, el Tratamiento=1, por tanto, el impacto de la Edad  $j$ =0. En tal caso el modelo es:

$$(5) Y_i = \beta_2 + \beta_3 + \mu_i$$

*Escenario 3:* El punto E, la variable de Control=1, el Tratamiento=0, por tanto, el impacto de la Edad  $j$ =1. En tal caso el modelo es:

$$(6) Y_i = \beta_2 + \beta_4 + \mu_i$$

*Escenario 4:* El punto C, la variable de Control=0, el Tratamiento=1, por tanto, el impacto de la Edad  $j$ =1. En tal caso el modelo es:

$$(7) Y_i = \beta_3 + \beta_4 + \mu_i$$

## Resultados

### *Indicadores fisicoquímicos del suelo*

El Cuadro 2 muestra los valores de la media  $\pm$  desviación estándar, así como el error estándar de la media (SEM) y el nivel de significancia del efecto de los tratamientos (áreas manejadas bajo pastoreo por diferente número de años) para los diferentes indicadores fisicoquímicos evaluados, entre ellos la granulometría, representada por las fracciones arena, limo y arcilla y la resistencia a la penetración ( $R_p$ ). Se detectaron diferencias en el contenido de limo ( $P \leq 0.002$ ) y la  $R_p$  ( $P \leq 0.001$ ); este último con clara tendencia a incrementar o largo de los años de uso bajo pastoreo (PU40). Además, se detectaron diferencias ( $P \leq 0.001$ ) para todos los indicadores químicos, excepto para el pH y Al, pero estos últimos mostraron valores cercanos a los encontrados como promedio para la mayoría de los suelos tropicales en el Perú (pH < 5.5 y Al > 2 mg Kg<sup>-1</sup>).

### *Análisis de componentes principales*

La prueba de esfericidad de Bartlett en contraste con Chi-cuadrado (Cuadro 3) mostró significancia ( $P < 0.01$ ), con valores de 2,831.77 y 2,691.30 para Con y Sin Aluminio, respectivamente, y estos fueron respaldados por un valor 0.00 como determinante de la matriz de correlación, lo cual sugiere la existencia de correspondencia lineal entre indicadores. Así mismo, los valores > 0.50 en el estadístico KMO revelan que la correlación entre los pares de indicadores no era pequeña, por lo que el adoptar el ACP permite identificar indicadores idóneos para medir el impacto de la edad de la pastura manejada bajo pastoreo a través de la RLM.

**Cuadro 2.** Indicadores fisicoquímicos del suelo en función de los tratamientos

Indicador	Tratamiento					Estadísticos	
	BS	PU10	PU20	PU30	PU40	SEM	Sig
Arena	54.25±0.89	54.88±1.36	58.38±4.03	55.5±1.77	57.38±3.74	7,204	0.20
Limo	29.25±1.28b	28.63±1.92b	24.5±3.38a	28.63±1.77b	26.38±3.29ab	6,146	0.002**
Arcilla	16.38±0.74ab	16.5±0.76ab	17.25±0.71b	16.13±0.64a	16.38±0.92ab	0.575	0.057
Textura	Franco arenoso	Franco arenoso	Franco arenoso	Franco arenoso	Franco arenoso	---	---
Rp	0.98±0.12a	1.3±0.17b	1.55±0.19b	1.84±0.13c	2.39±0.23d	0.03	<0.001**
pH	4.77±0.18a	4.74±0.26a	4.60±.25a	4.81±0.30a	4.89±0.34a	0.073	0.307
MO	3.10±0.61ab	4.00±0.52c	2.38±0.16a	4.12±0.74c	3.44±0.19bc	0.252	<0.001**
N	0.16±0.03b	0.20±0.03c	0.12±0.01a	0.21±0.04c	0.17±0.01bc	0.001	<0.001**
P	2.30±0.19a	4.92±0.47b	7.59±0.58c	9.20±0.14d	10.91±0.82e	0.257	<0.001**
K	88.72±3.97b	100.45±4.02c	74.60±5.52a	108.48±3.71c	125.68±10.88d	38.91	<0.001**
Ca	1.84±0.12a	2.09±0.05bc	2.28±0.03c	1.60±0.06a	1.74±0.13ab	0.007	<0.001**
Mg	0.29±0.01bc	0.31±0.01c	0.35±0.04d	0.26±0.01a	0.27±0.03ab	0.001	<0.001**
Al	2.12±0.48a	1.81±0.25a	1.91±0.42a	2.18±0.24a	2.04±0.21a	0.086	0.142
CIC	5.03±0.43bc	4.85±0.28ab	5.39±0.21c	4.46±0.27a	4.55±0.28a	0.092	<0.001**
SB	42.54±4.13a	49.38±3.34b	48.63±2.39b	41.63±1.69a	44.00±2.67a	8,776	<0.001**
AC	57.46±4.13b	50.63±3.34a	51.38±2.39a	58.38±1.69ab	56.00±2.67ab	8,774	<0.001**
SAI	44.50±12.13ab	37.38±4.60a	36.13±5.77a	48.88±2.90b	44.63±2.33ab	43.071	0.002**

Rp=resistencia a la penetración, BS=bosque secundario, PU=pasto *Urochloa* de 10, 20, 30 y 40 años de uso bajo pastoreo, SEM=cuadrado medio del error, \*\*\*P<0.01, \*\*P<0.05, \*P<0.1.

**Cuadro 3.** Estadístico de Bartlett y KMO según estimación con y sin Aluminio.

Estadístico	Con Aluminio	Sin Aluminio
Prueba de esfericidad de Bartlett	2,831.77***	2,691.30***
Grados de libertad (Gl)	105	91
Medida de adecuación KMO	0.552	0.682
Determinante de la matriz de correlación	0.000	0.000

\*\*\*P<0.01, \*\*P<0.05 y \*P<0.10. KMO=Kaiser-Meyer-Olkin.

Los resultados del Cuadro 4, se encuentran basados en el análisis factorial por el método Varimax, por medio del cual se logró extraer los primeros cinco factores que poseen autovalores mayores a la unidad, con los cuales se pudo explicar un 84.32 % de la varianza de los indicadores físicos y químicos del suelo. Después de la rotación por Varimax, se encontró las variables que mantienen una mayor varianza (con carga factorial  $\geq 0.75$ , criterio aplicado para  $n \leq 50$  por Hair et al. 1999). Las variables relevantes para el Factor 1 fueron  $Ca^{2+}$ ,  $Mg^{2+}$ ,  $Al^{3+}$ , BC y SAI; para el Factor 2 fueron Rp, P y  $K^{+}$ ; para el Factor 3 fueron los contenidos de Arena y Limo; para el Factor 4 fueron M y N y para el Factor 5

fueron el pH y el CIC. Todos los indicadores evaluados, excepto arcilla, presentaron cargas factoriales mayores a 0.75 y contribuyeron de manera relevante a la varianza total obtenida.

