

Rio Branco, AC / Janeiro, 2026

OBJETIVOS DE DESENVOLVIMENTO SUSTENTÁVEL



## Impacto da degradação das pastagens na capacidade de suporte de fazendas de gado de corte no Acre

Carlos Mauricio Soares de Andrade<sup>(1)</sup>, Vitor Hugo Maués Macedo<sup>(2)</sup>, Eufnan Ferreira do Amaral<sup>(1)</sup> e Ruan César Koczinski dos Reis<sup>(3)</sup>

<sup>(1)</sup> Pesquisador, Embrapa Acre, Rio Branco, AC. <sup>(2)</sup> Professor, Universidade Estadual do Vale do Acaraú, Sobral, CE. <sup>(3)</sup> Técnico em gestão pública, Prefeitura Municipal de Rio Branco, Rio Branco, AC.

**Resumo** – As pastagens extensivas são a principal forma de uso das terras agrícolas no Brasil e pelo menos metade dessa área está sofrendo algum grau de degradação. Os critérios de classificação da condição de pastagens extensivas são geralmente empíricos e baseados apenas em indicadores visuais, sem informar o impacto da degradação na produtividade da pastagem. Este estudo avaliou um novo método para estimar a capacidade de suporte de propriedades com pastagens extensivas apresentando diferentes níveis de degradação, com o objetivo de gerar critérios de classificação para pastagens no Acre. Treze pequenas propriedades que criam gado de corte em pastagens extensivas foram selecionadas. A condição do pasto (altura do dossel, porcentagem de falhas no dossel e solo descoberto) e a composição botânica de cada piquete nessas fazendas foram avaliadas nas estações chuvosa e seca. Um escore de altura do dossel foi calculado para cada fazenda, dividindo-se a altura média pela meta de altura do dossel. A capacidade de suporte da fazenda foi estimada multiplicando-se a taxa de lotação pelo escore de altura do dossel em cada estação do ano. Modelos de regressão linear simples e múltipla foram ajustados para verificar a associação entre a capacidade de suporte e os indicadores visuais de degradação do pasto. A porcentagem de solo descoberto foi um indicador visual ruim da degradação do pasto nas condições do Acre. Foram encontradas relações lineares negativas bem ajustadas entre a capacidade de suporte e a porcentagem de falhas no dossel ou a porcentagem de plantas daninhas, nas duas épocas, permitindo a proposição de novos critérios de classificação para pastagens extensivas em quatro classes. Este estudo quantificou o impacto da degradação na capacidade de suporte das pastagens pela primeira vez na América Latina.

**Termos para indexação:** classes de condição da pastagem, falhas no dossel, metas de pastejo, plantas daninhas, solo descoberto, taxas de lotação.

## Impact of pasture degradation on the carrying capacity of beef cattle farms in Acre

**Abstract** – Extensive sown pastures are the main agricultural land use in Brazil and at least half of this area is now suffering some degree of

**Embrapa Acre**  
Rodovia BR-364, km 14, sentido  
Rio Branco/Porto Velho  
Caixa Postal 321  
69900-970 Rio Branco, AC  
www.embrapa.br/acre  
www.embrapa.br/fale-conosco/sac

Comitê Local de Publicações  
Presidente  
*Elias Melo de Miranda*  
Secretária-executiva  
*Claudia Carvalho Sena*

Membros  
*Carlos Mauricio Soares de Andrade,*  
*Celso Luis Bergo, Evandro Orfanó*  
*Figueiredo, Rivaldalve Coelho*  
*Gonçalves, Rodrigo Souza Santos,*  
*Romeu de Carvalho Andrade Neto,*  
*Tadário Kamel de Oliveira,*  
*Tatiana de Campos e*  
*Virgínia de Souza Álvares*

Edição executiva  
e revisão de texto  
*Claudia Carvalho Sena e*  
*Suely Moreira de Melo*

Normalização bibliográfica  
*Renata do Carmo França Seabra*  
(CRB-11/1044)

Projeto gráfico  
*Leandro Sousa Fazio*

Diagramação  
*Francisco Carlos da Rocha Gomes*

Publicação digital: PDF

Todos os direitos reservados à Embrapa.

degradation. Classification criteria for extensive pasture condition are generally empirical and based only on visual indicators, without informing the impact of degradation on pasture productivity. This study evaluated a new method to estimate the carrying capacity of farms with different levels of pasture degradation with the aim of generating classification criteria for extensive pastures in Acre, northern Brazil. Thirteen small-scale farms raising beef cattle in extensive pastures were selected. Pasture condition (canopy height, percentage of canopy gaps and bare soil) and botanical composition of every paddock in these farms were evaluated in wet and dry seasons. A canopy height score was calculated for each farm by dividing the average canopy height by the canopy height target. Farm-level carrying capacity was estimated by multiplying the stocking rate by the canopy height score in each season. Simple and multiple linear regression models were fitted to verify the association between carrying capacity and visual indicators of pasture degradation. Percentage of bare soil was a poor visual indicator of pasture degradation in Acre. Well-fitted negative linear relationships between carrying capacity and percentage of canopy gaps or percentage of weeds were found in both seasons, allowing the proposal of new classification criteria for extensive pasture condition with four classes. This study quantified the impact of degradation on pasture carrying capacity for the first time in Latin America.

**Index terms:** bare soil, canopy gaps, grazing targets, pasture condition classes, stocking rates, weeds.

## Introdução

Apesar dos grandes investimentos em pesquisas para desenvolver sistemas de produção intensificados nas últimas quatro décadas (Pereira et al., 2024), cerca de 85,0% das fazendas de gado de corte no Brasil continuam utilizando sistemas *pastoris* extensivos (Latawiec et al., 2017), manejados sem adubação do solo, sem o uso de leguminosas para fixação biológica de nitrogênio (FBN), sem irrigação e nem integração com a agricultura. Pastagens extensivas são a principal fonte de alimentação dos rebanhos bovinos, em especial nas fazendas que se dedicam à pecuária de cria. Estudos que simularam o déficit de produtividade das pastagens brasileiras mostraram que a taxa de lotação atual representa cerca de um terço de sua capacidade de suporte (CS) potencial (Strassburg et al., 2014) ou 55,0% da CS atingível no Brasil Central (Santos et al., 2024a).

Parte das pastagens extensivas no Brasil vem sofrendo com o processo de degradação. Estimativas obtidas por imagens de satélite usando índice de vegetação por diferença normalizada (NDVI) mostram 38,2% das pastagens brasileiras sem sinais de degradação, 40,6% com sinais de degradação leve a moderada e 21,2% com degradação severa, no ano de 2022 (Atlas [...], 2024). A degradação das pastagens no Brasil é geralmente causada por uma combinação de estresses bióticos e abióticos, deficiências nutricionais no solo e superpastejo (Dias-Filho, 2011). Na maioria dos casos, envolve a diminuição do estande de plantas forrageiras e invasão por plantas daninhas, reduzindo a CS e aumentando os custos com recuperação ou renovação de pastagens. Esse processo de degradação do pasto tem sido chamado de “degradação agrônômica” por Dias-Filho (2011) para diferenciá-lo de casos mais extremos em que processos de degradação do solo estão presentes (degradação biológica).

Para enfrentar esse problema, em 2023, o governo brasileiro estabeleceu o Programa Nacional de Conversão de Pastagens Degradadas em Sistemas de Produção Agropecuários e Florestais Sustentáveis (PNCPD). Para implementar esse programa, devem ser desenvolvidos indicadores padronizados de degradação e recuperação de pastagens que possam ser utilizados nos seis biomas do Brasil (Santos et al., 2024b). Os sistemas de classificação de pastagens existentes na América Latina, normalmente, diferenciam pastagens produtivas e improdutivas com níveis crescentes de degradação (Barcellos, 1986; Spain; Gualdrón, 1991; Dias-Filho; Andrade, 2006; Dias-Filho, 2011). No entanto, a maioria usa critérios de classificação empíricos e baseados apenas em indicadores visuais, sem informações sobre a produtividade das diferentes classes de condição da pastagem.

A CS é um dos indicadores de produtividade da pastagem mais utilizados. Sua definição por Allen et al. (2011) é “a taxa de lotação máxima que atingirá uma meta de desempenho animal, em um sistema de pastejo específico, que pode ser aplicado por um tempo definido sem deterioração da pastagem”. Na prática, em experimentos de pastejo, as CS anual e sazonal são calculadas como as taxas de lotação que resultam em desempenho adequado tanto do pasto quanto dos animais (por exemplo, Sollenberger et al., 1988; Andrade et al., 2006). Em pastagens naturais ou extensivas, a CS de referência, que descreve a CS de longo prazo em uma determinada região (Allen et al., 2011), é normalmente calculada como a média das taxas de lotação usadas por fazendas

com manejo do pastejo adequado (propriedades de referência) (O'Reagain; Scanlan, 2013; Stone et al., 2021; Zhang et al., 2021). No entanto, estudos quantificando o impacto da degradação da pastagem em sua CS não foram encontrados na literatura. Simular, experimentalmente, níveis distintos de degradação de pastagem não é simples, assim como não há métodos conhecidos para calcular a CS anual ou sazonal de pastagens degradadas em fazendas comerciais. Em função disso, o impacto da degradação na produtividade das pastagens tem sido inferido por métodos baseados na percepção subjetiva de pecuaristas, técnicos e pesquisadores (por exemplo, Holmann et al., 2004).

Neste estudo, foi avaliado um novo método para estimar a CS de fazendas com diferentes níveis de degradação de pastagens, com o objetivo de gerar critérios de classificação para pastagens extensivas no Acre. O método é baseado na relação inversamente proporcional entre a altura do pasto e a taxa de lotação (Hodgson, 1990) e usa dados obtidos em fazendas comerciais para estimar a CS.

Esta publicação representa mais uma contribuição da Embrapa para o cumprimento da meta 2.4, que prevê até 2030 garantir sistemas sustentáveis de produção de alimentos e implementar práticas agrícolas resilientes, que aumentem a produtividade e a produção, que ajudem a manter os ecossistemas, que fortaleçam a capacidade de adaptação às mudanças climáticas, às condições meteorológicas extremas, secas, inundações e outros desastres, e que melhorem progressivamente a qualidade da terra e do solo, do Objetivo de Desenvolvimento Sustentável 2, que tem como finalidade acabar com a fome, alcançar a segurança alimentar e melhoria da nutrição e promover a agricultura sustentável. Os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) são uma coleção de 17 metas globais estabelecidas pela Assembleia Geral das Nações Unidas e contam com o apoio da Embrapa para que sejam atingidas.

## Material e métodos

### Seleção das fazendas

As propriedades foram selecionadas a partir do banco de dados de um estudo realizado no Acre, entre setembro de 2022 e junho de 2023, sendo entrevistados 246 pecuaristas de cria sobre todos os aspectos do sistema de produção, incluindo a condição de degradação de suas pastagens (Andrade et al., 2024; Macedo et al., 2024).

Neste estudo, foram filtradas fazendas com áreas de pastagem inferiores a 120,0 ha e localizadas em um raio de até 60,0 km de Rio Branco para facilitar a logística de coleta de dados de campo. Após essa filtragem, foram selecionadas fazendas com indicativos de níveis avançados, moderados e leves de degradação da pastagem, localizadas em diferentes classes de solos representativas do Vale do Acre. Foram selecionadas 13 fazendas que atenderam a todos os critérios e concordaram em participar da pesquisa. A área total de pastagem por fazenda variou de 34,3 a 108,3 ha (média de 65,1 ha). Um total de quatro a oito piquetes estava disponível por fazenda. O tamanho médio dos piquetes por fazenda variou de 4,3 a 21,6 ha (média de 11,6 ha). Todas as fazendas criam gado de corte em sistemas pastoris extensivos, suplementados apenas com misturas minerais, sem o uso de forragens conservadas.

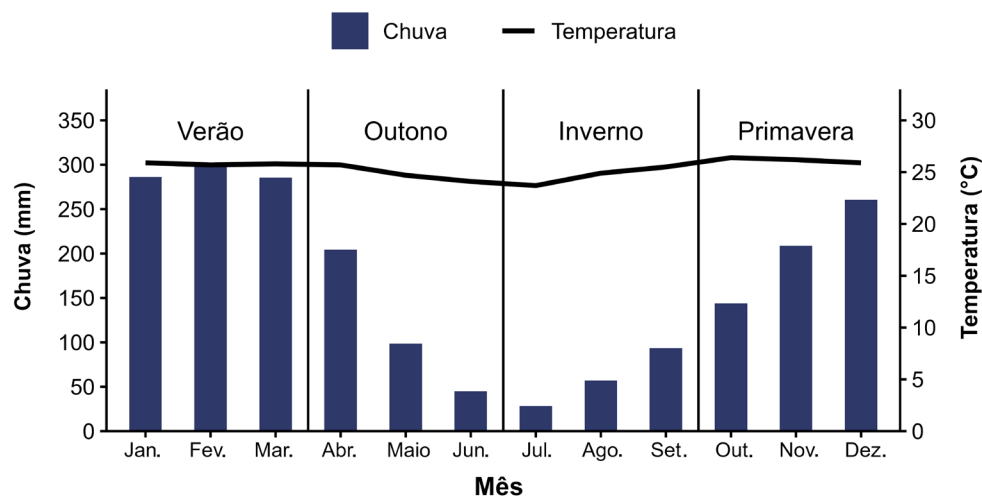
As fazendas estavam distribuídas ao longo das rodovias BR-364, BR-317 e AC-90, com latitudes entre 9°91'S e 10°19'S e longitudes entre 67°46'W e 68°23'W, nos municípios de Rio Branco e Senador Guiomard. O Vale do Acre está localizado no bioma Amazônia e possui clima tropical de monções (Am) de acordo com a classificação de Köppen-Geiger, com precipitação pluviométrica média anual de 2.010 mm, temperatura média de 25,4 °C e umidade relativa média de 85,0% (Instituto Nacional de Meteorologia, 2024). A distribuição das chuvas é sazonal, com estação seca de junho a setembro (Figura 1). A variação interanual das chuvas em Rio Branco é relativamente baixa, com coeficiente de variação de 11,4% (Duarte, 2006).

