

**FAUNA DO CERRADO EM UM FRAGMENTO ISOLADO
PELO AVANÇO DA AGRICULTURA**

LARA MARINA EVANGELISTA FERREIRA SÁ

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS

DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA FLORESTAL

**UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA - UnB
FACULDADE DE TECNOLOGIA**



FACULDADE DE TECNOLOGIA
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA FLORESTAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS

**FAUNA DO CERRADO EM UM FRAGMENTO ISOLADO
PELO AVANÇO DA AGRICULTURA**

LARA MARINA EVANGELISTA FERREIRA SÁ

ORIENTADOR: PROF. DR. REUBER ALBUQUERQUE BRANDÃO

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS

BRASÍLIA – DF

2026

**FAUNA NO CERRADO EM UM FRAGMENTO ISOLADO PELO AVANÇO DA
AGRICULTURA**

LARA MARINA EVANGELISTA FERREIRA SÁ

Dissertação de mestrado submetida ao departamento de Engenharia Florestal da Faculdade de Tecnologia na Universidade de Brasília como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de mestre em ciências florestais.

APROVADA POR:

Prof. Dr. Reuber Albuquerque Brandão
(Departamento de Engenharia Florestal, UnB); (Orientador)

Prof. Dr. Rogério Benevides de Miranda
(Case Western Reserve University)

Prof. Dr. André Faria Mendonça
(Departamento de Ecologia, UnB)

Brasília -DF, 19 de fevereiro de 2026

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

SÁ, L. M. E. F (2026). FAUNA DO CERRADO EM UM FRAGMENTO ISOLADO PELO AVANÇO DA AGRICULTURA. Dissertação de Mestrado em Ciências Florestais, Departamento de Engenharia Florestal, Universidade de Brasília, Brasília/DF, 89 p.

CESSÃO DE DIREITOS

AUTOR: Lara Marina Evangelista Ferreira Sá

TÍTULO: Fauna do cerrado em um fragmento isolado pelo avanço da agricultura.

GRAU: Mestre

ANO: 2026

É concedida à Universidade de Brasília permissão para reproduzir cópias deste Projeto Final de Graduação e para emprestar ou vender tais cópias somente para propósitos acadêmicos e científicos. O autor reserva outros direitos de publicação e nenhuma parte dessa dissertação de mestrado pode ser reproduzida sem autorização por escrito do autor.

Lara Marina Evangelista Ferreira Sá

Código: PPGCFL.DM408.2026

Departamento de Engenharia Florestal (EFL)-FT

Universidade de Brasília (UnB)

Campus Darcy Ribeiro

CEP 70919-970 – Brasília – DF – Brasil

RESUMO

A fragmentação da paisagem é uma das principais ameaças à biodiversidade, pois altera a estrutura das comunidades e compromete a conectividade entre habitats. Este estudo avaliou a resposta temporal da mastofauna em um remanescente de Cerrado no município de Buritis (MG) entre 2016 e 2024, por meio de armadilhas fotográficas (6 câmeras; 9.720 câmeras/dia; 365 registros), integrando métricas de diversidade e mudanças na paisagem obtidas por sensoriamento remoto (1985 - 2024). No período houve redução da cobertura nativa e intensificação da fragmentação: a classe Floresta diminuiu de 65,11% (3.401,71 km²) para 46,60% (2.434,96 km²) e a Vegetação herbácea/arbustiva de 17,17% para 10,46%, com aumento no número de fragmentos e redução do tamanho médio das manchas. Em escala anual, a riqueza variou acentuadamente, com declínio de 2016 (16 espécies) até 2021-2022 (2 espécies) e recuperação parcial em 2023-2024 (4-6 espécies), compatível com a expansão da matriz agropecuária no entorno. Espécies generalistas passaram a dominar o fragmento, enquanto espécies de baixa abundância relativa foram registradas de forma esporádica. Os resultados indicam que a perda e a fragmentação do habitat natural se associam à redução da riqueza e da diversidade de mamíferos no Cerrado, reforçando a necessidade de estratégias de conservação e conectividade na paisagem.