**Cuadro 4.** Varianza total explicada por los grupos de variables relevantes.

Factor	Autovalor	Varianza total (%)	Variables relevantes
1	3.05	20.32	$Ca^{2+}$ , $Mg^{2+}$ , $Al^{3+}$ , BC y SAI
2	2.96	19.71	Rp, P, y $K^{+}$
3	2.52	16.82	Arena y Limo
4	2.3	15.31	M y N
5	1.82	12.16	pH y CIC
Varianza total acumulada		84.32	

Las correlaciones entre factores rotados toman como referencia al factor 1 y procede a relacionarlos con los demás, y así se procedió con los otros factores hasta llegar a relacionar el factor 4 con el 5, es allí, donde se observó los indicadores con las varianzas más altas que explican a cada factor. Todos los indicadores evaluados, excepto arcilla, contribuyeron de manera importante a la varianza total obtenida.

### Modelos para la resistencia a la penetración ( $R_p$ ) y materia orgánica (MO)

Los valores de F-Fisher para los cuatro modelos (Cuadro 5) revelaron que las variables independientes son influyentes sobre la  $R_p$  ( $P < 0.01$ ) y se ajustaron a una distribución normal, según la prueba de Jarque-Bera. Los Modelos 1-3 del Cuadro 5 fueron estimados por MCG y el Modelo 4 por MCO. De acuerdo con los valores del coeficiente de determinación ( $R^2$ ), se encontró que la variación de las variables independientes logró explicar el 53.57, 35.85, 45.91 y 78.18 % del cambio en  $R_p$ , para los modelos 1, 2, 3 y 4, respectivamente.

El impacto del pastoreo sobre la  $R_p$  fue negativo y significativo durante los primeros 10 años con  $-0.59 \text{ kg/cm}^2$  (Modelo 1); mientras que resultó positivo y significativo para los potreros de 40 años, con  $0.82 \text{ kg/cm}^2$  (Modelo 4), esto último es evidencia del proceso de compactación que ha sufrido el suelo en esas pasturas al cabo de tantos años de uso. También, la variable control y tratamiento son influyentes ( $P < 0.01$ ) sobre la  $R_p$ ; sin embargo, no hay evidencia de impacto sobre la  $R_p$  para los Modelos 2 y 3 (20 y 30 años de uso, respectivamente), aunque los valores medios tienden a incrementar (Cuadro 2). Por el contrario, para el Modelo 2 la variable control y tratamiento fueron influyentes ( $P < 0.01$ ) y para el Modelo 3 solo mostró significancia ( $P < 0.01$ ) la variable tratamiento.

Respecto a la MO, los modelos 1 y 4 fueron estimados por MCG y 2 y 3 por MCO, y todos ellos se ajustaron a una función de distribución normal. La prueba de

relevancia global F-Fisher, mostró significancia para los Modelos 1 ( $P < 0.10$ ), 2 ( $P < 0.01$ ) y 3 ( $P < 0.05$ ); mientras, para el Modelo 4 no hay evidencia que el pastoreo por 40 años haya influenciado el contenido de MO.

Con base en los resultados obtenidos con esos modelos, se sugiere que el uso bajo pastoreo por 20 años tuvo un impacto negativo ( $-1.47 \%$ ) sobre la MO, pero el uso por 30 años ejerció un impacto positivo ( $0.85 \%$ ). A ello, se suma la influencia de la variable de control que fue significativa ( $P < 0.01$ ) para todos los modelos y la variable tratamiento solo para los Modelos 1 y 2. Al parecer, la transformación de bosque a pasturas impactó negativamente los niveles de MO en los primeros 20 años, pero estos luego tendieron a recuperarse con el tiempo.

### Modelos para los contenidos de fósforo (P) y potasio (K)

Las pruebas de relevancia individual t-Student y global F-Fisher para los Modelos 1-4, mostraron que las variables control, tratamiento y las diferentes edades de las pasturas influyeron ( $P < 0.01$ ) sobre el contenido de fósforo (Cuadro 6). En los primeros 20 años de uso se observó un efecto negativo sobre el contenido de P, pero este pasó a ser positivo en los siguientes años con valores de 2.48 y 2.96 ppm de fósforo para las pasturas con 30 y 40 años de uso, respectivamente.

Los modelos para potasio se ajustaron a una función de distribución normal. El Modelo 1 se estimó por MCG y el 2 por MCO. La variación de las variables independientes logró explicar el 25.6 y 76.2 % de la variación del contenido de  $K^+$ , respectivamente. Los

**Cuadro 5.** Modelo para  $R_p$  y MO, mediante el uso de los métodos de MCG y MGO.

Variable independiente	$R_p$				MO			
	Modelo 1 <sup>1</sup>	Modelo 2 <sup>1</sup>	Modelo 3 <sup>1,a</sup>	Modelo 4 <sup>2</sup>	Modelo 1 <sup>1</sup>	Modelo 2 <sup>2</sup>	Modelo 3 <sup>2</sup>	Modelo 4 <sup>1</sup>
Control	0.98***	0.98***	-0.02	0.98***	3.11***	3.09***	3.09***	3.11***
Tratamiento	0.90***	0.83***	0.52***	0.58***	0.70**	0.76***	0.18	0.41
Edad								
10 años	-0.59***				0.19			
20 años		-0.28				-1.47***		
30 años			0.11				0.85***	
40 años				0.82***				-0.09
Coeficiente ( $R^2$ )	0.5357	0.3585	0.4591	0.7818	0.1423	0.5617	0.214	0.0358
F-Fisher ( $gl_1=2, gl_2=37$ )	24.30***	10.58***	15.75***	66.27***	2.70*	23.71***	5.04**	0.6
White ( $gl=2$ )	-	-	-	4.55		4.58	0.75	
Jarque-Bera ( $gl=2$ )	1.87	0.2602	1.302	0.3241	1.597	0.5918	0.7967	2.217

<sup>a</sup>Variable dependiente expresado en término logarítmico. <sup>1</sup>Estimación de parámetros por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). <sup>2</sup>Estimación de parámetros por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).  $gl_1$ =grados de libertad del numerador,  $gl_2$ =grados de libertad del denominador.  $gl$ =grados de libertad. \*\*\* $P < 0.01$ , \*\* $P < 0.05$  y \* $P < 0.10$