### Mapeamento das fazendas

As fazendas selecionadas foram mapeadas a partir de imagens de satélite utilizando os softwares Google Earth Pro e QGIS 3.4, com delimitação de suas áreas de pastagem, edificações, áreas de preservação permanente (APPs) e reserva legal (RL). A área efetiva de pastagem em hectares, excluindo corpos d'água e APP, foi calculada para cada piquete e para toda a propriedade. Um mapa foi gerado para auxiliar na coleta de dados de campo em cada fazenda.

### Coleta de dados de campo

Foram realizadas três campanhas de coleta de dados, a primeira em julho de 2023 (estação seca), a segunda entre janeiro e abril de 2024 (estação chuvosa) e a terceira em julho e agosto de 2024 (estação seca). Os 77 piquetes existentes nas 13 fazendas foram avaliados duas vezes, uma em cada estação no ano.



**Figura 1.** Chuva média mensal e temperatura média (1991–2020) em Rio Branco, Acre.

Fonte: Dados do Instituto Nacional de Meteorologia (2024).

A condição do pasto (altura média do dossel, porcentagem de solo descoberto e porcentagem de falhas no dossel) e a composição botânica foram avaliadas dentro de um quadrado metálico com 50,0 cm de lado, em 50 pontos de amostragem sistemática ao longo de quatro a seis transectos cruzando cada piquete em zigue-zague. A distância entre os pontos de amostragem variou de 20 a 50 passos, dependendo do tamanho do piquete (2,4 a 27,8 ha).

A altura do pasto foi medida por meio de uma régua metálica graduada em centímetros e uma folha plástica (Pedreira, 2002). A porcentagem de solo descoberto foi estimada visualmente considerando a área do quadrado sem vegetação ou coberta apenas por restos vegetais mortos (serrapilheira). A porcentagem de falhas no dossel foi estimada visualmente considerando a área sem plantas forrageiras, ou seja, a área de solo descoberto mais a área ocupada por plantas daninhas (Figura 2).



**Figura 2.** Pontos de amostragem estimados visualmente com 60,0% de solo descoberto e 75,0% de falhas no dossel (A) e 0,0% de solo descoberto e 40,0% de falhas no dossel (plantas daninhas cobrindo a parte superior do quadrado) (B).

A composição botânica em cada ponto de amostragem foi avaliada usando o método do peso seco ordenado (*dry-weight-rank*), conforme descrito por Whalley e Hardy (2000), a fim de estimar visualmente a contribuição de cada componente botânico para a biomassa aérea. Foram considerados os seguintes componentes: XA (*Brachiaria brizantha* cultivar Xaraés); MA (*B. brizantha* 'Marandu'); BD (*B. decumbens* 'Basilisk'); BH (*B. humidicola* 'Tully'); BR (*B. ruziziensis* 'Kennedy'); TG (*B. arrecta* – tannergrass); TN (*B. mutica* x *B. arrecta* 'BRS Laguna' – capim-tangola); CN (*Cynodon nlemfuensis* 'BRS Lua'); PM (*Panicum maximum* 'Mombaça' e 'BRS Zuri'); JA (*Hyparrhenia rufa* – capim-jaraguá); AP (*Arachis pintoii*); PU (*Pueraria phaseoloides*); CP (*Calopogonium mucunoides*); LN (leguminosas forrageiras espontâneas); e PD (plantas daninhas). Os componentes botânicos foram então agrupados em gramíneas forrageiras (XA, MA, BD, BH, BR, TG, TN, CN, PM e JA), leguminosas forrageiras (AP, PU, CP e LN) e plantas daninhas.

A condição média do pasto e a composição botânica ao nível de fazenda foram calculadas ponderando os valores médios de cada piquete da fazenda por sua área efetiva de pastagem.

### Metas e escores de altura do pasto

A maioria das fazendas manejava suas pastagens com algum tipo de lotação rotacionada, como é comum na pecuária no Acre (Andrade et al., 2024). Além disso, a maioria dos piquetes apresentava pastos mistos, com duas ou mais gramíneas forrageiras em sua composição botânica. Assim, a meta de altura do pasto para cada piquete foi calculada ponderando sua composição de gramíneas forrageiras e a meta de altura média do pasto (média entre as metas de altura pré e pós-pastejo) recomendada para cada gramínea no Acre (Andrade et al., 2023): XA (35,0 cm); MA (30,0 cm); BD (25,0 cm); BH (20,0 cm); BR (20,0 cm); TG (25,0 cm); TN (25,0 cm); CN (25,0 cm); PM (55,0 cm); e JA (25,0 cm). Algumas metas de altura recomendadas para pastagens extensivas no Acre são ligeiramente superiores às indicadas para pastagens intensivas. Estudos mostram que a adubação nitrogenada afeta as características do dossel e reduz a altura em que ocorre 95,0% de interceptação luminosa (Antunes et al., 2022). A meta de altura do pasto ao nível de fazenda foi calculada ponderando os valores médios de cada piquete na fazenda por sua área efetiva de pastagem.

Para equalizar as diferenças de altura do dossel entre as espécies forrageiras, foi calculado um

escore de altura do pasto ao nível de fazenda como a razão entre a altura média do pasto medida em cada estação do ano e a meta de altura do pasto. Esse escore é um indicador adimensional da intensidade de pastejo usada na fazenda em cada época de avaliação.

### Taxa de lotação e capacidade de suporte

A taxa de lotação atual de cada fazenda foi calculada em cada época de avaliação, em unidade animal por hectare (UA/ha), com base na composição dos rebanhos bovino, bubalino, equino, caprino e ovino, quando presentes, e na área efetiva de pastagem da propriedade. Devido à indisponibilidade de balanças de pesagem em 12 das 13 fazendas, o número de unidades animais foi estimado usando os seguintes fatores de conversão: touro (1,25 UA); boi com mais de 3 anos (1,00 UA); boi de 2 a 3 anos (0,84 UA); garrote de 1 a 2 anos (0,62 UA); bezerro desmamado (0,40 UA); vaca (0,82 UA); novilha de 2 a 3 anos (0,71 UA); novilha de 1 a 2 anos (0,53 UA); bezerra desmamada (0,33 UA); bezerro (a) em aleitamento (0,10 UA); cavalo (0,78 UA); ovino (0,12 UA); e caprino (0,10 UA). Esses fatores de conversão consideraram uma unidade animal equivalente a 450 kg de peso vivo e os pesos médios de bovinos Nelore em pequenas propriedades de cria no Acre.

Hodgson (1990) ilustrou a relação entre a altura do pasto e a taxa de lotação como sendo inversamente proporcional. Essa relação foi derivada dos dados de Bircham (1981) e Bircham e Hodgson (1983) e será demonstrada, posteriormente, na discussão. Como uma proporção equivale à igualdade de duas razões, em um pasto mantido em uma condição relativamente estável, a razão entre a altura média do dossel e a meta de altura do dossel deve ser inversamente proporcional à razão entre a taxa de lotação necessária para manter essa condição de pasto (altura média do dossel) e a CS da pastagem naquele momento.

Usando essa relação, a CS de cada fazenda, em cada estação do ano, foi estimada multiplicando-se a taxa de lotação da fazenda pelo escore de altura do pasto da fazenda naquela estação. A validade das estimativas de CS foi verificada por análise de regressão em relação a outros indicadores biológicos de degradação do pasto.

### Caracterização do solo

Utilizou-se a base pedológica temática do zoneamento ecológico-econômico do estado do Acre (Acre, 2006) na escala de 1:250.000, com a base cartográfica na escala de 1:100.000, associada

aos pontos de coleta de cada propriedade, para definir a classificação pedológica local (Soil Survey Staff, 1999).

Amostras de solo foram coletadas na profundidade de 0,0–10,0 cm para caracterizar os atributos químicos e físicos do solo de cada fazenda. Vinte amostras de solo foram coletadas na maioria dos piquetes usando um trado tipo sonda de aço. Quando pertencentes a áreas de topografia homogênea, alguns pequenos piquetes foram amostrados juntos, de modo que um total de 54 amostras compostas foram coletadas nos 77 piquetes. As amostras foram enviadas ao Laboratório de Solos da Embrapa Acre, onde foram obtidos os teores de pH (em água), Al, Ca e Mg trocáveis em KCl, P e K extraíveis em Mehlich-1, CTC efetiva, CTC total (pH 7,0), saturação por bases (V%), matéria orgânica (MO), areia total, argila e silte, de acordo com a metodologia adaptada de Donagemma et al. (2011). Os atributos médios do solo ao nível de fazenda foram calculados ponderando os valores médios de cada piquete na fazenda por sua área efetiva de pastagem.

Um índice de qualidade do solo (IQS) foi calculado para cada fazenda usando um método proposto por Mendes et al. (2021), com algumas modificações. O IQS foi composto por um índice de armazenamento de nutrientes (IAN) e um índice de disponibilidade de nutrientes (IDN), com pesos iguais (50,0%:50,0%). O IAN foi calculado utilizando como indicadores do tamanho do “reservatório” de nutrientes do solo o teor de matéria orgânica (MO) e a CTC (pH 7,0), com pesos iguais (50,0%:50,0%), conforme proposto por Mendes et al. (2021). O IDN foi calculado utilizando-se os seguintes indicadores, com seus respectivos pesos entre parênteses: P (25,0%) e K (15,0%) extraíveis por Mehlich-1, Ca (15,0%) e Mg (15,0%) trocáveis, soma de bases (15,0%) e saturação por bases (15,0%). Os parâmetros para a padronização dos diferentes escores foram os mesmos utilizados por Mendes et al. (2021).

A água disponível (AD) é um parâmetro físico do solo que prediz sua capacidade de armazenamento hídrico. Uma função de pedotransferência desenvolvida por Teixeira et al. (2021) foi usada para estimar a AD com base na distribuição granulométrica do solo (areia total, silte e argila).

### Análise estatística

Inicialmente, verificou-se a existência de diferença entre as estações seca e chuvosa para as variáveis que representam a condição do pasto e a composição botânica, tanto ao nível de piquete quanto de fazenda, e para a taxa de lotação e CS ao nível de fazenda. Para tanto, foi utilizado o

teste t de Student pareado para as variáveis que tiveram seus dados ajustados à normalidade de acordo com o teste de Shapiro-Wilk. Quando os dados não se ajustaram à normalidade, foi utilizado o teste de postos sinalizados de Wilcoxon.

Os dados dos 77 piquetes foram utilizados para analisar a correlação entre as variáveis que descrevem a condição do pasto (altura média do dossel e porcentagem de plantas daninhas, solo descoberto e falhas no dossel). Como os dados dessas variáveis não se ajustaram à distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk, foi utilizada a correlação de Spearman. Usando dados das 13 fazendas, também foi verificada a correlação entre a CS e as condições do pasto e do solo (falhas no dossel, plantas daninhas, solo descoberto, altura média do dossel, escore de altura do dossel, AD, MO, IAN, IDN e IQS) nas estações seca e chuvosa utilizando-se a correlação de Pearson. Em alguns casos, quando pelo menos uma das variáveis não apresentou distribuição normal, foi utilizada a correlação de Spearman.

Modelos de regressão linear simples foram ajustados para verificar a associação entre plantas daninhas (%) e falhas no dossel (%), com dados de 77 piquetes. Modelos também foram ajustados entre a CS e plantas daninhas (%), falhas no dossel (%) e solo descoberto (%), nas estações seca e chuvosa, com dados de 13 fazendas. Além disso, os dados das 13 fazendas também foram usados para ajustar modelos de regressão linear múltipla nas estações seca e chuvosa. A variável resposta foi a CS e as variáveis explicativas foram a porcentagem de falhas no dossel ou porcentagem de plantas daninhas em combinação com o IQS. As relações entre a altura do dossel e a taxa de lotação (dados de Bircham, 1981) e entre o escore de altura do dossel e o escore da taxa de lotação (dados deste estudo, nas estações seca e chuvosa, e de Bircham, 1981) foram ajustadas a modelos não lineares do tipo potência. Em todos os casos, o ajuste dos resíduos do modelo à normalidade foi verificado pelo teste de Shapiro-Wilk e a homocedasticidade das variâncias pelo teste de Breusch-Pagan. A presença de *outliers* foi verificada por meio da análise dos resíduos estudantilizados do modelo; as observações com valores acima de 3 e abaixo de -3 foram verificadas quanto à necessidade de serem desconsideradas da análise. A diferença entre os solos dos três grupos de fazendas (localizadas ao longo das rodovias BR-317, BR-364 e AC-90) foi verificada por meio do teste F da análise de variância (Anova), após averiguação dos pressupostos de normalidade dos resíduos pelo teste de Shapiro-Wilk e homocedasticidade das variâncias pelo teste de Levene. Apenas para uma

variável resposta (teor de Mg), as variâncias não foram homogêneas; nesse caso, um modelo misto de variância desigual foi ajustado pelo método da máxima verossimilhança restrita. Quando o teste F da Anova foi significativo ( $p < 0,05$ ), aplicou-se um teste *post-hoc* de Tukey ( $p < 0,05$ ).

Em todas as análises, a significância foi declarada com  $p < 0,05$  e as tendências com  $0,05 < p < 0,10$ . Para auxiliar na análise estatística, foram utilizados pacotes computacionais implementados na linguagem R (R Core Team, 2024).