Palavras-chave: Cerrado, mastofauna, fragmentação de habitat, armadilhas fotográficas, uso e cobertura do solo, métricas de paisagem.

ABSTRACT

Landscape fragmentation is one of the main threats to biodiversity because it alters community structure and compromises habitat connectivity. This study assessed the temporal response of medium- and large-sized mammals in a Cerrado remnant in Buritis, Minas Gerais (Brazil), from 2016 to 2024 using camera traps (6 cameras; 9,720 camera-days; 365 records), integrating diversity metrics with landscape changes derived from remote sensing (1985 - 2024). Over the historical period, native vegetation cover decreased and fragmentation intensified: the Forest class declined from 65.11% (3,401.71 km²) to 46.60% (2,434.96 km²), and Herbaceous/Shrub vegetation from 17.17% to 10.46%, accompanied by an increase in the number of patches and a reduction in mean patch size. At the annual scale, species richness varied markedly, declining from 2016 (16 species) to 2021 - 2022 (2 species) and partially recovering in 2023 - 2024 (4 - 6 species), consistent with the expansion of the surrounding agricultural matrix. Generalist species became dominant within the fragment, whereas species with low relative abundance were recorded sporadically. Overall, the results indicate that habitat loss and fragmentation are associated with reduced mammal richness and diversity in the Cerrado, highlighting the need for conservation actions aimed at maintaining and restoring landscape connectivity.

Keywords: Cerrado, mammal community, habitat fragmentation, camera trapping, land use and land cover, landscape metrics.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	14
1.1 Hipóteses.....	15
2. OBJETIVOS.....	16
2.1 Geral.....	16
2.2 Específicos.....	16
3. MATERIAIS E MÉTODOS.....	17
3.1 Área de Estudo.....	17
3.2 Coleta dos Dados.....	17
3.2.1 Distribuição dos Pontos.....	17
3.2.2 Registros Fotográficos.....	19
3.2.3 Aquisição das Imagens de Satélites.....	20
3.3 Análise dos Dados.....	21
3.3.1 Diversidade, Riqueza e Abundância.....	21
3.3.2 Suficiência Amostral e Diversidade Beta Temporal.....	23
3.3.3 Análises da Paisagem.....	24
3.3.3.1 Fragmentação.....	26
3.3.3.2 Conectividade.....	28
3.3.3.3 Variação Temporal.....	29
3.3.4 Fragmentação e Diversidade.....	30
3.3.5 Mamíferos Domésticos e Espécies Indicadoras.....	32
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	33
4.1 Diversidade, Riqueza e Abundância.....	33
4.2 Suficiência Amostral e Diversidade Beta Temporal.....	41
4.3 Análises da Paisagem.....	46
4.3.1 Fragmentação.....	46
4.3.2 Conectividade.....	52
4.3.3 Variação Temporal.....	53
4.4 Fragmentação e Diversidade.....	57

4.5 Mamíferos Domésticos e Espécies Indicadoras.....	65
5. CONCLUSÃO.....	69
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	71

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Coordenada dos pontos onde foram instaladas as armadilhas fotográficas na área de estudo.....	19
Tabela 2 - Espécies encontradas, número de registros, sucesso e esforço de amostragem para os seis pontos distribuídos ao longo da área de estudo.....	35
Tabela 3 - Matriz de presença das espécies de mamíferos de médio e grande porte registradas entre 2016 e 2024 na área de estudo. (“X” indica presença da espécie no respectivo ano e célula em branco indica ausência de registros)	39
Tabela 4 - Índices de diversidade e equitabilidade por ano (2016–2024), calculados a partir das abundâncias anuais por espécie. Apresenta-se o total de registros do ano, a riqueza de espécies (S), o índice de Shannon–Wiener (H’).....	41
Tabela 5 - Teste de Mantel entre dissimilaridade temporal (diversidade beta) e distância temporal (Δ anos).....	46
Tabela 6 – Análise das métricas de paisagem do município de Buritis-MG, no período de 1985 até 2024. CA – Class Area; NP – Number of Patches; LPA – Largest Patch Area; MPA – Mean Patch Area; PD_C – Patch Density (class level); PD_L – Landscape Patch Density; LPI – Largest Patch Index.....	49
Tabela 7 - Estatísticas do vizinho mais próximo (ENN) para fragmentos florestais em 1985 e 2024.....	53
Tabela 8 - Classificação supervisionada do uso do solo no município de Buritis-MG, no período de 1985 até 2024.....	54
Tabela 9 - Variação anual (2016–2024) da riqueza de mamíferos registrada (nº de espécies) e da composição da paisagem de estudo, expressa pela proporção de matriz antrópica (Agropecuária + Área não Vegetada; %) e de áreas naturais (Floresta + Vegetação herbácea/arbustiva + Corpo d’água; %)......	59