**Cuadro 6.** Modelos para P y K en el suelo, mediante el uso de los métodos de MCG y MGO.

Variable independiente	P				K			
	Modelo 1 <sup>1</sup>	Modelo 2 <sup>1</sup>	Modelo 3 <sup>1</sup>	Modelo 4 <sup>2</sup>	Modelo 1 <sup>1</sup>	Modelo 2 <sup>2,a</sup>	Modelo 3 <sup>2</sup>	Modelo 4 <sup>1</sup>
Control	2.30***	2.30***	2.30***	2.30***	88.66***	4.49***	88.65***	88.70***
Tratamiento	6.93***	7.62***	4.42***	5.60***	25.65***	0.22***	11.21*	7.09
Edad								
10 años	-4.30***				-13.87***			
20 años		-2.33***				-0.40***		
30 años			2.48***				8.68	
40 años				2.96***			-	29.78***
Coefficiente (R <sup>2</sup> )	0.617	0.5864	0.5105	0.5901	0.2555	0.7618	0.1998	0.4618
F-Fisher (gl <sub>1</sub> =2, gl <sub>2</sub> =37)	181.36***	242.22***	32.01***	65.91***	28.35***	59.17***	4.08**	16.90***
White (gl=2)					3.81			
Jarque-Bera (gl=2)	2.132	4.187	4.548	4.096	4.499	2.994	0.5067	3.152

<sup>a</sup>Variable dependiente expresado en término logarítmico. <sup>1</sup>Estimación de parámetros por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). <sup>2</sup>Estimación de parámetros por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). gl<sub>1</sub>=grado de libertad del numerador, gl<sub>2</sub>=grados de libertad del denominador. gl=grados de libertad. \*\*\*P<0.01, \*\*P<0.05 y \*P<0.10.

Modelos 3 y 4 se estimaron por MCG, ambos mantienen diferencias en cuanto a la relevancia individual; siendo, el tratamiento (P<0.10) para el Modelo 3 y los 40 años de pastoreo para el Modelo 4 (P<0.01) los que explican los cambios en el contenido de K<sup>+</sup>. Pero, el coeficiente de determinación (R<sup>2</sup>) fue mayor para el Modelo 4 que para el Modelo 3 (46.2 y 20.0 %, respectivamente), y los efectos de las variables fueron significativos según la Prueba F-Fisher (P<0.01 y 0.05, respectivamente). Finalmente, el impacto de los años de uso bajo pastoreo sobre el contenido de K<sup>+</sup> fue negativo (P<0.01) para los potreros 20 años, y positivo para el resto, aunque solo alcanzó significancia (P<0.01) en el caso de los potreros con 10 y 40 años de uso.

#### *Modelos para los contenidos de Calcio (Ca<sup>2+</sup>) y Magnesio (Mg<sup>2+</sup>)*

El contenido de Ca<sup>2+</sup> presentó cambios específicos para los cuatro modelos evaluados, en función de los años de uso de las pasturas (Cuadro 7). El impacto de la edad fue positivo en los primeros 20 años de uso, con 0.28 y 0.47 Cmol(+)/kg para los 10 (P<0.01) y 20 años (P<0.05); en cambio, fue negativo para las pasturas con 30 y 40 años de uso bajo pastoreo (P<0.05 y 0.01). También se evidenció efecto del control con 1.84 Cmol(+)/kg. En el Modelo 3, la variable tratamiento tuvo un efecto significativo sobre el contenido de Ca<sup>2+</sup> (P<0.01) con un valor de 0.23 Cmol(+)/kg. Los Modelos 1 y 4 poseen los coeficientes de determinación más bajos con 16.49 y 18.24 %, en comparación a los Modelos 2 y 3 (49.53 %

y 45.10 %); estos explican el efecto de la variación de las variables independientes sobre la variación del contenido de Ca<sup>2+</sup> en el suelo.

Respecto al Mg<sup>2+</sup>, se observó un impacto positivo significativo (P<0.01) para potreros con 10 y 20 años de uso, con contenidos de 0.15 y 0.07 Cmol(+)/kg, respectivamente; mientras que en potreros de 30 años de uso el efecto fue negativo (-0.06 Cmol(+)/kg; P<0.01) (Cuadro 6). La estimación de los Modelos 2 y 3 fue por MCO y de acuerdo a la prueba F-Fisher logró explicar de forma significativa (P<0.01) el efecto de la edad y la variable control sobre el contenido de Mg<sup>2+</sup>. Los coeficientes de determinación (R<sup>2</sup>) indicaron que esas variables explicaron el 46.8 y 33.9 % de la variación del contenido de Mg, en el caso de potreros de 20 y 30 años de uso, respectivamente. Ambos modelos se ajustan a una función de distribución normal de acuerdo con las pruebas de Jarque-Bera y de White.

Los Modelos 1 y 4 fueron estimados por MCG. La variable control tuvo un efecto significativo (P<0.01) sobre el contenido de Mg<sup>2+</sup>. El coeficiente de determinación logró explicar un 19.3 % de la variación en el Modelo 1; en cambio, para el Modelo 4 no se ha encontrado esa relevancia global según la prueba F-Fisher (F=1.22, no significativo) y un R<sup>2</sup> de apenas 6.6 %.

#### *Modelos para las variables Capacidad de Intercambio Catiónico (CICE) y Bases Cambiables (BC)*

El impacto del pastoreo por 20 años sobre el contenido de CICE fue positivo, con un valor de +0.70 Cmol(+)/kg



según el Modelo 2 (Cuadro 8), pero negativo (-0.09 Cmol<sup>(+)</sup>/kg) para los potreros con 30 años de uso, según el Modelo 3. Ambos modelos mostraron un efecto altamente significativo (P<0.01) por la variable control; mientras que el efecto del tratamiento fue significativo (P<0.10) solo para el Modelo 2 (20 años de uso). El Modelo 2 mostró una relevancia global altamente significativa (P<0.01) y con él se explicó el 29.3 % de la variación total, mientras que el Modelo 3 solo explicó el 12.3 % de la variación de la CICE. La variable control tuvo un efecto significativo (P<0.01) sobre CICE en todos

los modelos, mientras que la variable tratamiento solo alcanzó un nivel de significancia P<0.10 en el Modelo 2.