## Resultados e discussão

### Características dos solos estudados

O tipo de solo foi um critério utilizado para a seleção das propriedades, visando assegurar a representatividade dos solos da região. Nas quatro fazendas ao longo da Rodovia BR-317, os solos pertencem às classes Latossolo Vermelho Distrófico típico e Argissolo Amarelo Distrófico. As seis fazendas ao longo da Rodovia BR-364 possuem solos classificados como Argissolo Vermelho-Amarelo Tb Alumínico, Argissolo Vermelho-Amarelo Distrófico e Argissolo Amarelo Distrófico. Já os solos

das três propriedades ao longo da Rodovia AC-90 pertencem às classes Luvisolo Hipocrômico Órtico, Argissolo Vermelho Distrófico plíntico, Argissolo Vermelho-Amarelo Alumínico e Plintossolo Háplico Distrófico típico. Juntas, essas classes de solos constituem cerca de 95,0% da área do Vale do Acre (Acre, 2006), com maior participação de Argissolos (54,6%), seguidos por Latossolos (21,0%), Plintossolos (9,5%) e Luvisolos (9,0%).

A comparação dos atributos químicos e físicos médios dos solos desses três grupos de propriedades revelou um gradiente com maior IQS ( $p < 0,0001$ ) nos solos da AC-90, intermediário nos solos da BR-364 e mais baixo nos solos da BR-317 (Tabela 1). Os solos da AC-90 também apresentaram maiores níveis de Ca, Mg, P, soma de bases, CTC efetiva, CTC em pH 7,0, saturação por bases e IDS, quando comparados aos solos da BR-364 e BR-317, e maiores valores de silte, AD e IAN em relação aos solos da BR-317. Não houve diferença ( $p > 0,05$ ) entre os grupos de solos em relação ao pH, K, H + Al, Al, saturação de Al e teor de argila. Os solos da BR-317 apresentaram teor de areia e P remanescente superiores aos solos da BR-364 e AC-90 e menor teor de MO do que os solos da BR-364.

**Tabela 1.** Atributos químicos e físicos médios dos solos de três grupos de propriedades rurais ao longo das rodovias BR-317 e BR-364 em Senador Guiomard e Rodovia AC-90 em Rio Branco.

Atributo do solo	BR-317 <i>n</i> = 4 <sup>(1)</sup>	BR-364 <i>n</i> = 6	AC-90 <i>n</i> = 3	Valor de <i>p</i> <sup>(2)</sup>
pH (H <sub>2</sub> O)	5,45	5,54	5,33	0,4331
Ca <sup>+2</sup> (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	1,03 b	1,83 b	3,69 a	0,0004
Mg <sup>+2</sup> (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,60 b	0,86 b	3,75 a	0,0003
K (Mehlich-1) (mg dm <sup>-3</sup> )	80,4	74,6	109,5	0,2953
P (Mehlich-1) (mg dm <sup>-3</sup> )	2,14 b	2,54 b	4,95 a	0,0001
P Rem. (mg L <sup>-1</sup> )	35,4 a	26,3 b	26,1 b	0,0128
H + Al (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	3,04	4,26	3,52	0,1086
Al <sup>+3</sup> (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	0,25	0,55	0,10	0,0887
Soma de bases (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	1,83 b	2,87 b	7,72 a	0,0001
CEC efetiva (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	2,09 b	3,42 b	7,82 a	0,0001
CTC em pH 7,0 (cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	4,87 b	7,13 b	11,24 a	0,0003
Saturação por bases (%)	37,5 b	40,4 b	68,0 a	0,0002
Saturação por alumínio (%)	11,6	15,9	1,5	0,0945
MO (g kg <sup>-1</sup> )	16,7 b	24,1 a	22,1 ab	0,0346

Continua...

Tabela 1. Continuação.

Atributo do solo	BR-317 <i>n</i> = 4 <sup>(1)</sup>	BR-364 <i>n</i> = 6	AC-90 <i>n</i> = 3	Valor de <i>p</i> <sup>(2)</sup>
Argila (%)	12,9	22,8	25,9	0,1549
Silte (%)	18,5 b	30,7 ab	44,3 a	0,0041
Areia (%)	68,6 a	46,5 b	29,8 b	0,0043
AD (mm cm <sup>-1</sup> )	0,84 b	1,12 ab	1,42 a	0,0038
Índice de armazenamento de nutrientes (IAN)	0,07 b	0,27 ab	0,47 a	0,0028
Índice de disponibilidade de nutrientes (IDN)	0,45 b	0,57 b	0,96 a	0,0001
Índice de qualidade do solo (IQS)	0,26 c	0,42 b	0,71 a	0,0001

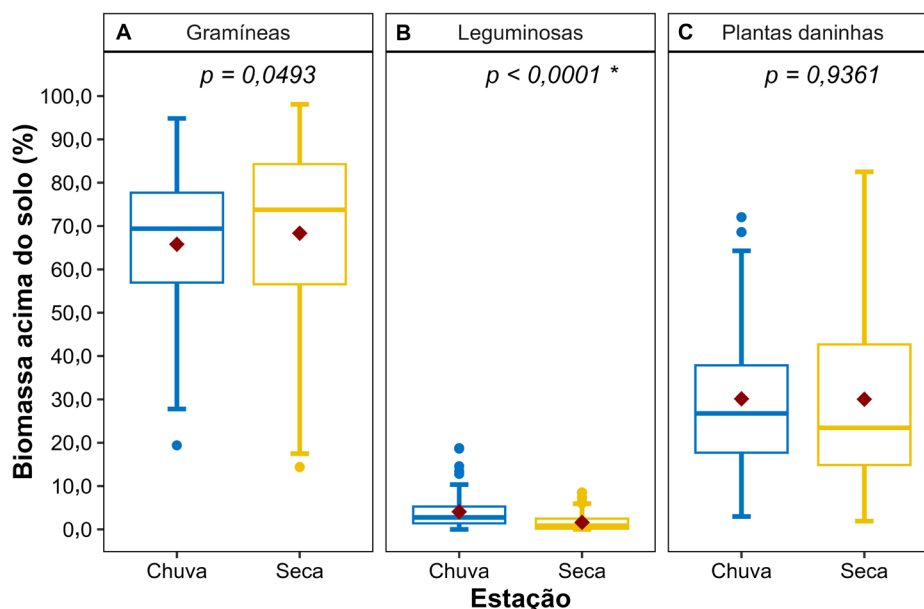
<sup>(1)</sup> Número de fazendas (*n*).

<sup>(2)</sup> Valor de *p* da análise de variância do teste F.

### Características das pastagens ao nível de piquete

As 77 pastagens estudadas apresentaram ampla variação de composição botânica (Figura 3). A porcentagem de gramíneas forrageiras variou de 14,4 a 98,1% durante a época seca e de 19,4 a 94,8% nas águas. Em média, aumentou ( $p = 0,0493$ ) de 65,8% na estação chuvosa para 68,2% na seca. Já a porcentagem média de leguminosas

forrageiras diminuiu ( $p < 0,0001$ ) de 4,1% nas águas para 1,6% na seca, com variação entre as pastagens de 0,0 a 8,5% na seca e de 0,0 a 18,8% nas águas. A porcentagem média de plantas daninhas (%PD) não diferiu ( $p = 0,9361$ ) entre as estações do ano, com média de 30,1%. Entretanto, houve ampla variação entre as pastagens avaliadas (3,0 a 72,0% nas águas e 1,9 a 82,5% na seca).

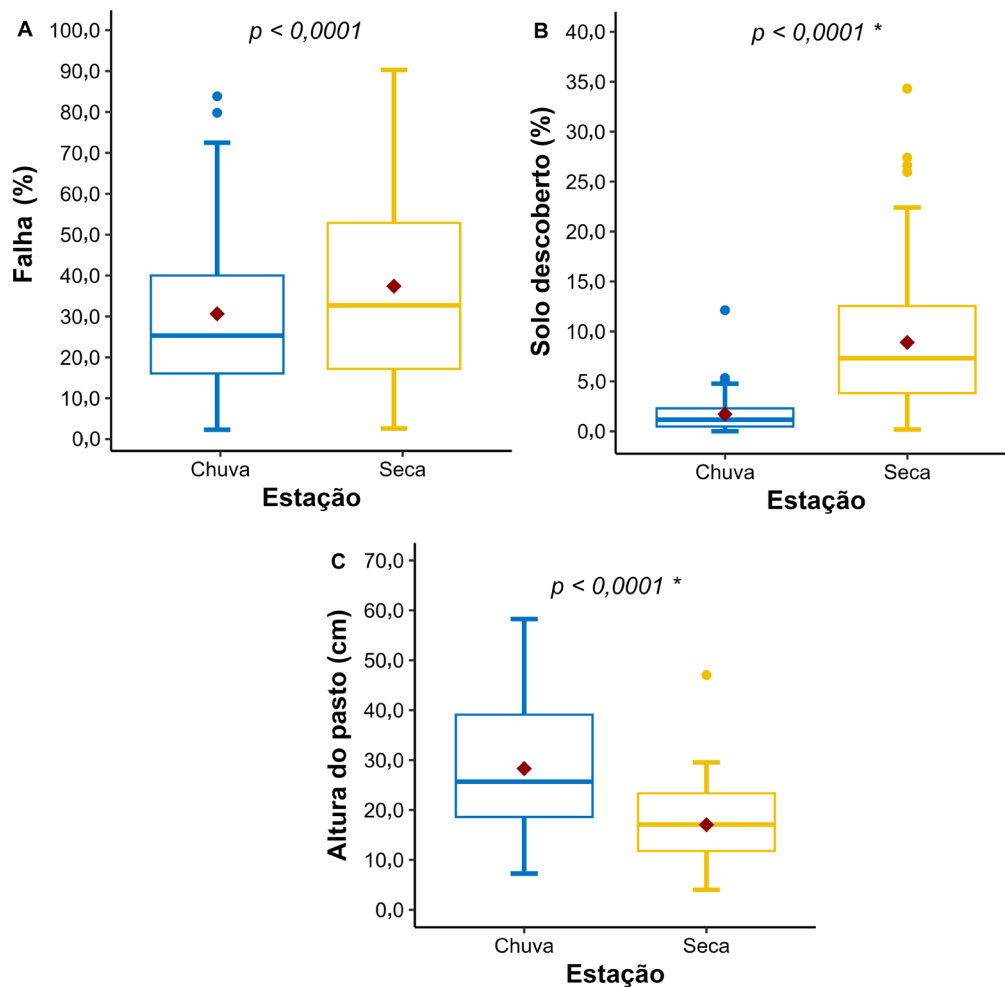


**Figura 3.** Comparações da porcentagem média de gramíneas forrageiras (A), leguminosas forrageiras (B) e plantas daninhas (C) em nível de piquete entre as estações chuvosa e seca.

Em cada boxplot, a linha sólida central e o losango vermelho são a mediana e a média de cada conjunto de dados, respectivamente. Os valores de *p* se referem à comparação de médias pelo teste *t* de Student ou pelo teste de postos sinalizados de Wilcoxon, quando seguido de um asterisco.

Considerando a %PD na estação seca como indicador de degradação da pastagem e os critérios propostos por Andrade e Valentim (2019), os 77 piquetes podem ser classificados em 11,7% com produtividade básica (até 10,0% de plantas daninhas), 51,9% com degradação leve (11,0 a 35,0% de plantas daninhas), 27,3% com degradação moderada (36,0 a 60,0% de plantas daninhas) e 9,1% com degradação avançada (acima de 60,0% de plantas daninhas). Portanto, o conjunto de dados incluiu informações de todas as classes de pastagens extensivas.

As porcentagens médias de falhas no dossel (%Falha) e de solo descoberto (%SD) aumentaram ( $p < 0,0001$ ) da estação chuvosa (30,6 e 1,7%) para a estação seca (37,5 e 8,8%), enquanto a altura média do pasto diminuiu ( $p < 0,0001$ ) da estação chuvosa (28,3 cm) para a estação seca (17,2 cm) (Figura 4). A amplitude de valores de %SD foi mais baixa na estação chuvosa (0,1 a 12,1%) do que na seca (0,2 a 34,3%). Já a %Falha variou entre os piquetes de 2,3 a 83,8% nas águas e de 2,6 a 90,3% na seca.



**Figura 4.** Comparações da porcentagem média de falhas no dossel (A), solo descoberto (B) e altura média do pasto (C) entre as estações chuvosa e seca.

Em cada boxplot, a linha central e o losango vermelho são a mediana e a média de cada conjunto de dados, respectivamente. Os valores de  $p$  se referem à comparação de médias pelo teste  $t$  de Student ou pelo teste de postos sinalizados de Wilcoxon, quando seguido de um asterisco.

A altura média do pasto correlacionou-se negativamente com a %Falha e %PD em ambas as estações (Tabela 2). A %SD correlacionou-se positivamente com a %Falha e %PD, e negativamente com a altura média do pasto, apenas na estação seca. A %Falha apresentou alta correlação com a %PD em ambas as estações.

Para analisar melhor a relação entre %Falha e %PD, foi ajustada uma regressão linear simples

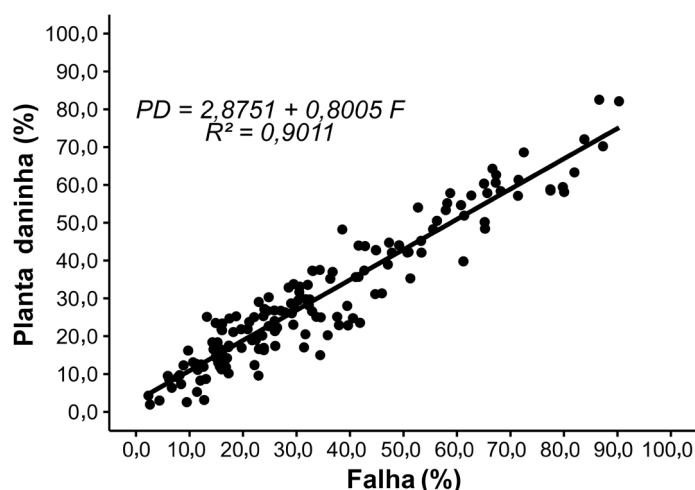
entre as variáveis (Figura 5). Como os coeficientes de correlação e as funções de regressão foram semelhantes para as estações chuvosa e seca, incluíram-se dados de ambas as estações ( $n = 153$ ) na Figura 5, mostrando forte associação positiva e linear entre essas características da pastagem ( $p < 0,0001$ ), indicando que as áreas sem forrageiras estavam predominantemente ocupadas por plantas daninhas.