Tabela 10 - Resultados da regressão linear simples entre a riqueza anual de mamíferos e a área total de vegetação nativa no período 2016–2024(N = 9; $R^2 = .695$; R^2 ajustado = .651. $F(1, 7) = 15,95$, $p = 0.005$. Variável dependente: riqueza anual de mamíferos (nº de espécies). Preditor: área total de vegetação nativa (Floresta + Vegetação herbácea/arbustiva; km ²). Erro-padrão residual (σ) = 2,79.).....	60
Tabela 11 - Estimativas dos modelos mistos generalizados (GLMM) para a relação entre métricas de paisagem e a probabilidade anual de ocorrência das espécies nas classes Floresta, Vegetação herbácea e arbustiva e Corpos d'água. CA = Área da Classe; PD = Densidade de Fragmentos; LPA = Área do Maior Fragmento; LPI = Largest Patch Index.....	61
Tabela 12 - Ocorrência temporal do mamífero doméstico e das espécies indicadoras de conservação (categorias NT/VU) registradas por armadilhas fotográficas no período 2016–2024.....	67
Tabela 13 – Tendência temporal (2016–2024) da ocorrência anual (presença/ausência) do mamífero doméstico e das espécies indicadoras, estimada pelos testes de Mann–Kendall (τ , p) e inclinação de Sen (β).....	68

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Localização da fazenda Veredas do Cerrado (Fonte: Autor, 2025).....	17
Figura 2 - Localização das armadilhas fotográficas instaladas na área de estudo (Fonte: Autor, 2025).....	18
Figura 3 - Armadilha fotográfica utilizada no estudo (Fonte: Autor, 2025).....	20
Figura 4 - Abundância relativa das espécies registradas pelas armadilhas fotográficas na área de estudo.....	37
Figura 5 – Variação anual da riqueza e número de registros das espécies registradas na área de estudo, 2016 – 2024.....	38
Figura 6 - Curva de rarefação e extrapolação das espécies nos pontos amostrais.....	43
Figura 7 - Heatmap de similaridade (Jaccard) entre anos (2016–2024), calculado a partir de dados de presença/ausência das espécies.....	44
Figura 8 - Relação entre dissimilaridade de Jaccard (β_{jac}) e distância temporal ($\Delta anos$) entre pares de anos (2016–2024). Pontos representam comparações par a par; a linha indica a tendência linear estimada. A ausência de inclinação expressiva indica ausência de distance-decay para β total.....	45
Figura 9 - Ordenação dos anos (2016–2024) por Análise de Componentes Principais (PCA) baseada em métricas de paisagem. O eixo PC1 explica 50,0% e o eixo PC2 explica 23,4% da variação total; anos mais próximos no plano apresentam maior similaridade multivariada no conjunto de métricas, enquanto maior distância indica maior diferenciação. As linhas tracejadas representam a origem (0,0), correspondente ao centróide dos dados após padronização (z-score).....	51
Figura 10 - Classificação supervisionada do município de Buritis - MG, nos anos de 1985 e 2024 (Fonte: Autor, 2025)	55
Figura 11. - Diagrama de Sankey das transições de uso e cobertura do solo entre 1985 e 2024 no município de Buritis-MG. A largura dos fluxos é proporcional à área (km ²) de	

permanência (classe→mesma classe) e de conversão (classe→outra classe) entre os anos analisados. As classes foram codificadas no raster como: 1 = Floresta; 2 = Vegetação herbácea/arbustiva; 3 = Agropecuária; 4 = Área não vegetada; 5 = Corpos d'água.....57