Respecto a la Bases Cambiables (BC), los cuatro modelos fueron estimados por MCO dada la condición de homocedasticidad de acuerdo con la prueba de White (Cuadro 8). La prueba F-Fisher para los Modelos 1 y 3 fue altamente significativa (P<0.01) y significativa (P<0.05) en el caso de los Modelos 2 y 4. El coeficiente de determinación (R<sup>2</sup>) logró explicar apenas el 28.8, 37.7, 20.4 y 15.3 % de la variación en los modelos 1, 3, 2 y 4, respectivamente. En términos de impacto, el uso

**Cuadro 7.** Modelos para Ca<sup>2+</sup> y Mg<sup>2+</sup>, mediante el uso de los métodos de MCG y MCO.

Variable independiente	P				K			
	Modelo 1 <sup>1</sup>	Modelo 2 <sup>1</sup>	Modelo 3 <sup>1</sup>	Modelo 4 <sup>2</sup>	Modelo 1 <sup>1a</sup>	Modelo 2 <sup>2</sup>	Modelo 3 <sup>2</sup>	Modelo 4 <sup>1</sup>
Control	1.84***	1.84***	1.84***	1.84***	0.03***	0.29***	0.29***	0.29***
Tratamiento	-0.04	-0.04	0.23***	0.18	-0.09***	-0.01	0.02	0.01
Edad								
10 años	0.28**				0.15***			
20 años		0.47***				0.07***		
30 años			-0.47***				-0.06***	
40 años				-0.29**				-0.03
Coeficiente (R <sup>2</sup> )	0.1649	0.4953	0.451	0.1824	0.1931	0.4677	0.3389	0.0658
F-Fisher (gl <sub>1</sub> =2, gl <sub>2</sub> =37)	3.45**	17.47***	17.49***	4.11**	14.15***	16.26***	9.48***	1.22
White (gl=2)						2.57	5.78*	
Jarque-Bera (gl=2)	4.761*	1.916	5.092*	4.037	5.103*	5.52	3.669	0.471

<sup>a</sup>Variable dependiente expresado en término logarítmico. <sup>1</sup>Estimación de parámetros por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). <sup>2</sup>Estimación de parámetros por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). gl<sub>1</sub>=grado de libertad del numerador, gl<sub>2</sub>=grados de libertad del denominador. gl=grados de libertad. \*\*\*P<0.01, \*\*P<0.05 y \*P<0.10

**Cuadro 8.** Modelos para CICE y BC mediante el uso de los métodos de MCG y MCO.

Variable independiente	CICE				BC			
	Modelo 1 <sup>2</sup>	Modelo 2 <sup>1</sup>	Modelo 3 <sup>2a</sup>	Modelo 4 <sup>2</sup>	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Control	4.85***	4.92***	1.57***	4.84***	42.59***	42.59	42.59***	42.59***
Tratamiento	-0.09	-0.30*	0.01	0.01	2.21	2.52	4.86***	4.04**
Edad								
10 años	0.1			-0.3	4.79***			
20 años		0.70***				3.56**		
30 años			-0.09**				-5.82***	
40 años								-2.53
Coeficiente (R <sup>2</sup> )	0.0098	0.2933	0.123	0.0658	0.2881	0.2045	0.377	0.1534
F-Fisher (gl <sub>1</sub> =2, gl <sub>2</sub> =37)	0.18	9.83***	2.60*	0.2837*	7.49***	4.76**	11.20***	3.35**
White (gl=2)	3.79		4.23	4.11	0.56	2.39	2.81	2.69
Jarque-Bera (gl=2)	0.1992	5.24*	1.208	0.2885	1.893	3.115	0.4725	0.6841

<sup>a</sup>Variable dependiente expresado en término logarítmico. <sup>1</sup>Estimación de parámetros por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). <sup>2</sup>Estimación de parámetros por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). gl<sub>1</sub>=grado de libertad del numerador, gl<sub>2</sub>=grados de libertad del denominador. gl=grados de libertad. \*\*\*P<0.01, \*\*P<0.05 y \*P<0.10

de las pasturas por 10 y 20 años tuvo un efecto positivo sobre el contenido de BC; mientras, que el uso por 30 años tuvo un efecto negativo (-5.82 %) y no se detectó significancia para el caso de pasturas usadas por 40 años. Además, para los Modelos 1, 3 y 4 fue evidente el efecto altamente significativo ( $P<0.01$ ) de la variable control; mientras que para los Modelos 3 y 4 se alcanzó significancia ( $P<0.01$  y  $0.05$ , respectivamente) para la variable tratamiento.

#### Modelos para la variable Saturación de Aluminio (SAI)

Los Modelos 1, 2 y 3 evidenciaron un impacto negativo sobre la SAI ( $P<0.05$ ) como consecuencia del uso de las pasturas por 10 y 20 años (Cuadro 9); mientras que en pasturas usadas por 30 años ese efecto fue positivo, con un valor de 8.94 % ( $P<0.01$ ); en cambio, no se detectó impacto del pastoreo por 40 años (Modelo 4). Además, la variable control mostró un efecto altamente significativo ( $P<0.01$ ) en los cuatro modelos, mientras que solo se detectó significancia ( $P<0.05$ ) para la variable tratamiento en el Modelo 3. Los Modelos 1, 3 y 4, fueron estimados por MCG, mientras, para el Modelo 2 por MCO. El Modelo 3, tuvo una mayor relevancia global ( $P<0.01$ ) con respecto a los demás modelos según la prueba de F-Fisher; mientras que el Modelo 1 fue significativo al nivel  $P<0.05$ , y el Modelo 2 tendió a alcanzar significancia ( $P<0.10$ ). El Modelo 3 tuvo el valor más alto para el Coeficiente de Determinación ( $R^2$ ), pero este fue de apenas 33.4 %; en cambio para los otros modelos el  $R^2$  fue menor a 15.6 %.

## Discusión

### *Efecto del pastoreo de largo plazo sobre indicadores físicos del suelo*

Los indicadores físicos permiten una evaluación del estado de conservación del suelo ([Cervelati et al. 2011](#); [Nobre 2008](#)), pues la compactación es una expresión de degradación del suelo ([Navarro et al. 2018](#)), ya que la pérdida de esta propiedad física resulta en última instancia en una disminución del rendimiento de los cultivos ([Demuner Molina et al. 2013](#)). El problema de compactación como consecuencia del sobrepastoreo es más evidente en suelos de textura más arcillosas ([Cervelati et al. 2011](#)). La compactación se manifiesta como un aumento en la densidad del suelo y en la resistencia a la penetración, debido a que se reduce el espacio poroso total, la macroporosidad y las propiedades hidráulicas que posee el suelo. Todo esto resulta en una menor capacidad para la infiltración de agua y un aumento en la susceptibilidad a la erosión ([Muller et al. 2001](#)), lo cual redundará en una reducción importante del rendimiento de las pasturas ([Costa et al. 2009](#)).