**Tabela 2.** Coeficientes de correlação de Spearman entre a altura média do pasto e a porcentagem de plantas daninhas, de solo descoberto e de falhas no dossel ao nível de piquete, nas estações chuvosa e seca, referentes a 77 pastagens extensivas em 13 fazendas de gado de corte no Acre.

Variável (%)	Solo descoberto (%)	Falha no dossel (%)	Altura do pasto (cm)
<b>Estação chuvosa</b>			
Plantas daninhas	-0,085 <sup>ns</sup>	0,952 <sup>***</sup>	-0,652 <sup>***</sup>
Solo descoberto	–	-0,038 <sup>ns</sup>	0,105 <sup>ns</sup>
Falhas no dossel	–	–	-0,611 <sup>***</sup>
<b>Estação seca</b>			
Plantas daninhas	0,489 <sup>***</sup>	0,948 <sup>***</sup>	-0,639 <sup>***</sup>
Solo descoberto	–	0,679 <sup>***</sup>	-0,561 <sup>***</sup>
Falhas no dossel	–	–	-0,649 <sup>***</sup>

<sup>ns</sup> Não significativo. <sup>\*\*\*</sup> Significativo a 0,1% de probabilidade pelo teste t.

Traço (–): informação não aplicável.



**Figura 5.** Regressão entre a porcentagem de falhas no dossel e a porcentagem de plantas daninhas na biomassa acima do solo ao nível de piquete, nas estações chuvosa e seca, referente a 77 pastagens extensivas em 13 fazendas de gado de corte no Acre.

### Indicadores visuais de degradação de pastagens

Perda de vigor e produtividade, diminuição da população de plantas forrageiras, infestação por plantas daninhas e aparecimento de solo descoberto são os principais indicadores visuais de degradação de pastagens utilizados por pesquisadores na América Latina (Barcellos, 1986; Serrão; Toledo, 1990; Spain; Gualdrón, 1991; Dias-Filho, 2011; Andrade; Valentim, 2019).

Os três indicadores visuais avaliados no presente estudo foram %SD, %PD e %Falha. Nas condições do Acre, a %SD não se mostrou um bom indicador visual da degradação do pasto (degradação agrônômica *sensu* Dias-Filho, 2011), pois os valores medidos durante a estação chuvosa foram sempre muito baixos (Figura 4B), indicando que os solos sob pastagem no Acre não permanecem descobertos por muito tempo. O aumento da %SD na seca representou uma condição temporária, consequência do menor crescimento do pasto e do maior grau de desfolha das plantas forrageiras nessa estação, quando a altura média do pasto foi, em média, 40,0% menor do que na estação chuvosa (Figura 4C). A correlação negativa entre altura média do pasto e %SD na seca (Tabela 2) confirma que uma maior intensidade de pastejo nessa época reduz a área foliar e favorece o aparecimento de solo descoberto.

Em regiões tropicais, se a pastagem apresentar área significativa de solo descoberto durante a estação chuvosa, há forte indício de que o solo esteja degradado (degradação biológica *sensu* Dias-Filho, 2011), com perda de capacidade de suportar o crescimento mesmo de plantas pouco exigentes nutricionalmente, como as plantas daninhas. Em pastagens degradadas com alta cobertura do solo nas águas, como observado no presente estudo, o processo de degradação envolveu a perda do estande de plantas forrageiras e a rápida colonização por plantas daninhas, sem degradação do solo. Os solos do Acre são, em sua maioria, originários de sedimentos dos Andes e possuem características peculiares como maior teor de silte, má drenagem e maior fertilidade natural do que outros solos amazônicos (Bardales et al., 2010). Mesmo os solos com menor IQS ao longo da Rodovia BR-317 (Tabela 1) não eram ácidos e apresentavam, em média, atributos químicos que poderiam sustentar o crescimento de gramíneas forrageiras em pastagens extensivas (Cantarutti et al., 1999; Vilela et al., 2007; Andrade; Valentim, 2019).

Em pesquisa recente no Acre (Andrade et al., 2024), 246 pecuaristas relataram os indicadores utilizados para reconhecer uma pastagem que precisa

de reforma. Pasto muito falhado foi o mais citado (54,1% dos pecuaristas), seguido por alta infestação por plantas daninhas (35,8%), presença excessiva de capim nativo (25,6%) e morte do capim plantado (23,5%). Essas quatro respostas estão direta ou indiretamente relacionadas com a %Falha e %PD, confirmando a relevância desses indicadores visuais de degradação do pasto tanto para pecuaristas quanto para pesquisadores. Outros indicadores foram citados por menos de 10,0% dos produtores. A presença de solo descoberto foi citada por apenas 0,8% dos pecuaristas, confirmando que o solo da pastagem não fica descoberto por muito tempo nas condições do Acre.

Apesar da %Falha ter sido medida como cobertura e a %PD como composição em biomassa, os dois indicadores estiveram fortemente associados (Tabela 2 e Figura 5). As falhas no dossel em pastagens estabelecidas no Acre são consequência de distúrbios causados por doenças (por exemplo, a síndrome da morte do braquiário; Assis et al., 2023), pragas, alagamento do solo, superpastejo, pisoteio excessivo ou repouso por ruminantes (malhadouros), que resultam no aparecimento de solo descoberto e na subsequente ocupação por plantas daninhas (Andrade, 2020; McLachlan; Sindel, 2024). As correlações negativas da altura média do pasto com %Falha e %PD (Tabela 2) confirmam a importância do superpastejo como fator predisponente da infestação por plantas daninhas e causa de degradação do pasto.

### Manejo do pastejo ao nível de fazenda

Nos últimos 25 anos, metas de altura do pasto foram definidas para a maioria das cultivares de gramíneas tropicais e subtropicais no Brasil e usadas como indicadores para o manejo do pastejo (Carvalho et al., 2013; Silva et al., 2015). Essas metas buscam estabelecer uma condição do pasto que assegure desempenho adequado tanto do pasto quanto do gado (Hodgson, 1985; Hodgson; Silva, 2002).

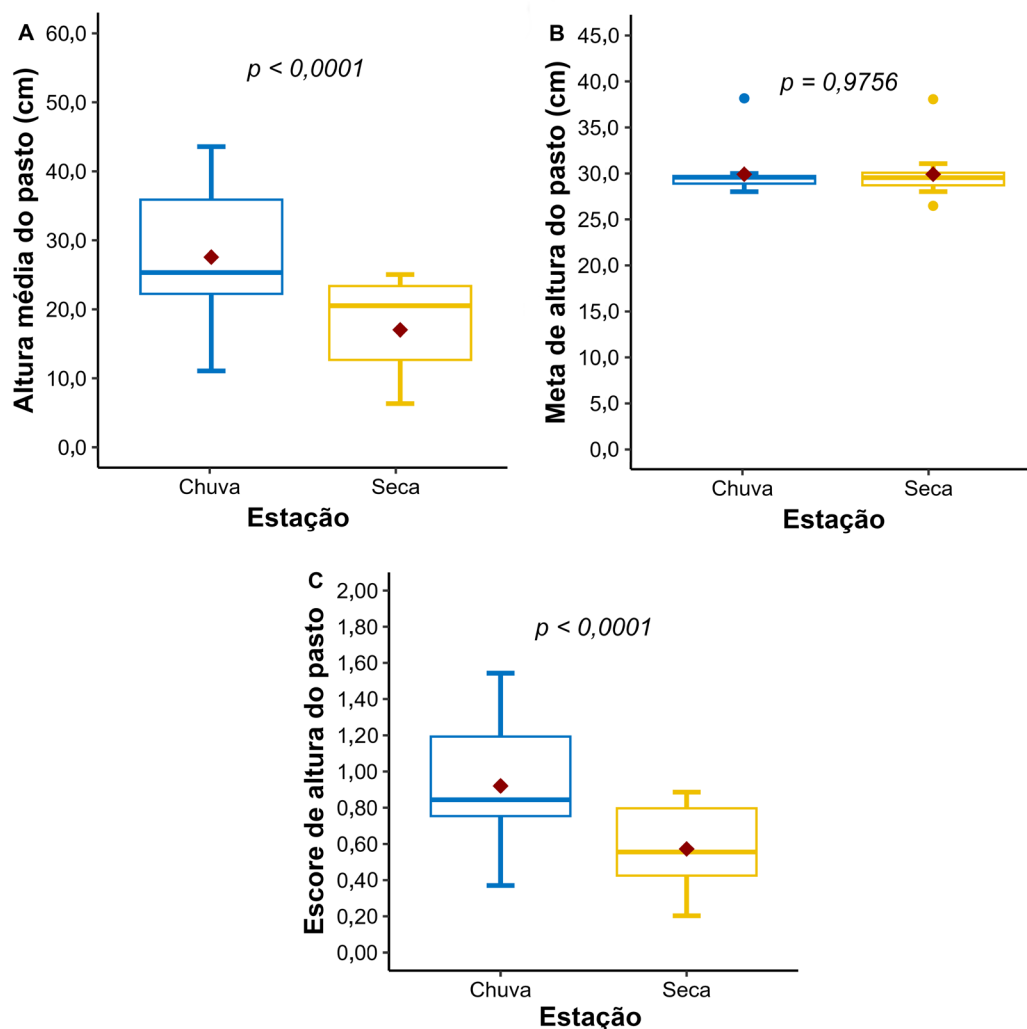
Neste estudo, foi calculado um escore de altura do pasto ao nível de fazenda, que relaciona a altura média dos pastos com a meta de altura. Trata-se de um indicador adimensional da intensidade de pastejo praticada pelas fazendas participantes do estudo. Fazenda com pastos bem manejados deve apresentar escore de altura do pasto próximo a 1.

Ao nível de fazenda, as pastagens foram manejadas com maior ( $p < 0,0001$ ) altura média do pasto no período das águas (27,6 cm) do que na seca (17,0 cm) (Figura 6A). Como a média das metas de altura do pasto (29,9 cm) não diferiu ( $p = 0,9756$ )

entre as épocas do ano (Figura 6B), o escore médio de altura do pasto também foi maior ( $p < 0,0001$ ) nas águas (0,92) do que na seca (0,57) (Figura 6C).

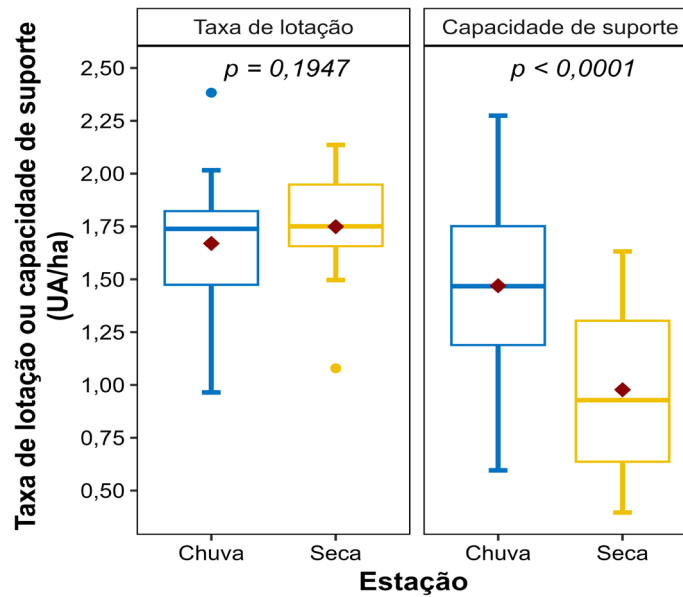
Nas águas, o escore de altura do pasto variou entre as fazendas de 0,37 (indicativo de superpastejo) a 1,54 (indicativo de subpastejo) (Figura 6C). Já no período seco, todas as fazendas foram manejadas com altura média dos pastos abaixo da meta (escore de altura entre 0,20 e 0,89), com indicativo de superpastejo na maioria delas. Nas fazendas de cria do Vale do Acre, a taxa de lotação média foi de 1,53 UA/ha e pelo menos um terço estava com excesso de gado (Andrade et al., 2024). No presente estudo, a taxa de lotação média das 13 fazendas foi de 1,75 UA/ha na seca e de 1,67 UA/ha nas águas, sem diferença estatística ( $p = 0,1947$ ) entre as duas

épocas (Figura 7). Como o superpastejo é uma das principais causas de degradação de pastagens, não foi surpresa que um conjunto de fazendas selecionadas com diferentes níveis de degradação estivesse com excesso de gado. De fato, a superlotação das pastagens é um problema generalizado nas fazendas de gado de corte no Brasil, geralmente resultante de decisões deliberadas tomadas pelos pecuaristas (Costa; Rehman, 2005) ou da incapacidade de ajustar sazonalmente as taxas de lotação (Pereira et al., 2023), como foi o caso da maioria das fazendas no presente estudo. O ajuste tático da taxa de lotação para acomodar as flutuações sazonais e anuais na oferta de forragem é essencial em todos os sistemas pastoris (Stuth; Maraschin, 2000).



**Figura 6.** Comparações da altura média do pasto (A), meta de altura do pasto (B) e escore de altura do pasto (C) ao nível de fazenda entre as estações chuvosa e seca.

Em cada boxplot, a linha central e o losango vermelho são a mediana e a média de cada conjunto de dados, respectivamente. Os valores de  $p$  se referem à comparação de médias pelo teste  $t$  de Student.