Figura 12 - Comparação da riqueza estimada dos animais capturados pelas armadilhas fotográficas e da antropização do município de Buritis – MG, para os anos de 2016 a 2024.....58

Figura 13 - Regressão linear da fragmentação do município de Buritis – MG em relação à riqueza de espécies capturadas pelas armadilhas fotográficas.....61

Figura 14 - Efeitos das métricas de paisagem da classe Floresta sobre a ocorrência anual das espécies, estimados por modelo misto generalizado (GLMM).....63

Figura 15 - Efeitos das métricas de paisagem da classe Vegetação herbácea e arbustiva sobre a ocorrência anual das espécies, estimados por modelo misto generalizado (GLMM).....64

Figura 16- Efeitos das métricas de paisagem da classe Corpos d'água sobre a ocorrência anual das espécies, estimados por modelo misto generalizado (GLMM).....65

Figura 17 - Variação temporal do número de registros anuais do mamífero doméstico (*Canis lupus familiaris*) e das espécies indicadoras (NT/VU) entre 2016 e 2024.....66

ANEXOS

Anexo 1 - Espécies Registradas pelas armadilhas fotográficas.....80

Anexo 2 - Métricas de paisagem dos anos de 2016 a 2024 (**AC** – Class Area; **NP** – Number of Patches; **LPA** – Largest Patch area; **MPA** – Mean patch Area; **PD_C** – Patch Density (class level); **PD_P** – Landscape Patch Density; **LPI** - Largest Patch Index.)82

Anexo 3. Cargas (loadings) e contribuição relativa das métricas de paisagem nos dois primeiros componentes da Análise de Componentes Principais (PCA) aplicada aos anos de 2016 a 2024. *Metric* indica a métrica e a classe (formato métrica_classe), onde **AREA** = área da classe; **NP** = número de fragmentos (*number of patches*); **PDc** = densidade de fragmentos na classe (*patch density – class*); **PDI** = densidade de fragmentos na paisagem (*patch density – landscape*); **MPA** = área média dos fragmentos (*mean patch area*); **LPA** = área do maior fragmento (*largest patch area*); **LPI** = índice do maior fragmento (*largest patch index*). As classes são: **FOR** = floresta; **HSH** = vegetação herbácea e arbustiva; **AGR** = agropecuária; **NVG** = não vegetada; **WAT** = corpos d’água.....86

1. INTRODUÇÃO

A fragmentação de habitats naturais é uma das principais ameaças à biodiversidade, impactando negativamente a estrutura e a composição das comunidades ecológicas (Fahrig, 2003; Haddad et al., 2015). Esse processo envolve a subdivisão de grandes áreas contínuas de vegetação nativa em pequenos fragmentos isolados, comumente causados pela expansão agrícola e urbana, o que compromete a conectividade ecológica e aumenta os efeitos de borda (Laurance et al., 2011).

No contexto brasileiro, o bioma Cerrado destaca-se como um dos mais afetados pela fragmentação, devido à rápida conversão de sua vegetação nativa em pastagens e lavouras, principalmente para a produção de soja e pela pecuária extensiva (Strassburg et al., 2017). Embora o Cerrado represente cerca de 22% do território nacional e possua elevada biodiversidade e endemismo, estima-se que apenas cerca de 50% de sua cobertura natural permaneça sem modificações, além de uma parcela reduzida do bioma encontrar-se sob proteção formal. Mais de 50% de sua vegetação original já tenha sido suprimida (Klink & Machado, 2015; Sano et al., 2019; Pereira et al., 2026).