La textura de todas las áreas evaluadas en este estudio fue franco-arenosa (Cuadro 2), y pese a que estos suelos tienen menos de 20 % de arcilla, evidenciaron algún grado de compactación que se incrementó con los años de uso bajo pastoreo, pero posiblemente habría sido mayor si los suelos fuesen arcillosos ([Navarro et al. 2018](#); [Cervelati et al. 2011](#); [Costa et al. 2009](#)). El modelamiento (Cuadro 5) evidenció una reducción de la  $R_p$  en los primeros 10

**Cuadro 9.** Modelos para el contenido de SAI mediante el uso de los métodos de MCG y MCO.

Variable independiente	Modelo 1 <sup>1</sup>	Modelo 2 <sup>1</sup>	Modelo 3 <sup>1</sup>	Modelo 4 <sup>1</sup>
Control	43.71***	42.09***	45.18***	44.98***
Tratamiento	0.09	1.54	-5.22**	-4.09
Edad				
10 años	-6.39**			
20 años		-5.85**		
30 años			8.94***	
40 años				3.76
Coeficiente de determinación	0.1564	0.1306	0.3336	0.0768
Prueba F-Fisher ( $gl_1=2, gl_2=37$ )	3.49**	2.78*	10.70***	1.69
Prueba de White ( $gl=2$ )		4.99*		
Prueba de Jarque-Bera ( $gl=2$ )	4.3590	5.216*	2.0100	2.8610

<sup>1</sup>Estimación de los parámetros por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). <sup>2</sup>Estimación de los parámetros por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).  $gl_1$ =grado de libertad del numerador,  $gl_2$ =grados de libertad del denominador.  $gl$ =grados de libertad. \*\*\* $P<0.01$ , \*\* $P<0.05$  y \* $P<0.10$

años (-0.59 kg/cm<sup>2</sup>); pero luego se observaron valores positivos (+0.82 kg/cm<sup>2</sup>) en pasturas con 40 años de uso. Estos resultados se pueden explicar por: a) la presión de pastoreo alta, al mantener un número grande de animales por encima de la capacidad de soporte de las pasturas (Kavana et al. 2021; Sánchez 2019) y b) por el efecto del pisoteo de los animales en potreros establecidos en suelos que mantienen humedad (Costa et al. 2009). Esto último explicaría la compactación registrada, ya que en el área donde se desarrolló el estudio se presentan medias de precipitación anual de 3,400 mm. Un comportamiento similar ha sido reportado para condiciones similares por otros autores (Flores et al. 2007; Sarmento et al. 2008; Costa et al. 2009; Cervelati et al. 2011; Colmán et al. 2018; Navarro et al. 2018; Sánchez 2019; Kavana et al. 2021).

### *Indicadores químicos*

La mayoría de los indicadores químicos evaluados presentaron diferencias ( $P < 0.01$ ) debidas a los tratamientos, excepto en el caso del pH y el contenido de Al<sup>3+</sup> del suelo. Los suelos eran fuertemente ácidos (pH < 5); típicos de regiones con alta precipitación donde ocurre lavado de bases (Sagarpa 2012); las concentraciones de Al<sup>3+</sup> fueron altas y no se detectaron diferencias atribuibles a los años de uso bajo pastoreo. Lo que sí se espera es que en estos suelos con bajo pH se presenten deficiencias de nutrientes tales como K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup> y Mg<sup>2+</sup>, pues su absorción se ve limitada en suelos ácidos (Rivera et al. 2018; Rosas-Patiño et al. 2017).

Además, la alta pluviometría y la textura franco-arenosa de los suelos evaluados pueden explicar los niveles de pH obtenidos, ya que según Sagarpa (2012) los suelos arenosos son químicamente inertes y carecen de propiedades coloidales, y es posible que los altos contenidos de arena (54.25 a 57.38 %) encontrados en los suelos donde se realizaron las evaluaciones puedan haber influido en esos resultados. Por otro lado, si bien no se detectó cambios en el pH del suelo, incluso en potreros sometidos hasta por 40 años a un manejo de pastoreo no racional, los niveles de estos no fueron diferentes a los encontrados en el bosque secundario, lo cual parecería contradecir los reportes de Navarro et al. (2018), Kavana et al. (2021) y Ordoñez et al. (2022), pero en esos estudios las comparaciones se hicieron sobre los cambios en el pH al transformar el bosque a diferentes sistemas de uso del suelo, incluyendo las pasturas.

El contenido de materia orgánica (MO) en el suelo presentó diferencias en función de los tratamientos, pero sin ninguna tendencia clara respecto al efecto de los años

de uso bajo pastoreo. Los contenidos de MO encontrados en los suelos de este estudio corresponden según Sagarpa (2012) a niveles que van entre medio y alto. La materia orgánica en el suelo se considera es la base de la fertilidad y tiene influencia directa sobre los indicadores físicos y químicos, particularmente sobre la formación de agregados estables y la disponibilidad de los principales macronutrientes nitrógeno, fósforo y azufre (Neto et al. 2018; Demuner Molina et al. 2013). Además, el contenido de MO en el suelo contribuye a mejorar las condiciones de aireación, retención de humedad, prevención de la erosión y la capacidad amortiguadora ante el pisoteo de los animales (Sagarpa 2012).

El modelamiento mostró impactos sobre el contenido de MO en áreas de pasturas con 20 y 30 años de uso; mientras, en áreas de 10 y 40 años no se encontró evidencia de dichos efectos. Cabe anotar que en este estudio no se consideró un área de bosque primario como control, sino que el comparador fue un bosque secundario, posiblemente producto de la regeneración en áreas que se habían abandonado luego de estar manejadas con cultivos anuales o pasturas.

En estudios donde el control ha sido el bosque primario sí se ha observado que la transformación de este para establecer pasturas impacta negativamente el contenido de MO en los primeros años, pero luego tiende a recuperarse y e incluso mejoran los niveles de MO con el tiempo (Santos et al. 2012; Llerme et al. 2013; Borges et al. 2015; Navarro et al. 2018). Esto ocurre porque el sistema radicular de las gramíneas que son los componentes mayoritarios de las pasturas, es capaz de explorar un mayor volumen de suelo en comparación a los cultivos anuales, y de esa manera contribuye a elevar el contenido de carbono orgánico del suelo.

Los niveles muy bajos a bajos de Ca<sup>2+</sup> y muy bajos en Mg<sup>2+</sup>, como los observados en este estudio, se consideran normales para suelos ácidos (Havlin et al. 1999) y es común encontrar deficiencias de ambos elementos y niveles altos en aluminio (Bohn et al. 1993) en suelos como los del área en estudio, por la relación sinérgica que existe entre estos y otros cationes de la solución suelo (Navarro y Navarro 2003). En suelos ácidos, con alto contenido de arena, fuertemente lixiviados y con baja CIC, como los encontrados en las áreas evaluadas, suele presentarse mayores deficiencias de Ca<sup>2+</sup> y Mg<sup>2+</sup> (Havlin et al. 1999; Bohn et al. 1993). El modelamiento mostró impacto positivo de los primeros 20 años de manejo bajo pastoreo sobre los contenidos de Ca<sup>2+</sup> y Mg<sup>2+</sup>; pero este se hizo negativo en los potreros con 30 y 40 años de uso.