**Figura 7.** Comparações da taxa de lotação e da capacidade de suporte ao nível de fazenda entre as estações chuvosa e seca.

Unidade animal por hectare (UA/ha).

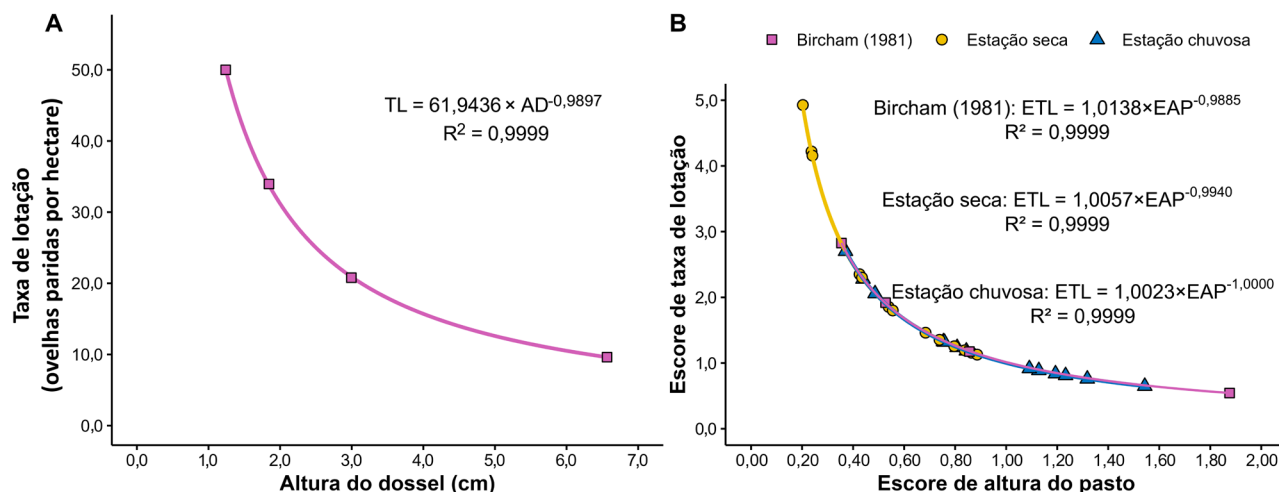
Em cada boxplot, a linha sólida central e o losango vermelho são a mediana e a média de cada conjunto de dados de 13 fazendas, respectivamente. Os valores de  $p$  se referem à comparação de médias pelo teste  $t$  de Student.

### Estimativa da capacidade de suporte e sua relação com a degradação da pastagem

O método desenvolvido para estimar a CS de fazendas com pastagens extensivas tem três etapas: 1) cálculo do escore de altura do pasto ao nível de fazenda (indicador de intensidade de pastejo) em determinado momento; 2) cálculo da taxa de lotação da fazenda (UA/ha) considerando todos os herbívoros domésticos criados a pasto naquele momento; e 3) estimativa da CS multiplicando a taxa de lotação pelo escore de altura do pasto naquele momento. Esse método baseia-se na relação inversamente proporcional entre os níveis de altura do pasto e a taxa de lotação necessária para mantê-los (Hodgson, 1990), como pode ser observado na Figura 8A com dados publicados por Bircham (1981) com lotação contínua por ovinos em um pasto misto de clima temperado. A taxa de lotação cai rapidamente à medida que a altura do pasto aumenta, tendendo a se estabilizar em um nível baixo (Hodgson, 1990). A meta de altura para esse pasto misto foi de 3,5 cm (Bircham, 1981) e a CS correspondente foi de 17,69 ovelhas paridas por hectare. Na Figura 8B, observa-se que a mesma relação inversamente proporcional entre o escore

de altura do pasto e o escore de taxa de lotação (razão entre taxa de lotação e CS) se aplica aos dados de Bircham (1981) e aos dados das 13 fazendas estudadas nas águas e na seca no Acre. A conversão em escores equaliza as diferenças de magnitude e unidades tanto na altura do pasto quanto na taxa de lotação.

De acordo com Hodgson (1990), a taxa de lotação é o elo entre os componentes pasto e gado dos sistemas de pastejo. No entanto, para obter relações válidas entre a taxa de lotação e as características do dossel, os pastos devem ser mantidos em condição relativamente estável (Bircham; Hodgson, 1983). Portanto, um pré-requisito para o uso desse método de estimativa da CS é que as pastagens tenham sido manejadas com taxa de lotação relativamente estável previamente à sua avaliação. Por esse motivo, o presente estudo foi realizado em fazendas de cria, que normalmente apresentam taxas de lotação mais estáveis do que outros sistemas de produção a pasto. Além disso, a estimativa foi feita ao nível de fazenda, uma vez que a taxa de lotação e a estrutura do pasto são mais estáveis nessa escala do que na escala de piquete.



**Figura 8.** Relação entre taxa de lotação e altura de pasto misto de clima temperado (A) e relação entre escore de taxa de lotação (razão entre taxa de lotação e capacidade de suporte) e escore de altura do pasto (razão entre altura do pasto e meta de altura do pasto) (B) usando dados de Bircham (1981) e de 13 fazendas de gado de corte no Acre.

Dados de Bircham (1981), considerando meta de altura do pasto de 3,5 cm e capacidade de suporte equivalente de 17,69 ovelhas paridas por hectare.

Em contraste com a taxa de lotação média das fazendas, que não variou entre águas e seca, a CS média estimada foi 50,0% maior ( $p < 0,0001$ ) nas águas (1,47 UA/ha) do que na seca (0,98 UA/ha) (Figura 7). Nível semelhante de estacionalidade de produção da pastagem foi obtido em experimento de pastejo com pasto consorciado em Rio Branco (Andrade et al., 2006). O conjunto de dados de CS das fazendas teve uma amplitude de 0,60 a 2,27 UA/ha nas águas e de 0,40 a 1,63 UA/ha na seca, enquanto a amplitude na taxa de lotação foi de 0,96 a 2,38 UA/ha nas águas e de 1,08 a 2,14 UA/ha na seca.

Para verificar a validade das estimativas de CS, foi analisada sua relação com outros indicadores que sabidamente influenciam a produtividade da pastagem. Na Tabela 3, são mostrados os coeficientes de correlação entre CS e indicadores de degradação da pastagem, manejo do pastejo e atributos do solo ao nível de fazenda. Observaram-se correlações fortes e negativas, tanto com %Falha quanto com %PD, nas duas estações, sugerindo que boas estimativas de CS foram obtidas. A CS também foi negativamente correlacionada com a %SD na seca e positivamente correlacionada com a altura média do pasto e o escore de altura do pasto em ambas as estações.

Foram ajustadas equações de regressão linear simples entre CS e %SD (Figura 9). Nas águas, a média da %SD foi inferior a 3,0% em todas as fazendas e a regressão com CS não foi significativa ( $p =$

0,6948). Os dados da estação seca apresentaram ajuste linear negativo fraco ( $R^2 = 0,5006$ ) entre CS e %SD ( $p = 0,0068$ ). Tais resultados confirmam mais uma vez que a %SD não é um bom indicador da degradação do pasto nas condições do Acre.

Regressões lineares negativas bem ajustadas foram obtidas durante a estação seca entre CS e %Falha (Figura 10) e entre CS e %PD (Figura 11), com dados de todas as 13 fazendas. No entanto, durante a estação chuvosa, foram detectados dois valores influentes, cujos resíduos estudentizados estavam acima de três desvios em relação à média zero da distribuição normal padrão. Esses valores influentes referem-se a duas fazendas que tiveram sua CS superestimada nas águas, sendo excluídos da análise para ajustar os modelos nessa estação. Com dados de 11 fazendas, também foram obtidas regressões lineares negativas bem ajustadas entre CS e %Falha (Figura 10) e CS e %PD (Figura 11) nas águas. Nessa estação, as inclinações das regressões preveem uma perda de CS equivalente a 0,273 UA/ha a cada incremento de 10,0% na %Falha e de 0,339 UA/ha a cada incremento de 10,0% na %PD. Na seca, as perdas foram de 0,205 UA/ha a cada incremento de 10,0% na %Falha e de 0,255 UA/ha a cada incremento de 10,0% na %PD. Este é o primeiro estudo a propor um método para estimar a CS de fazendas comerciais com pastagens degradadas, bem como quantificar o impacto da degradação da pastagem na CS ao nível de fazenda.

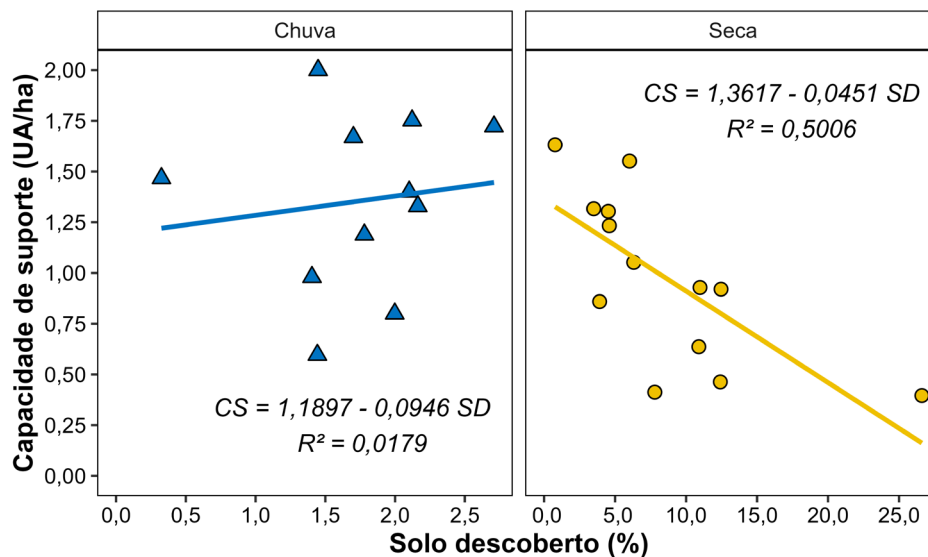
**Tabela 3.** Coeficientes de correlação entre capacidade de suporte e várias características da pastagem e do solo ao nível de fazenda, durante as estações chuvosa e seca.

Variável	Capacidade de suporte (UA/ha) <sup>(1)</sup>	
	Estação chuvosa	Estação seca
Falhas no dossel	-0,936***	-0,965***
Plantas daninhas	-0,928***	-0,951***
Solo descoberto	0,134 <sup>ns</sup>	-0,736**
Altura média do pasto	0,833**	0,791**
Escore de altura do pasto	0,822**	0,904***
Água disponível no solo (AD)	0,491 <sup>ns</sup>	0,174 <sup>ns</sup>
Matéria orgânica do solo (MO)	0,486 <sup>ns</sup>	0,419 <sup>ns</sup>
Índice de armazenamento de nutrientes (IAN)	0,479 <sup>ns</sup>	0,169 <sup>ns</sup>
Índice de disponibilidade de nutrientes (IDN)	0,118 <sup>ns</sup>	-0,302 <sup>ns</sup>
Índice de qualidade do solo (IQS)	0,347 <sup>ns</sup>	-0,053 <sup>ns</sup>

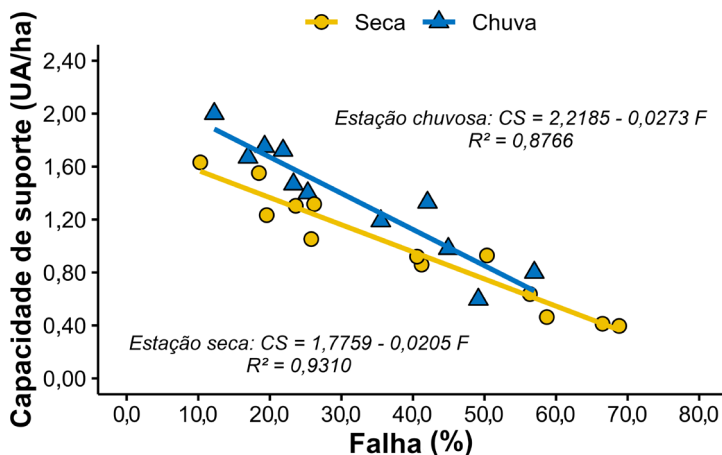
<sup>(1)</sup> Unidade animal por hectare (UA/ha).

Correlação de Spearman para solo descoberto e altura média do pasto na estação seca e IDS em ambas as estações; correlação de Pearson para as demais variáveis.

<sup>ns</sup> Não significativo. \*\* Significativo a 1,0% de probabilidade pelo teste t. \*\*\* Significativo a 0,1% de probabilidade pelo teste t.

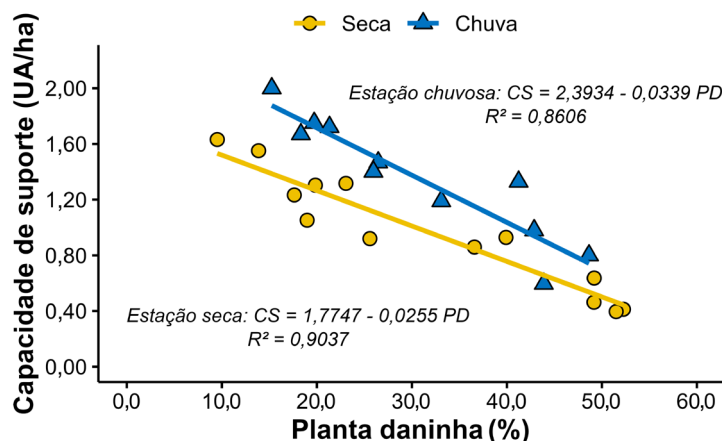
**Figura 9.** Relação entre capacidade de suporte e porcentagem de solo descoberto na pastagem ao nível de fazenda.