Entre os principais efeitos da fragmentação sobre a fauna estão a redução da riqueza de espécies, o isolamento genético, a diminuição das taxas de reprodução e o favorecimento de espécies generalistas em detrimento de espécies especialistas (Ewers & Didham, 2006). Mamíferos de médio e grande porte, por exemplo, apresentam maior sensibilidade à fragmentação devido às suas necessidades ecológicas específicas, como amplas áreas de forrageamento e diminuição da conectividade entre habitats (Benítez-López et al., 2010). Além disso, o aumento da borda dos fragmentos tende a modificar o microclima e as condições ecológicas, favorecendo espécies oportunistas (Laurance et al., 2002).

Estudos com mamíferos de médio e grande porte em paisagens agrícolas e de Cerrado indicam que a proporção de áreas florestas, a quantidade e o isolamento de fragmentos são determinantes para a riqueza, composição e persistência das espécies, especialmente carnívoros e outros grupos mais sensíveis à perda de hábitat (Lyra-Jorge et al., 2010; Pedroso et al., 2024).

Nesse contexto, armadilhas fotográficas são uma ferramenta eficaz para o monitoramento da fauna silvestre, permitindo registrar a presença, o comportamento e a abundância de espécies de forma não invasiva (Rovero & Zimmermann, 2016). Tais registros são essenciais para avaliar os impactos da fragmentação sobre a biodiversidade local e subsidiar estratégias de conservação baseadas em evidências (Burton et al., 2015).

No Cerrado, as áreas de relevo plano, com solos profundos e bem drenados, e com maior acessibilidade logística são as mais disputadas para o avanço do uso intensivo da terra, marcado pela expansão agropecuária (Batistella & Valladares, 2009; Sano et al., 2019; Nunes de Oliveira et al., 2017; Wang et al., 2024). Essa transformação da paisagem influencia diretamente a conectividade ecológica e, conseqüentemente, a riqueza e a composição da mastofauna em remanescentes do Cerrado (Rocha et al., 2019). Assim, compreender como mudanças temporais na fragmentação afetam a diversidade local da mastofauna é relevante para o desenvolvimento de estratégias de conservação. Diante disso, este estudo visa analisar os efeitos da fragmentação da paisagem sobre a composição, diversidade e distribuição de mamíferos de médio e grande porte do Cerrado, ao longo de nove anos (2016–2024) de monitoramento.

1.1 Hipóteses

- A diversidade de espécies diminuirá ao longo do tempo devido ao impacto cumulativo das atividades agropecuárias na região?
- Ao longo do tempo, as espécies generalistas e mais adaptáveis serão mais frequentes que espécies dependentes de habitats conservados?
- A composição da comunidade de mamíferos apresentará maior dissimilaridade entre anos mais distantes no tempo, refletindo a substituição gradual de espécies sensíveis por generalistas?

- Espécies bioindicadoras (espécies ameaçadas) serão menos registradas ao longo dos anos?
- Há aumento no registro de mamíferos domésticos ao longo do tempo?

2. OBJETIVOS

2.1 Objetivo Geral

Avaliar os efeitos temporais da fragmentação da paisagem sobre a composição, diversidade e distribuição da fauna de mamíferos de médio e grande porte em uma paisagem fragmentada do Cerrado.

2.2 Objetivos Específicos

- Avaliar a suficiência amostral e estimar a riqueza, diversidade e abundância de mamíferos de médio e grande porte ao longo dos anos.
- Analisar a diversidade beta temporal na composição de espécies entre os anos.
- Caracterizar temporalmente a estrutura da paisagem na área de estudo, quantificando métricas de fragmentação e conectividade.
- Avaliar a relação temporal entre a riqueza das espécies com métricas de fragmentação da paisagem.
- Quantificar a ocorrência e a tendência temporal de mamíferos domésticos e de espécies indicadoras.

3. MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 Área de estudo

O estudo foi realizado na Fazenda Veredas do Cerrado, com 300 hectares, localizada no município de Buritis, Minas Gerais (15°27'13''S; 46°45'43''W, altitude: 550–1050 m) (**Figura 1**). O período de amostragem ocorreu entre Janeiro de 2016 e Dezembro de 2024, totalizando nove anos de monitoramento. A Fazenda está inserida no bioma Cerrado, apresentando uma variedade de fitofisionomias, incluindo matas de galeria, veredas e cerrado stricto sensu. O clima na área é caracterizado por verões chuvosos, com precipitações concentradas entre outubro e março, e invernos secos, com pouca ou nenhuma chuva de abril a setembro (IBGE, 2023).