En general, los resultados evidencian una tendencia de disminución y deficiencias de estos cationes con el tiempo, lo cual contrasta con los resultados obtenidos por Neto et al. (2018), quienes reportaron valores relativamente más bajos de bases  $\text{Ca}^{2+}$ ,  $\text{Mg}^{2+}$ ,  $\text{Na}^+$  y  $\text{K}^+$  en estratos 0.00–0.05 m y 0.05–0.10 m, al comparar las áreas bajo cobertura de bosques y pastizales. También, Kavana et al. (2021) encontraron niveles bajos y diferencias en el contenido de  $\text{Ca}^{2+}$  para diferentes tipos de uso del suelo, y concluyeron que independiente de las condiciones climáticas, la biomasa residual está determinada por la intensidad del pastoreo y las concentraciones de  $\text{Ca}^{2+}$  en el suelo. Desgraciadamente, en este estudio no se evaluó la biomasa residual que dejaban los animales después del pastoreo.

La CIC en las diferentes áreas experimentales presentó niveles entre muy bajos a bajos. Se reconoce que la CIC está influenciada por el pH, la cantidad y tipo de arcilla y la cantidad de moléculas orgánicas (Pérez et al. 2017; Sagarpa 2012). Suelos con baja CIC poseen una pobre capacidad de retención de cationes, como es el caso de los suelos arenosos o con bajos niveles de MO, por lo que se considera esta es la propiedad química responsable en gran medida de la fertilidad de los suelos y la producción agrícola (Bueno Buelvas y Fernández Lizarazo 2019).

Las áreas evaluadas eran de textura franco-arenosa y con alta pluviometría, por lo que no sorprende que se encontraran bajos niveles de CIC, de bases cambiables (BC) y altos niveles de acidez cambiante (AC). Pero, al tener niveles medios y altos de MO, como ocurre en muchas áreas de pasturas, es probable que este haya sido el responsable de sostener la CIC y la fertilidad de dichos suelos. Trabajos previos revelan diferencias para este indicador (Kavana et al. 2021; Navarro et al. 2018) cuando se comparan áreas bajo pasturas *versus* otros tipos de uso del suelo.

El aluminio no presentó diferencias debidas al tipo de uso del suelo, y los niveles encontrados se consideran tóxicos para muchas especies de plantas (Carreño y Chaparro-Giraldo 2013; Lisboa et al. 2021), pero no es el caso de pastos como la *Urochloa brizantha* (Rao et al. 2016) que fue la especie presente en las pasturas evaluadas en este estudio. El aluminio está relacionado directamente con la acidez cambiante (AC) y la saturación de aluminio (SAI) muestran diferencias debidas a los años de uso, presentando el valor más alto en las pasturas que habían sido utilizadas por 40 años.

Los altos niveles de  $\text{Al}^{3+}$  encontrados pueden explicarse por las altas precipitaciones que ocurren en la zona donde se desarrolló el estudio, las cuales pueden originar procesos intensos de alteración química

y lavado de bases que favorecen su solubilidad (May 2015). Además, bajo condiciones de suelos ácidos ( $\text{pH} < 5$ ), la concentración de  $\text{Al}^{3+}$  en la solución es alta y es fuertemente retenida en la superficie de los coloides minerales, disminuyendo la CIC del suelo (Bohn et al. 1993). Estas condiciones influyeron en la baja disponibilidad de algunos nutrientes tales como  $\text{Ca}^{2+}$ ,  $\text{Mg}^{2+}$ ,  $\text{K}^{2+}$  y P (Rivera et al. 2018), tal como se observó en las áreas de pasturas evaluadas. Finalmente, Lisboa et al. (2021) advierte que las células epidérmicas, el desarrollo de los brotes y los tejidos foliares de algunas especies e híbridos de *Urochloa* se pueden ver afectados por concentraciones altas de  $\text{Al}^{3+}$ .

#### *Comentarios finales sobre el manejo de pasturas en la finca donde se realizó el estudio*

La finca Ruiz, donde se realizó este estudio, presenta un manejo tradicional típico de la zona (Sánchez 2019), con tala y quema para el establecimiento de pastos y un manejo de pastoreo rotacional, con 10 a 15 días de ocupación, con pocos potreros, una carga animal promedio baja (1.2 UA/ha) y sin control de la carga en función de los cambios en disponibilidad de pasto que se presentan a lo largo del año (Pezo 2018). Como consecuencia de aplicar ese manejo hasta por un período tan largo como 40 años, ha habido un deterioro en los indicadores físicos y químicos del suelo, tal como se ha evidenciado en otros trabajos (Cervelati et al. 2011; Colmán et al. 2018; Ordoñez et al. 2022). Para mitigar esos efectos, varios investigadores han sugerido controlar la carga animal para mantener una mejor cobertura de pastos y así contrarrestar el efecto mecánico del pisoteo (Flores et al. 2007; Sarmiento et al. 2008), aplicar fertilización orgánica e inorgánica de las pasturas para mejorar su disponibilidad (Crespo 2009; Salazar 2010; Camasca 2011), y al cabo de unos años de uso, implementar labores mecánicas para mejorar la aireación del suelo (Padilla et al. 2009).

#### **Conclusiones**

Las evaluaciones y el modelamiento en general ponen en evidencia que el manejo de pasturas bajo pastoreo rotacional no bien controlado, en 40 años ha generado problemas físicos y químicos que limitan la productividad de las pasturas, lo cual se manifestó en problemas tales como la compactación del suelo (aumento de la Rp), pérdida de bases cambiables (bajos niveles de  $\text{Ca}^{2+}$ ,  $\text{Mg}^{2+}$  y  $\text{K}^+$ ) e incremento de aluminio ( $\text{Al}^{3+}$ ).

Frente a los cambios producidos en el suelo por el manejo de pastoreo aplicado, se sugiere evaluar algunas estrategias de rehabilitación de pasturas degradadas como es la aplicación del arado combinado con fertilización orgánica e inorgánica, para revertir la compactación, mejorar la disponibilidad de bases cambiables y reducir la disponibilidad del  $Al^{3+}$ .

## Referencias

(Nota de los editores: Enlaces verificados el 24 de mayo de 2023).