Unidade animal por hectare (UA/ha).



**Figura 10.** Relação entre capacidade de suporte e falhas no dossel da pastagem ao nível de fazenda.

Unidade animal por hectare (UA/ha).



**Figura 11.** Relação entre capacidade de suporte e porcentagem de plantas daninhas na biomassa aérea da pastagem ao nível de fazenda.

Unidade animal por hectare (UA/ha).

Diferentes razões causaram superestimativa da CS em duas fazendas nas águas. Uma fazenda teve alguns piquetes subpastejados nessa estação, resultando em um escore médio de altura de pasto de 1,54, o mais alto do conjunto de dados. O subpastejo resulta em deterioração da estrutura do pasto, com acamamento e pisoteio da forragem e reduzida eficiência de utilização do pasto (Sollenberger et al., 2020), especialmente em gramíneas tropicais devido à sua predileção pelo alongamento dos entrenós e formação de colmos (Hodgson; Silva, 2002). Isso

causa uma desconexão na relação entre a taxa de lotação e a altura do pasto, levando à superestimativa da CS, porque o aumento da altura do pasto não pode ser traduzido em maior CS. As 11 fazendas que permitiram regressões bem ajustadas entre CS e %Falha ou %PD apresentaram escores médios de altura do pasto variando de 0,37 a 1,32 nas águas. Portanto, o método não foi adequado para estimar a CS de fazendas manejadas com escore médio de altura do pasto maior que 1,50.

A outra fazenda apresentou algumas pastagens com gramíneas cespitosas bem desfolhadas, mas com alturas do pasto próximas das metas de manejo devido à estrutura com muitos colmos. O produtor adiou a venda de gado em função dos preços baixos, causando a superlotação das pastagens. Isso não ficou refletido no escore de altura do pasto, levando à superestimativa da CS da fazenda durante a estação chuvosa. Em outras palavras, essa fazenda não atendeu o pré-requisito de taxa de lotação relativamente estável no período anterior à sua avaliação. Na estação seca seguinte, a consequência da superlotação já estava totalmente expressa no escore de altura do pasto e uma estimativa adequada da CS foi obtida. Portanto, tanto o alto grau de subpastejo quanto o superpastejo recente podem desassociar a relação entre taxa de lotação e altura do pasto, resultando em superestimativa da CS da fazenda com esse método.

Em resumo, o sucesso no uso desse método para estimar a CS no nível de fazenda a partir de um banco de dados com 77 pastagens extensivas, das quais 80,0% são compostas por pastos mistos com duas a seis cultivares de capins, utilizando a mesma relação entre taxa de lotação e altura do pasto demonstrada com pastagens de clima temperado, sugere que o método pode ser aplicado a qualquer tipo de pastagem plantada, desde que haja metas de altura do pasto estabelecidas para as forrageiras utilizadas.

As estimativas de CS não foram correlacionadas ( $p > 0,05$ ) com os atributos do solo, em nenhuma estação do ano (Tabela 3), apesar de um claro gradiente no IQS entre os três grupos de solos estudados (Tabela 1). Foram, então, ajustadas regressões lineares múltiplas para analisar o efeito do IQS em conjunto com a %Falha ou %SD na CS da fazenda (Tabela 4). O IQS foi significativo ( $p = 0,0307$ ) quando incluído no modelo junto com a %Falha nas águas, mas não na estação seca ( $p = 0,2923$ ). Também tendeu a ser significativo ( $p = 0,0604$ ) quando incluído no modelo junto com a %PD nas águas, mas não na estação seca ( $p = 0,4652$ ). Nas águas, a inclusão do IQS melhorou o ajuste dos modelos relacionando CS com %Falha ( $R^2$  ajustado aumentou de 0,8629 na regressão simples para 0,9170 na regressão múltipla) ou com %PD ( $R^2$  ajustado aumentou de 0,8452 para 0,8909). Nessa estação, considerando %Falha ou %PD constantes, as regressões múltiplas preveem que, para cada aumento de 0,1 unidade no IQS, há aumento de 0,06428 ou 0,06156 UA/ha na CS da fazenda, respectivamente. Durante a estação seca, a fertilidade do solo tem impacto reduzido na produtividade das pastagens

(Pereira et al., 2022; Santos et al., 2024a), a menos que o déficit hídrico do solo possa ser aliviado com uso de irrigação. Claramente, a degradação das pastagens no conjunto de dados é causada principalmente por outros fatores que afetam as falhas no dossel, a infestação por plantas daninhas e a CS das pastagens (superpastejo, encharcamento do solo, pragas e doenças, por exemplo), tendo a fertilidade do solo uma contribuição secundária. No entanto, o superpastejo está frequentemente associado a reduções nos teores de carbono do solo (Silveira; Kohmann, 2020) e aumento das perdas de nitrogênio (N) nos ecossistemas pastoris (Boddey et al., 2004), de modo que a degradação da pastagem tem sempre causas multifatoriais.

O N é um nutriente-chave para a produtividade das pastagens e o principal insumo utilizado em pastagens intensivas (Silveira; Kohmann, 2020). Por outro lado, pastagens extensivas geralmente possuem balanço negativo de N em função do baixo uso de adubos nitrogenados. As plantas forrageiras dependem do N mineralizado da MO do solo ou reciclado de resíduos vegetais e dejetos animais, além do N proveniente da chuva (deposição atmosférica) e FBN (Boddey et al., 2004; Dubeux; Sollenberger, 2020). As leguminosas forrageiras estiveram presentes na maioria das pastagens avaliadas neste estudo, com destaque para *Calopogonium muconoides* e *Desmodium* spp., mas geralmente com baixa participação na composição botânica (média de 4,1% da biomassa aérea na estação chuvosa) (Figura 3B). Consequentemente, a contribuição da FBN foi baixa e insuficiente para tornar positivo o balanço de N das pastagens estudadas.

O balanço negativo de N está envolvido na queda da CS de pastagens extensivas após seu estabelecimento (Boddey et al., 2004), um fenômeno frequentemente descrito na literatura internacional como *pasture rundown* (Myers; Robbins, 1991) ou *nitrogen tied-up* (Peck et al., 2011). No bioma Amazônia, imediatamente após a formação da pastagem, há um crescimento nas taxas de mineralização e nitrificação de N, aumentando a disponibilidade desse nutriente no solo (Melillo et al., 2001). Esse aumento da disponibilidade de N e de outros nutrientes incorporados ao solo, após a queima da biomassa florestal (McGrath et al., 2001), é responsável pelo crescimento exuberante das pastagens recém-formadas (Andrade; Valentim, 2019). No entanto, após esse aumento inicial, as taxas de mineralização de N do solo, bem como as taxas de nitrificação e a ciclagem geral de N, são progressivamente reduzidas ao longo dos anos, levando

a um balanço negativo desse nutriente (Neill et al., 1999; Garcia-Montiel et al., 2001; Melillo et al., 2001; Wick et al., 2005). Grandes mudanças na disponibilidade de N no solo são observadas a partir do terceiro ou quarto ano após o estabelecimento de pastagens extensivas (Wick et al., 2005), quando se atinge um nível básico de produtividade (*rundown*

*condition sensu* Myers; Robbins, 1991). No momento da coleta de dados, as pastagens mais jovens do presente estudo estavam com pelo menos 10 anos de idade (a maioria, mais de 20 anos), de modo que as estimativas de CS obtidas são representativas de pastagens extensivas com balanço negativo de N.

**Tabela 4.** Análise de regressão múltipla dos efeitos do índice de qualidade do solo (IQS) e da porcentagem de falhas no dossel ou de plantas daninhas na capacidade de suporte de fazendas de gado de corte no Acre nas estações chuvosa e seca.

Resultado	Estação chuvosa		Estação seca	
	Coefficiente	Valor de $p^{(1)}$	Coefficiente	Valor de $p^{(1)}$
<b><math>R^2</math> ajustado</b>	0,9170	–	0,9263	–
Intercepto	1,9303	<0,0001	1,6996	<0,0001
Falhas no dossel (%)	-0,0265	<0,0001	-0,0208	<0,0001
IQS	0,6428	0,0307	0,1984	0,2923
<b><math>R^2</math> ajustado</b>	0,8909	–	0,8908	–
Intercepto	2,1088	<0,0001	1,7107	<0,0001
Plantas daninhas (%)	-0,0328	<0,0001	-0,0257	<0,0001
IQS	0,6156	0,0604	0,1647	0,4652

<sup>(1)</sup> Valor de  $p$  da análise de variância do teste F.

Traço (–): informação não aplicável.

### Crítérios de classificação para pastagens extensivas no Acre

Utilizando a relação entre %Falha e %PD (Figura 5) e entre esses indicadores visuais e a CS da pastagem (Figuras 10 e 11) são propostos novos critérios de classificação para pastagens extensivas no Acre, com quatro classes de condição (Tabela 5). A CS de pastagens extensivas com produtividade básica foi estimada com base em %Falha e %PD entre 5,0 e 10,0%, pois pastagens com níveis inferiores foram raras no conjunto de dados. Em pastagens permanentes, algumas falhas no dossel e espécies de ocorrência espontânea quase sempre estão presentes (Kemp et al., 1999).

O histórico das taxas de lotação de fazendas reconhecidas por terem manejo do pastejo adequado e pastagens em boas condições (fazendas de referência) pode fornecer informações sobre a CS em uma região (Vallentine, 2001; Stone et al., 2021; Zhang et al., 2021). Como exemplo, na Figura 12, observa-se a variação mensal da taxa de lotação média de 6 anos de uma fazenda de gado de corte no Acre com pastagens extensivas com produtividade básica. Os dados dessa fazenda de

referência mostram boa concordância com a CS estimada para pastagens com produtividade básica no presente estudo, nas duas épocas do ano (Tabela 5). No bioma Cerrado, com clima mais seco e solos menos férteis, Barcellos et al. (1999) estimaram a CS de pastagens extensivas não degradadas de *Brachiaria* em 1,51 UA/ha nas águas e 0,77 UA/ha na seca. A CS de pastagens degradadas não foi encontrada na literatura para nenhuma região do Brasil.

Dados de experimentos de pastejo com intensificação de pastagens no Acre, seja com pastos adubados (50 a 135 kg/ha de N anualmente) ou consorciados de gramíneas e leguminosas (17,1 a 29,2% de leguminosas), mostraram CS variando de 3,10 a 3,60 UA/ha nas águas e de 1,70 a 2,40 UA/ha na seca (Andrade et al., 2006, 2010, 2012, 2013, 2022). Ao tornar positivo o balanço de N nessas pastagens, essas tecnologias podem aumentar substancialmente a CS em relação às pastagens extensivas, especialmente durante a estação chuvosa.

Os critérios de classificação propostos na Tabela 5, baseados em dados de campo, podem contribuir para aprimorar o mapeamento de

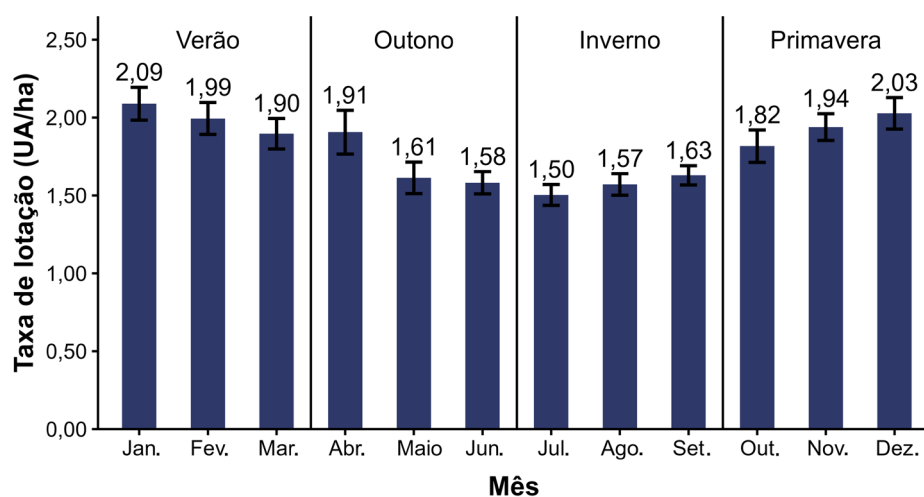
pastagens degradadas visando subsidiar políticas públicas no Brasil. Também podem ser usados por pecuaristas e extensionistas como referência para diagnosticar a condição da pastagem e planejar a intervenção necessária em caso de degradação: recuperação ou renovação. Além disso, as referências de CS nas águas e na seca podem ser úteis para permitir que pecuaristas novatos iniciem o pastoreio

sem ter experiência na região (Vallentine, 2001) e que pecuaristas experientes aperfeiçoem o manejo de suas pastagens ajustando as taxas de lotação sazonalmente. Obviamente, o uso dessas referências não pode substituir o monitoramento do desempenho animal e da condição do pasto (altura do pasto, por exemplo), para garantir que as metas de pastejo estejam sendo cumpridas.

**Tabela 5.** Critérios de classificação da condição de pastagens extensivas no Acre.

Classe de condição da pastagem	Planta daninha (%)	Falha no dossel (%)	Capacidade de suporte (UA/ha) <sup>(1)</sup>	
			Chuva	Seca
Produtividade básica	5,0–10,0	5,0–10,0	2,00–2,15	1,55–1,66
Degradação leve	11,0–35,0	11,0–40,0	1,17–1,99	0,92–1,54
Degradação moderada	36,0–60,0	41,0–70,0	0,33–1,16	0,29–0,91
Degradação avançada	>60,0	>70,0	<0,33	<0,29

<sup>(1)</sup>Unidade animal por hectare (UA/ha).



**Figura 12.** Média mensal da taxa de lotação na Fazenda Amaralina, em Senador Guimard, Acre, no período de 2018 a 2023.

Unidade animal por hectare (UA/ha).