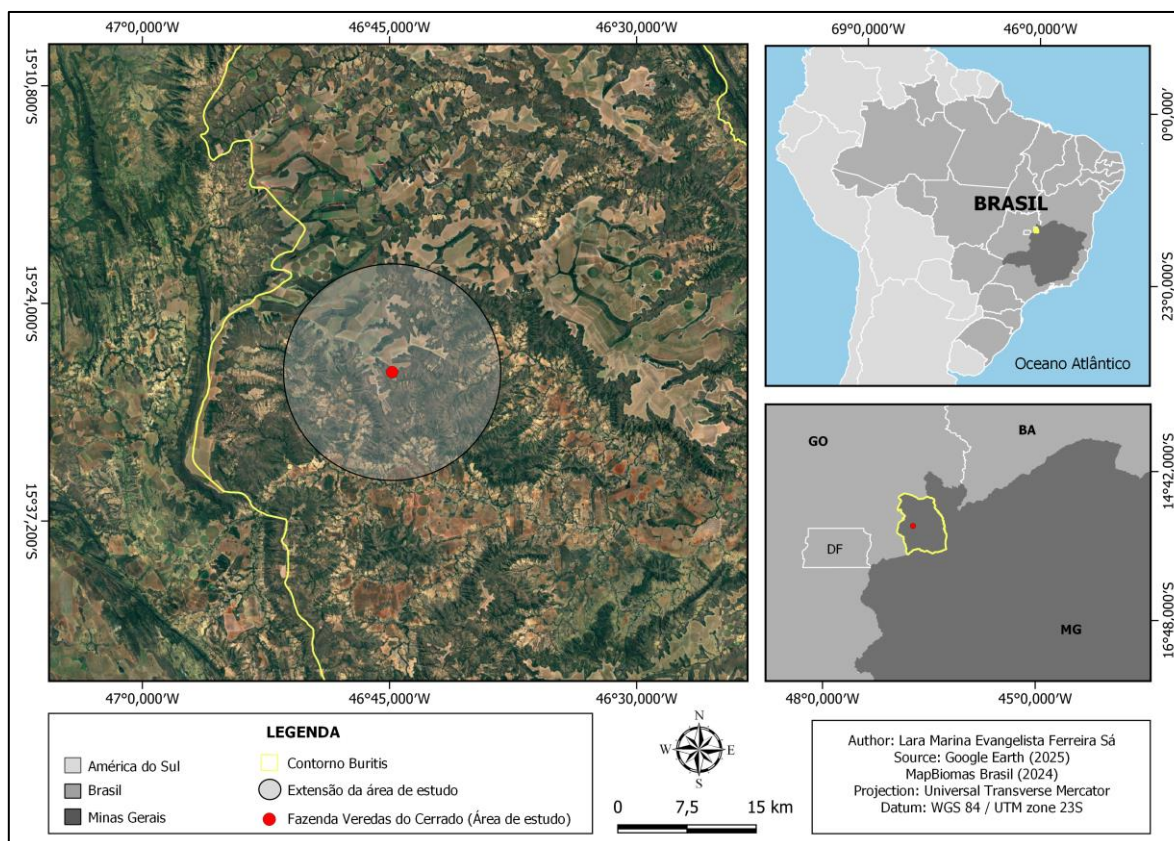


Figura 1 - Localização da fazenda Veredas do Cerrado (Fonte: Autor, 2025)

3.2 Coleta dos dados

3.2.1 Distribuição dos pontos

O levantamento de espécies focou apenas na detecção de mamíferos de médio e grande porte capturados por armadilhas fotográficas. Para tal, instalei armadilhas em seis pontos na Fazenda Veredas do Cerrado (**Tabela 1**). Esses pontos foram determinados com base em trilhas previamente definidas, que incluíam caminhos produzidos pelos próprios animais, pontos de passagem de água e locais onde foram identificados rastros, como pegadas e fezes. A distância mínima entre os pontos mais próximos foi de aproximadamente 600 metros, enquanto a distância máxima alcançou aproximadamente 2000 metros (**Figura 2**).