- Bazán R. 2017. Manual de procedimientos de los análisis de suelos y agua con fines de riego. Instituto Nacional de Innovación Agraria (INIA), Lima, Perú. 89 p. [bit.ly/3MWgpEj](https://doi.org/10.1590/S0100-06832009000200001)
- Betancourt H; Pezo DA; Cruz J; Beer J. 2007. Impacto Bioeconómico de la degradación de pasturas en fincas de doble propósito en El Chal, Petén, Guatemala. *Revista Pastos y Forrajes* 30(1): 169–175. [bit.ly/43nLeXW](https://doi.org/10.1590/S0100-06832007000400017)
- Bohn HL; McNeal BL; O'Connor GA. 1993. Química del suelo. Editorial Limusa. 1º Edición. México. 363 p.
- Borges CS; Ribeiro BT; Wendling B; Cabral DA. 2015. Agregação do solo, carbono orgânico e emissão de  $CO_2$  em áreas sob diferentes usos no Cerrado, região do Triângulo Mineiro. *Revista Ambiente & Água* 10(3):660–675. doi: [10.4136/ambi-agua.1573](https://doi.org/10.4136/ambi-agua.1573)
- Bueno Buelvas R; Fernández Lizarazo JC. 2019. La capacidad de intercambio catiónico del suelo: una bóveda de nutrición clave en la producción de alimentos. *Ámbito Investigativo* 4(1):6–12. [bit.ly/429XNoN](https://doi.org/10.1590/S0100-06832009000200001)
- Camasca PL. 2011. Efecto de diferentes abonos orgánicos en el establecimiento del *Brachiaria brizantha* Stapf cv. Marandú en la zona de Tingo María. Tesis Ing, Universidad Nacional Agraria de la Selva, Tingo María, Perú. 71 p. [handle.net/20.500.14292/785](https://doi.org/10.1590/S0100-06832007000400017)
- Carreño A; Chaparro-Giraldo A. 2013. Tolerancia al aluminio en especies vegetales: mecanismos y genes. *Universitas Scientiarum* 18(3):283–310. doi: [10.11144/Javeriana.SC18-3.taev](https://doi.org/10.11144/Javeriana.SC18-3.taev)
- Cervelati KF; Neto ELS; Neto EL; Sadayuki E; Silva MR; Pierangeli MAP. 2011. Efeito de diferentes sistemas de pastejo em atributos físicos do solo. *Pubvet* 5(22):1142. doi: [10.22256/pubvet.v5n22.1142](https://doi.org/10.22256/pubvet.v5n22.1142)
- Colmán PJ; Genú AM; Lustosa SBC; Pott CA. 2018. Propiedades físicas de suelos en pasturas de *Urochloa brizantha* cv. Marandú en el distrito de Jasy Cañy, Paraguay. *Acta Agronómica* 67(1):414–419. doi: [10.15446/acag.v67n3.68923](https://doi.org/10.15446/acag.v67n3.68923)
- Crespo G. 2009. Recuperación de la fertilidad del suelo en áreas ganaderas degradadas. *Revista Cubana de Ciencia Agrícola*, 43(4):355–360. [bit.ly/3OEbUzq](https://doi.org/10.1590/S0100-06832009000200001)
- Costa A da; Albuquerque JA; Mafra AL; Silva FR da. 2009. Propriedades físicas do solo em sistemas de manejo na integração agricultura-pecuária. *Revista Brasileira de Ciência do Solo* 33(2):235–244. doi: [10.1590/S0100-06832009000200001](https://doi.org/10.1590/S0100-06832009000200001)
- Demuner Molina G; Cadena Zapata M; Campos SG. 2013. Resistencia a la penetración en un suelo franco arcilloso a dos años de manejo con tres sistemas de labranza. *Revista Ciencias Técnicas Agropecuarias*, 22(5):68–71. doi: [bit.ly/3Mrqk3a](https://doi.org/10.1590/S0100-06832009000200001)
- Escalante MÁ. 2015. Estado de degradación de las pasturas de la asociación de ganaderos de Aucayacu-La Morada. Tesis Ing., Universidad Nacional Agraria de la Selva, Tingo María, Perú. 46 p. [handle.net/20.500.14292/1313](https://doi.org/10.1590/S0100-06832007000400017)
- Flores JPC; Anghinoni I; Cassol LC; Carvalho PCF; Leite JGB; Fraga TI. 2007. Atributos físicos do solo e rendimento de soja em sistema plantio direto em integração lavoura-pecuária com diferentes pressões de pastejo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo* 31(4):771–780. doi: [10.1590/S0100-06832007000400017](https://doi.org/10.1590/S0100-06832007000400017)
- Gujarati DN; Porter DC. 2010. *Econometría*. Editorial: McGraw-Hill Interamericana. 5ta ed. México D.F. 914 p. ISBN: 978-607-15-0294-0
- Havlin JL; Beaton JD; Tisdale SL; Nelson WL. 1999. *Soil fertility and fertilizers; an introduction to nutrient management*. 6ta ed. Prentice Hall, Upper Saddle River. USA. 499 p.
- Kavana PY; Mtengeti EJ; Sangeda A; Mahonge C; Fyumagwa R; Bukombe J. 2021. ¿Cómo afectan actividades agropastoriles el forraje y las características del suelo en Serengeti occidental, Tanzania?. *Tropical Grasslands-Forrajes Tropicales* 9(1):120–133. (En inglés). doi: [10.17138/tgft\(9\)120-133](https://doi.org/10.17138/tgft(9)120-133)
- Lisboa LAM; Dias GHO; Sacco HAA; Padovan JVR; Rodrigues GB; Ribeiro KB; Silva GG da; Cardoso AS; Pereira LB; Figueiredo PAM de. 2021. Cambios en el crecimiento y en las ultraestructuras de tejidos radiculares y foliares de *Urochloa brizantha* cultivado en suelo con niveles tóxicos de aluminio. *Tropical Grasslands-Forrajes Tropicales* 9(1):23–33. (En inglés). doi: [10.17138/tgft\(9\)23-33](https://doi.org/10.17138/tgft(9)23-33)
- Llerme NV; José EC; Junior SGP. 2013. Influence of soil use on organic carbon and humic substances of an Oxisol in tropical systems. En: Xu J, Wu J, He Y, eds. *Functions of natural organic matter in changing environment*. Zhejiang University Press and Springer Science. pp. 401–405. doi: [10.1007/978-94-007-5634-2\\_73](https://doi.org/10.1007/978-94-007-5634-2_73)
- May T. 2015. pH, aluminio y factores ambientales en suelos bajo bosques de la Cordillera Central, República Dominicana. *Revista Geográfica Venezolana* 56(1):59–71. [handle/123456789/40097](https://doi.org/10.1590/S0100-06832007000400017)
- Meyers LS, Gamst GC, Guarino AJ. 2013. *Performing data analysis using IBM SPSS*. John Wiley & Sons, Hoboken, NJ, USA. ISBN: 978-1-118-36357-7.
- MIDAGRI (Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego). 2021. Perfil productivo y competitivo de las principales especies y productos pecuarios. Perú. [bit.ly/3MGO042](https://doi.org/10.1590/S0100-06832009000200001). (Consultado febrero 2023).