Fonte: Adaptado de Andrade et al. (2023).

## Conclusões

- 1) A capacidade de suporte de fazendas com pastagens extensivas pode ser estimada por um método baseado na taxa de lotação, altura média do pasto e metas de altura do pasto ao nível de fazenda.
- 2) A porcentagem de falhas no dossel forrageiro e a porcentagem de plantas daninhas são os melhores indicadores visuais da degradação do pasto no Acre.
- 3) O superpastejo é uma importante causa de degradação de pastagem na região, favorecendo tanto a criação de falhas no dossel quanto a infestação por plantas daninhas.
- 4) Ao quantificar o impacto da degradação do pasto na capacidade de suporte de pastagens extensivas, os novos critérios de classificação podem ajudar extensionistas a demonstrar os benefícios de estratégias de recuperação de pastagens degradadas e da intensificação sustentável dos sistemas pastoris na região. Além disso, as referências de capacidade de suporte para diferentes classes de condição da pastagem, nas estações chuvosa e seca, podem ajudar os criadores de gado a aperfeiçoar seu manejo do pastejo.

## Agradecimentos

Esta pesquisa foi financiada pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa), Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Acre (Fapac).

## Referências

ACRE (Estado). Programa Estadual de Zoneamento Ecológico-Econômico. **Zoneamento ecológico-econômico do Acre fase II**: documento síntese: escala 1: 250.000. Rio Branco, AC: Secretaria de Estado de Planejamento e Desenvolvimento Econômico Sustentável, 2006. 354 p. Disponível em: [https://sema.ac.gov.br/wp-content/uploads/2020/04/Documento\\_Sintese.pdf](https://sema.ac.gov.br/wp-content/uploads/2020/04/Documento_Sintese.pdf). Acesso em: 1 out. 2025.

ALLEN, V. G.; BATELLO, C.; BERRETTA, E. J.; HODGSON, J.; KOTHMANN, M.; LI, X.; MCIVOR, J.; MILNE, J.; MORRIS, C.; PEETERS, A.; SANDERSON, M. An international terminology for grazing lands and grazing animals. **Grass and Forage Science**, v. 66, n. 1, p. 2-28, Mar. 2011. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1365-2494.2010.00780.x>.

ANDRADE, C. M. S. de. **Técnicas de replantio de falhas nas pastagens**. Rio Branco, AC: Embrapa Acre, 2020. 16 p. (Embrapa Acre. Comunicado técnico, 203). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/1125991>. Acesso em: 1 out. 2025.

ANDRADE, C. M. S. de; FARINATTI, L. H. E.; NASCIMENTO, H. L. B. do; ABREU, A. de Q.; JANK, L.; ASSIS, G. M. L. de. Animal production from new *Panicum maximum* genotypes in the Amazon biome, Brazil. **Tropical Grasslands - Forrajes Tropicales**, v. 1, n. 1, p. 36-38, Sept. 2013. DOI: [https://doi.org/10.17138/tgft\(1\)36-38](https://doi.org/10.17138/tgft(1)36-38).

ANDRADE, C. M. S. de; GARCIA, R.; VALENTIM, J. F.; PEREIRA, O. G. Grazing management strategies for massagrass-forage peanut pastures. 3. Definition of sward targets and carrying capacity. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 35, n. 2, p. 352-357, abr. 2006. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1516-35982006000200004>.

ANDRADE, C. M. S. de; GARCIA, R.; VALENTIM, J. F.; PEREIRA, O. G. Productivity, utilization efficiency and sward targets for mixed pastures of marandugrass, forage peanut and tropical kudzu. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 41, n. 3, p. 512-520, mar. 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1516-35982012000300006>.

ANDRADE, C. M. S. de; MACEDO, V. H. M.; SALES, M. F. L. **Pecuária de cria no Acre**: uso de pastagens e suplementação do rebanho. Rio Branco, AC: Embrapa Acre, 2024. 34 p. (Embrapa Acre. Documentos, 181). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/1169939>. Acesso em: 1 out. 2025.

ANDRADE, C. M. S. de; SALES, M. F. L.; SANTOS, M. E. R.; CARNEIRO JUNIOR, J. M. **Produtividade e estabilidade de pastagens biodiversas ricas em leguminosas no Acre**. Rio Branco, AC: Embrapa Acre, 2022. 42 p. (Embrapa Acre. Boletim de pesquisa e desenvolvimento, 67). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/1149290>. Acesso em: 1 out. 2025.

ANDRADE, C. M. S. de; SALES, M. F. L.; VALENTIM, J. F.; ASSIS, G. M. L. de; AMARAL, E. F. do; COSTA, F. de S. **Sistema Guaxupé**: modelo de intensificação sustentável da pecuária de corte baseado em pastagens permanentes de alta performance, ricas em leguminosas. Brasília, DF: Embrapa, 2023. 87 p. Disponível em: <https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/handle/doc/1154467>. Acesso em: 1 out. 2025.

ANDRADE, C. M. S. de; VALENTIM, J. F. Manejo da fertilidade do solo na reforma e recuperação de pastagens na Amazônia. In: DIAS-FILHO, M. B.; ANDRADE, C. M. S. de (ed.). **Recuperação de pastagens degradadas na Amazônia**. Brasília, DF: Embrapa, 2019. p. 153-217. Disponível em: <https://>

www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/handle/doc/1110894.  
Acesso em: 1 out. 2025.

ANDRADE, C. M. S. de; VALENTIM, J. F.; VALLE, C. B. Produção animal em cultivares de *Brachiaria humidicola* sob pastejo na região Amazônica. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 47., 2010, Salvador. **Empreendedorismo e progresso científicos na zootecnia brasileira de vanguarda: anais [...]**. Salvador: SBZ, 2010. 3 p. 1 CD-ROM. Disponível em: <https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/handle/doc/861096>. Acesso em: 1 out. 2025.

ANTUNES, L. E.; MONTAGNER, D. B.; EUCLIDES, V. P. B.; TAIRA, C. D. A. Q.; ECHEVERRIA, J. R.; NANTES, N. N.; ORRICO JUNIOR, M. A. P. Intermittent stocking strategies for the management of Marandu palisade grass in the Brazilian Cerrado biome. **Grassland Science**, v. 68, n. 1, p. 70-77, Jan. 2022. DOI: <https://doi.org/10.1111/grs.12341>.

ASSIS, G. M. L. de; ANDRADE, C. M. S. de; JANK, L.; BARRIOS, S. C. L.; VALENTIM, J. F. **Metodologia para avaliação e seleção a campo de genótipos de gramíneas forrageiras para tolerância à síndrome da morte do braquiarião**. Rio Branco, AC: Embrapa Acre, 2023. 42 p. (Embrapa Acre. Documentos, 178). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/1161526>. Acesso em: 1 out. 2025.

ATLAS das pastagens. Goiânia: UFG/LAPIG, 2024. Disponível em: <https://atlasdaspastagens.ufg.br>. Acesso em: 1 out. 2025.

BARCELLOS, A. de O. **Recuperação de pastagens degradadas**. [Planaltina: EMBRAPA-CPAC, 1986?]. 38 p. Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/557465>. Acesso em: 1 out. 2025.

BARCELLOS, A. de O.; VIANNA FILHO, A.; BALBINO, L. C.; OLIVEIRA, I. P. de; OKOYAMA, L. P. **Restabelecimento da capacidade produtiva e desempenho animal em pastagens renovadas na região do cerrado**. Planaltina: Embrapa Cerrados, 1999. 4 p. (Embrapa Cerrados. Comunicado técnico, 22). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/546492>. Acesso em: 1 out. 2025.

BARDALES, N. G.; RODRIGUES, T. E.; OLIVEIRA, H. de; AMARAL, E. F. do; ARAÚJO, E. A. de; LANI, J. L.; MELO, A. W. F. de; AMARAL, E. F. do. Formação, classificação e distribuição geográfica dos solos do Acre. In: SOUZA, C. M. de; ARAÚJO, E. A. de; MEDEIROS, M. da F. S. T.; MAGALHÃES, A. de A. (org.). **Recursos naturais: geologia, geomorfologia e solos do Acre**. Rio Branco, AC: SEMA, 2010. p. 64-90. (Coleção temática do ZEE, v. 2). Disponível em: <https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/handle/doc/904602>. Acesso em: 1 out. 2025.

BIRCHAM, J. S. **Herbage growth and utilisation under continuous stocking management**. 1981. 380 f. Thesis (Philosophy Doctor) – University of Edinburgh, Edinburgh, UK. Disponível em: <https://era.ed.ac.uk/handle/1842/27999>. Acesso em: 1 out. 2025.

BIRCHAM, J. S.; HODGSON, J. The influence of sward condition on rates of herbage growth and senescence in mixed swards under continuous stocking management. **Grass and Forage Science**, v. 38, n. 4, p. 323-331, Dec. 1983. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1365-2494.1983.tb01656.x>.

BODDEY, R. M.; MACEDO, R.; TARRÉ, R. M.; FERREIRA, E.; OLIVEIRA, O. C. de; REZENDE, C. de P.; CANTARUTTI, R. B.; PEREIRA, J. M.; ALVES, B. J. R.; URQUIAGA, S. Nitrogen cycling in *Brachiaria* pastures: the key to understanding the process of pasture decline. **Agriculture Ecosystems & Environment**, v. 103, n. 2, p. 389-403, July 2004. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agee.2003.12.010>.

CANTARUTTI, R. B.; MARTINS, C. E.; CARVALHO, M. M.; FONSECA, D. M. da; ARRUDA, M. L.; VILELA, H.; OLIVEIRA, F. T. T. de. Pastagens. In: RIBEIRO, A. C.; GUIMARÃES, P. T. G.; ALVAREZ, V. V. H. (ed.). **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5a aproximação**. Viçosa: Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais, 1999. p. 332-341.

CARVALHO, P. C. de F. Harry Stobbs memorial lecture: can grazing behavior support innovations in grassland management? **Tropical Grasslands-Forrajes Tropicales**, v. 1, n. 2, p. 137-155, Dec. 2013. DOI: [https://doi.org/10.17138/tgft\(1\)137-155](https://doi.org/10.17138/tgft(1)137-155).

COSTA, F. P.; REHMAN, T. Unravelling the rationale of 'overgrazing' and stocking rates in the beef production systems of Central Brazil using a bi-criteria compromise programming model. **Agricultural Systems**, v. 83, n. 3, p. 277-295, Mar. 2005. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agry.2004.02.011>.

DIAS-FILHO, M. B. **Degradação de pastagens: processos, causas e estratégias de recuperação**. 4. ed. rev. atual. e ampl. Belém, PA: Edição do Autor, 2011. 215 p.

DIAS-FILHO, M. B.; ANDRADE, C. M. S. de. **Pastagens no Trópico Úmido**. Belém, PA: Embrapa Amazônia Oriental, 2006. 31 p. (Embrapa Amazônia Oriental. Documentos, 241). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/378317>. Acesso em: 1 out. 2025.

DONAGEMMA, G. K.; CAMPOS, D. V. B. de; CALDERANO, S. B.; TEIXEIRA, W. G.; VIANA, J. H. M. (org.). **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. rev. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2011. 230 p.

(Embrapa Solos. Documentos, 132). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/990374>. Acesso em: 1 out. 2025.

DUARTE, A. F. Aspectos da climatologia do Acre, Brasil, com base no intervalo 1971-2000. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 21, n. 3, p. 308-317, 2006. Disponível em: [https://www.acrebioclima.net/abcpublications/Environment\\_and\\_Health/LBA023-2006\\_AFDuarte.pdf](https://www.acrebioclima.net/abcpublications/Environment_and_Health/LBA023-2006_AFDuarte.pdf). Acesso em: 1 out. 2025.

DUBEUX, J. C. B.; SOLLENBERGER, L. E. Nutrient cycling in grazed pastures. In: ROUQUETTE JUNIOR, M.; AIKEN, G. E. (ed.). **Management strategies for sustainable cattle production in southern pastures**. Cambridge, Massachusetts: Academic Press, 2020. p. 59-75. DOI: <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-814474-9.00004-9>.

GARCIA-MONTIEL, D. C.; STEUDLER, P. A.; PICOLLO, M. C.; MELILLO, J. M.; NEILL, C.; CERRI, C. C. Controls on soil nitrogen oxide emissions from forest and pastures in the Brazilian Amazon. **Global Biogeochemical Cycles**, v. 15, n. 4, p. 1021-1030, Dec. 2001. DOI: <https://doi.org/10.1029/2000GB001349>.

HODGSON, J. **Grazing management: science into practice**. Harlow: Longman Scientific & Technical, 1990. p. 203.

HODGSON, J. The significance of sward characteristics in the management of temperate sown pastures. In: INTERNATIONAL GRASSLAND CONGRESS, 15., 1985, Kyoto, Japan. **Proceedings** [...]. Tokyo: Japanese Society of Grassland Science, 1985. p. 63-66.

HODGSON, J.; SILVA, S. C. da. Options in tropical pasture management. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 39., 2002, Recife. **Anais** [...]. Recife: SBZ, 2002. p. 180-202.

HOLMANN, F.; ARGEL, P.; RIVAS, L.; WHITE, D.; ESTRADA, R. D.; BURGOS, C.; PÉREZ, E.; RAMÍREZ, G.; MEDINA, A. **Vale la pena recuperar pasturas degradadas?** Una evaluación desde la perspectiva de los productores y extensionistas en Honduras. CALI, CO: CIAT: DICTA: ILRI, 2004. Disponível em: <https://cgspace.cgiar.org/items/cb0a96fa-fb24-4445-b8f1-8e7641228830>. Acesso em: 1 out. 2025.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA. **Normais climatológicas do Brasil**. 2024. Disponível em: <https://portal.inmet.gov.br/normais>. Acesso em: 1 out. 2025.