- Muller MML; Guimarães MF; Desjardins T; Martins PFS. 2001. Degradação de pastagens na Região Amazônica: propriedades físicas do solo e crescimento de raízes. *Pesquisa Agropecuária Brasileira* 36(11):1409–1418. doi: [10.1590/S0100-204X2001001100012](https://doi.org/10.1590/S0100-204X2001001100012)
- Navarro S; Navarro G. 2003. *Química agrícola. El suelo y los elementos químicos esenciales para la vida vegetal*. 2da ed. Ediciones Mundi–Prensa, Madrid. 487p.
- Navarro L; Florida N; Navarro M. 2018. Sustancias húmicas y agregación en oxisol (Rhodic Eutrudox) con pasto *brachiaria* y otros sistemas de uso. *Livestock Research for Rural Development* 30(8):137. [bit.ly/3Wok8HD](https://bit.ly/3Wok8HD)
- Neto FVC; Pereira MG; Leles PSS; Abel ELS. 2018. Atributos químicos e físicos do solo em áreas sob diferentes coberturas florestais e pastagem em Além Paraíba-MG. *Ciência Florestal* 28(1):13–24. doi: [10.5902/1980509831569](https://doi.org/10.5902/1980509831569)
- Nobre NAO. 2008. Avaliação dos atributos físicos do solo em três sistemas de uso e seus impactos na bacia hidrográfica do Rio Carapá em Colíder-MT. Tesis Mag. Sc, Universidade do Estado de Mato Grosso, Mato Grosso, Brasil. [bit.ly/3Mz3BCy](https://bit.ly/3Mz3BCy)
- Ordoñez MC; Galicia L; Casanova JF. 2022. Evaluación del cambio de uso del suelo sobre un andosol mediante indicadores fisicoquímicos y biológicos. *Tropical Grasslands-Forrajeras Tropicales* 10(1):52–62. (En inglés). doi: [10.17138/tgft\(10\)52-62](https://doi.org/10.17138/tgft(10)52-62)
- Padilla C; Crespo G; Sardiñas Y. 2009. Degradación y recuperación de pastizales. *Revista Cubana de Ciencia Agrícola* 43(4):351–354. [bit.ly/43ofBO3](https://bit.ly/43ofBO3)
- Pérez A; Galvis A; Bugarín R; Hernández TM; Vázquez MA; Rodríguez A. 2017. Capacidad de intercambio catiónico: descripción del método de la tiourea de plata (AgTU+ n). *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*. 8(1):171–177. doi: [10.29312/remexca.v8i1.80](https://doi.org/10.29312/remexca.v8i1.80)
- Pezo DA. 2018. Establecimiento y manejo de sistemas intensivos de pastoreo racional. Serie Técnica, Informe Técnico no. 96. CATIE, Turrialba, Costa Rica. 56 p. [bit.ly/436UBeY](https://bit.ly/436UBeY)
- Pulgar J. 2014. Las ocho regiones naturales del Perú. *Terra Brasilis (Nova Série)* 3:1–20. doi: [10.4000/terrabrasilis.1027](https://doi.org/10.4000/terrabrasilis.1027)
- Rao IM; Miles JW; Beebe SE; Horst WJ. 2016. Root adaptations to soils with low fertility and aluminium toxicity. *Annals of Botany* 118(4):593–605. doi: [10.1093/aob/mcw073](https://doi.org/10.1093/aob/mcw073)
- Rivera E; Sánchez M; Domínguez H. 2018. pH como factor de crecimiento en plantas. *Revista de Iniciación Científica* 4(Esp 2):101–105. doi: [10.33412/rev-ric.v4.0.1829](https://doi.org/10.33412/rev-ric.v4.0.1829)
- Rosas-Patiño G; Puentes-Páramo YJ; Menjivar-Flores JC. 2017. Relación entre el pH y la disponibilidad de nutrientes para cacao en un entisol de la Amazonia colombiana. *Revista Ciencia y Tecnología Agropecuaria* 18(3):529–541. doi: [10.21930/rcta.vol18\\_num3\\_art:742](https://doi.org/10.21930/rcta.vol18_num3_art:742)
- SAGARPA (Secretaría de Agricultura, Ganadería y Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación). 2012. Subíndice de Uso Sustentable del Suelo–Metodología de Cálculo. FAO y SAGARPA México.
- Salazar FV. 2010. Efecto de la fertilización orgánica en el establecimiento del pasto *Brachiaria brizantha* (Richard) Stapf cv Marandú en Supte San Jorge - Tingo María. Tesis Ing., Universidad Nacional Agraria de la Selva, Tingo María, Perú. 66 p. [handle.net/20.500.14292/416](https://handle.net/20.500.14292/416)
- Sánchez JM. 2019. Caracterización de los sistemas de producción de vacunos para el desarrollo ganadero en el distrito de Oxapampa – Pasco. Tesis Mag. Sc. Universidad Nacional Agraria La Molina, Lima, Perú. 109 p. [handle.net/20.500.12996/3814](https://handle.net/20.500.12996/3814)
- Santos DC dos; Lima CLR de; Pillon CN; Alba JMF; Rosa CM da; Farias MO. 2012. Distribución de la materia orgánica en clases de agregados en un latosol arcilloso rojo bajo forestación y pastizal. *Agrociencia*. 46(3):231–241. [bit.ly/436SLL8](https://bit.ly/436SLL8)
- Sarmiento P; Rodrigues LRA; Cruz MCP da; Lugão SMB; Campos FP de; Centurion JF; Ferreira ME. 2008. Atributos químicos e físicos de um Argissolo cultivado com *Panicum maximum* Jacq. cv. IPR-86 Milênio, sob lotação rotacionada e adubado com nitrogênio. *Revista Brasileira de Ciência do Solo* 32(1):183–193. doi: [10.1590/S0100-06832008000100018](https://doi.org/10.1590/S0100-06832008000100018)
- Sharrow SH. 2007. Soil compaction by grazing livestock in silvopastures as evidenced by changes in soil physical properties. *Agroforestry Systems* 71(3):215–223. doi: [10.1007/s10457-007-9083-4](https://doi.org/10.1007/s10457-007-9083-4)

(Recibido para publicación 19 de mayo 2022 aceptado 21 de mayo 2023; publicado 31 de mayo 2023)

© 2023



*Tropical Grasslands-Forrajeras Tropicales* es una revista de acceso abierto publicada por el *Centro Internacional de Agricultura Tropical (CIAT)*, en asociación con el *Instituto de Recursos Genéticos de Cultivos Tropicales* de la *Academia China de Ciencias Agrícolas Tropicales (TCGRI-CATAS)*. Este trabajo está bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0).