KEMP, D. R.; KING, W. M.; MICHALK, D. L.; ALEMSEGED, Y. Weed-proofing pastures: how can we go about it? In: AUSTRALIAN WEEDS CONFERENCE, 12., 1999, Hobart, Tasmania, Australia. **Weed management into the 21st Century: do we know where we're going?** : proceedings [...]. Tasmania: Tasmanian Weed Society, 1999. p. 138-143. Disponível em: <https://>

[caws.org.nz/old-site/awc/1999/awc199911381.pdf](https://caws.org.nz/old-site/awc/1999/awc199911381.pdf). Acesso em: 1 out. 2025.

LATAWIEC, A. E.; STRASSBURG, B. B. N.; SILVA, D.; ALVES-PINTO, H. N.; FELTRAN-BARBIERI, R.; CASTRO, A.; IRIBARREM, A.; RANGEL, M. C.; KALIF, K. A. B.; GARDNER, T.; BEDUSCHI, F. Improving land management in Brazil: a perspective from producers. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, v. 240, p. 276-286, Mar. 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agee.2017.01.043>.

MACEDO, V. H. M.; ANDRADE, C. M. S. de; VALENTIM, J. F.; GOMES, F. C. da R. **Perfil socioeconômico e tecnológico das propriedades de cria no Acre**. Rio Branco, AC: Embrapa Acre, 2024. 20 p. (Embrapa Acre. Boletim de pesquisa e desenvolvimento, 72). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/1169936>. Acesso em: 1 out. 2025.

MCGRATH, D. A.; SMITH, C. K.; GHOLZ, H. L.; OLIVEIRA, F. de A. Effects of land-use change on soil nutrient dynamics in Amazonia. **Ecosystems**, v. 4, n. 7, p. 625-645, Nov. 2001. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10021-001-0033-0>.

MCLACHLAN, J. W.; SINDEL, B. M. Application of ecologically based weed management in pastures. In: KORRES, N. E.; TRAVLOS, I. S.; GITSOPOULOS, T. K. (ed.). **Ecologically-based weed management: concepts, challenges, and limitations**. New Jersey: John Wiley & Sons, 2024. p. 299-312. DOI: <https://doi.org/10.1002/9781119709763.ch17>.

MELILLO, J. M.; STEUDLER, P. A.; FEIGL, B. J.; NEILL, C.; GARCIA, D.; PICCOLO, M. C.; CERRI, C. C.; TIAN, H. Nitrous oxide emissions from forests and pastures of various ages in the Brazilian Amazon. **Journal of Geophysical Research: Atmospheres**, v. 106, n. D2, p. 34179-34188, Dec. 2001. DOI: <https://doi.org/10.1029/2000JD000036>.

MENDES, I. de C.; SOUSA, D. M. G. de; SILVA, O. D. D. da; LOPES, A. A. C.; REIS JUNIOR, F. B. dos; OLIVEIRA, M. I.; CHAER, G. M. Soil quality and grain yield: a win-win combination in clayey tropical oxisols. **Geoderma**, v. 388, article 114880, Apr. 2021. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2020.114880>.

MYERS, R. J. K.; ROBBINS, G. B. Sustaining productive pastures in the tropics. 5. Maintaining productive sown grass pastures. **Tropical Grasslands**, v. 25, n. 2, p. 104-110, 1991. Disponível em: [https://www.tropicalgrasslands.info/public/journals/4/Historic/Tropical%20Grasslands%20Journal%20archive/PDFs/Vol\\_25\\_1991/Vol\\_25\\_02\\_91\\_pp104\\_110.pdf](https://www.tropicalgrasslands.info/public/journals/4/Historic/Tropical%20Grasslands%20Journal%20archive/PDFs/Vol_25_1991/Vol_25_02_91_pp104_110.pdf). Acesso em: 1 out. 2025.

NEILL, C.; PICCOLO, M. C.; MELILLO, J. M.; STEUDLER, P. A.; CERRI, C. C. Nitrogen dynamics in Amazon forest and pasture soils measured by 15N pool

dilution. **Soil Biology and Biochemistry**, v. 31, n. 4, p. 567-572, Apr. 1999. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0038-0717\(98\)00159-X](https://doi.org/10.1016/S0038-0717(98)00159-X).

O'REAGAN, P. J.; SCANLAN, J. C. Sustainable management for rangelands in a variable climate: evidence and insights from northern Australia. **Animal**, v. 7, n. S1, p. 68-78, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1017/S175173111100262X>.

PECK, G. A.; BUCK, S. R.; HOFFMAN, A.; HOLLOWAY, C.; JOHNSON, B.; LAWRENCE, D. N.; PATON, C. **J. Review of productivity decline in sown grass pastures**. Sydney: Meat and Livestock Australia, 2011. p. 158. Disponível em: [https://era.dpi.qld.gov.au/id/eprint/5037/1/B.NBP.0624\\_MLA\\_Final\\_Report%20%281%29.pdf](https://era.dpi.qld.gov.au/id/eprint/5037/1/B.NBP.0624_MLA_Final_Report%20%281%29.pdf). Acesso em: 1 out. 2025.

PEDREIRA, C. G. S. Avanços metodológicos na avaliação de pastagens. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 39., 2002, Recife. **Anais** [...]. Recife: SBZ, 2002. p. 100-150.

PEREIRA, L. E. T.; HERLING, V. R.; TECH, A. R. B. Current scenario and perspectives for nitrogen fertilization strategies on tropical perennial grass pastures: a review. **Agronomy**, v. 12, n. 9, article 2079, Aug. 2022. DOI: <https://doi.org/10.3390/agronomy12092079>.

PEREIRA, M. de A.; BUNGENSTAB, D. J.; EUCLIDES, V. P. B.; MALAFAIA, G. C.; BISCOLA, P. H. N.; MENEZES, G. R. de O.; ABREU, U. G. P. de; LAURA, V. A.; NOGUEIRA, E.; MAURO, R. de A.; SILVA, M. P. da; NICACIO, A. C.; ALMEIDA, R. G. de; GOMES, R. da C.; SILVA, J. C. B.; SOUZA, V. F. de. From traditionally extensive to sustainably intensive: a review on the path to a sustainable and inclusive beef farming in Brazil. **Animals**, v. 14, n. 16, article 2340, Aug. 2024. DOI: <https://doi.org/10.3390/ani14162340>.

PEREIRA, M. de A.; DAVID, L. C. da S.; VINHOLIS, M. de M. B.; BARIONI JUNIOR, W.; ZIMMER, A. H. **Percepções e crenças de pecuaristas de corte sobre o manejo e a degradação de pastagens no Brasil**. Brasília, DF: Embrapa, 2023. 26 p. (Embrapa Gado de Corte. Comunicado técnico, 170). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/1159194>. Acesso em: 1 out. 2025.

R CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2024. Disponível em: <https://www.R-project.org>. Acesso em: 1 out. 2025.

SANTOS, M. L. dos; SANTOS, P. M.; BARIONI, L. G.; PEREIRA, B. H.; CUADRA, S. V.; PEQUENO, D. N. L.; MARIN, F. R.; SOLLENBERGER, L. Yield gap analysis framework applied to pasture-based livestock systems in Central Brazil. **Field Crops Research**, v. 314, article

109416, June 2024a. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.fcr.2024.109416>.

SANTOS, P. M.; MARTHA JUNIOR, G. B.; PEREIRA, V. da F.; SANTOS, C. E. S.; VICTORIA, D. de C.; AQUINO, F. de G.; DRESSLER, M.; MARCELINO, M. Q. dos S.; TONUCCI, R. G.; MINGOTI, R.; GOIS, S. L. L. de; CORDEIRO, L. A. M.; BALSADI, O. V. **Políticas públicas para pastagens: da degradação ao uso sustentável**. Brasília, DF: Embrapa, 2024b. 106 p. Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/1163845>. Acesso em: 1 out. 2025.

SERRÃO, E. A. S.; TOLEDO, J. M. The search for sustainability of Amazonian pastures. In: ANDERSON, A. B. (ed.). **Alternatives to deforestation: steps toward sustainable utilization of Amazon forests**. New York: Columbia University Press, 1990. p. 195-214.

SILVA, S. C. da; SBRISIA, A. F.; PEREIRA, L. E. T. Ecophysiology of C4 forage grasses—understanding plant growth for optimising their use and management. **Agriculture**, v. 5, n. 3, p. 598-625, July 2015. DOI: <https://doi.org/10.3390/agriculture5030598>.

SILVEIRA, M. L.; KOHMANN, M. M. Maintaining soil fertility and health for sustainable pastures. In: ROUQUETTE JUNIOR, M.; AIKEN, G. E. (ed.). **Management strategies for sustainable cattle production in southern pastures**. Cambridge, Massachusetts: Academic Press, 2020. p. 35-58. DOI: <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-814474-9.00003-7>.

SOIL SURVEY STAFF. **Soil taxonomy: a basic system of soil classification of making and interpreting soil surveys**. 2. ed. Washington, DC: USDA: NRCS, 1999. 869 p. (USDA. Agriculture handbook, 436).

SOLLENBERGER, L. E.; NEWMAN, Y. C.; MACOON, B. Pasture design and grazing management. In: MOORE, K. J.; COLLINS, M.; NELSON, C. J.; REDFEARN, D. D. (ed.). **Forages: the science of grassland agriculture**. Hoboken, Nova Jersey: Wiley-Blackwell, 2020. v. 2, p. 803-814. DOI: <https://doi.org/10.1002/9781119436669.ch44>.

SOLLENBERGER, L. E.; OCUMPAUGH, W. R.; EUCLIDES, V. P. B.; MOORE, J. E.; QUESENBERRY, K. H.; JONES JUNIOR, C. S. Animal performance on continuously stocked 'Pensacola' bahiagrass and 'Floralta' limpgrass pastures. **Journal of Production Agriculture**, v. 1, n. 3, p. 216-220, July/Sept. 1988. DOI: <https://doi.org/10.2134/jpa1988.0216>.

SPAIN, J. M.; GUALDRÓN, R. Degradación y rehabilitación de pasturas. In: LASCANO, C. E.; SPAIN, J. M. (ed.). **Establecimiento y renovación de pasturas: conceptos, experiencias y enfoque de la investigación**. Cali, CO: CIAT, 1991. p. 269-283. Disponível em: [http://ciat-library.ciat.cgiar.org/forrajes\\_tropicales/pdf/4th/](http://ciat-library.ciat.cgiar.org/forrajes_tropicales/pdf/4th/)

Establecimiento\_y\_renovacion\_de\_pasturas.pdf. Acesso em: 1 out. 2025.

STONE, G.; ZHANG, B.; CARTER, J.; FRASER, G.; WHISH, G.; PATON, C.; MCKEON, G. An online system for calculating and delivering long-term carrying capacity information for Queensland grazing properties. Part 1: background and development. **The Rangeland Journal**, v. 43, n. 3, p. 143-157, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1071/RJ20084>.

STRASSBURG, B. B. N.; LATAWIEC, A. E.; BARIONI, L. G.; NOBRE, C. A.; PORFIRIO-DA-SILVA, V.; VALENTIM, J. F.; VIANNA, M.; ASSAD, E. D. When enough should be enough: improving the use of current agricultural lands could meet production demands and spare natural habitats in Brazil. **Global Environmental Change**, v. 28, p. 84-97, Sept. 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2014.06.001>.

STUTH, J.; MARASCHIN, G. E. Sustainable management of pasture and rangelands. In: LEMAIRE, G.; HODGSON, J.; MORAES, A. de; CARVALHO, P. C. de F.; NABINGER, C. **Grassland ecophysiology and grazing ecology**. Wallingford, UK: CABI Publishing, 2000. p. 339-354.

TEIXEIRA, W. G.; VICTORIA, D. de C.; BARROS, A. H. C.; LUMBRERAS, J. F.; ARAUJO FILHO, J. C. de; SILVA, F. A. M. da; LIMA, E. de P.; BUENO FILHO, J. S. de S.; MONTEIRO, J. E. B. de A. **Predição da água disponível no solo em função da granulometria para uso nas análises de risco no Zoneamento Agrícola de Risco Climático**. Rio de Janeiro: Embrapa Solos,

2021. E-book. (Embrapa Solos. Boletim de pesquisa e desenvolvimento, 272). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/1131095>. Acesso em: 1 out. 2025.

VALLENTINE, J. F. **Grazing management**. 2. ed. New Jersey: Academic Press, 2001. 659 p.

VILELA, L.; SOUSA, D. M. G. de; MARTHA JÚNIOR, G. B. Calagem. In MARTHA JÚNIOR, G. B.; VILELA, L.; SOUSA, D. M. G. de (ed.). **Cerrado: uso eficiente de corretivos e fertilizantes em pastagens**. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2007. p. 93-106.

WHALLEY, R. D. B.; HARDY, M. B. Measuring botanical composition of grasslands. In: MANNETJE, L. t'; JONES, R. M. (ed.). **Field and laboratory methods for grassland and animal production research**. Wallingford, UK: CAB International, 2000. p. 67-102. DOI: <https://doi.org/10.1079/9780851993515.0067>.

WICK, B.; VELDKAMP, E.; MELLO, W. Z. de; KELLER, M.; CRILL, P. Nitrous oxide fluxes and nitrogen cycling along a pasture chronosequence in Central Amazonia, Brazil. **Biogeosciences**, v. 2, n. 2, p. 175-187, 2005. DOI: <https://doi.org/10.5194/bg-2-175-2005>.

ZHANG, B.; FRASER, G.; CARTER, J.; STONE, G.; IRVINE, S.; WHISH, G.; WILLCOCKS, J.; MCKEON, G. An online system for calculating and delivering long-term carrying capacity information for Queensland grazing properties. Part 2: modelling and outputs. **The Rangeland Journal**, v. 43, n. 2/3, p. 159-172, Oct. 2021. DOI: <https://doi.org/10.1071/RJ20088>.