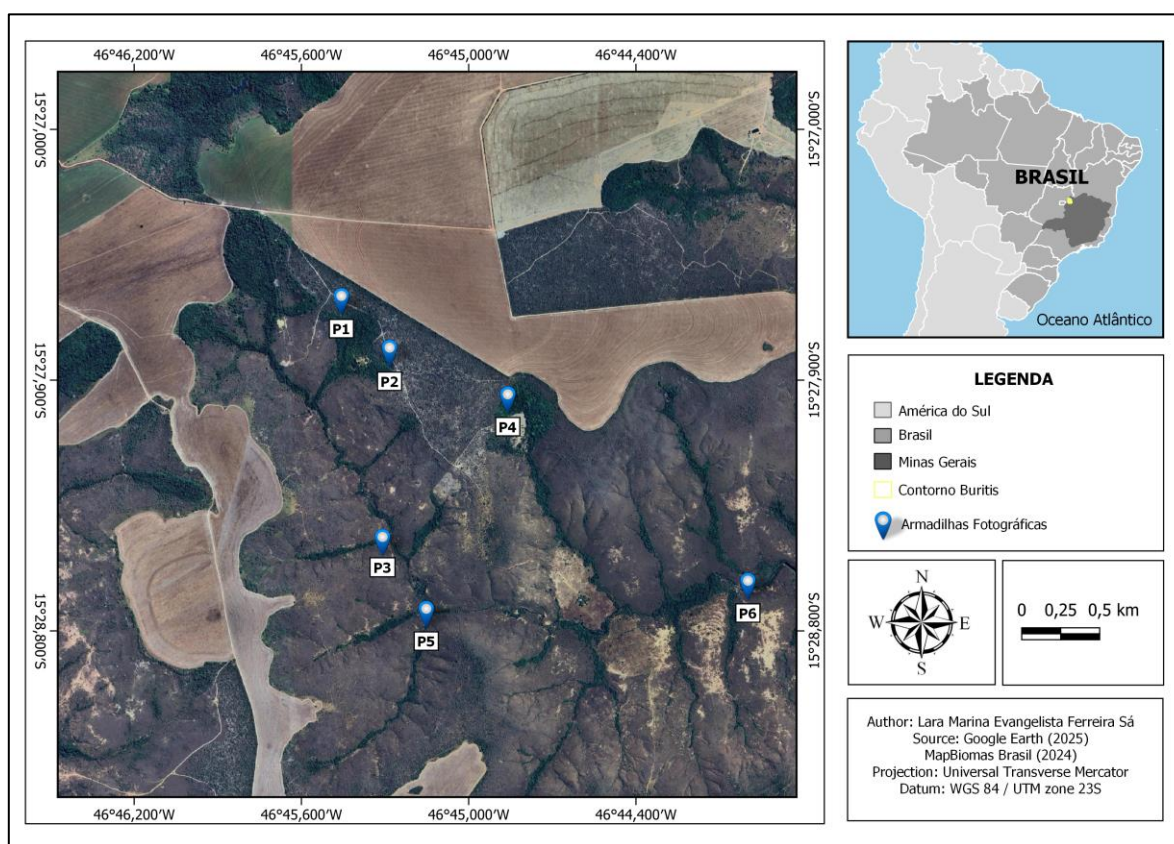


Figura 2- Localização das armadilhas fotográficas instaladas na área de estudo (Fonte: Autor, 2025)

Os pontos amostrais contemplam tanto fitofisionomias naturais do bioma Cerrado, quanto formações secundárias em processo de regeneração ecológica, adotando uma abordagem ecologicamente representativa da paisagem. As áreas classificadas como cerradão foram identificadas com base em sua estrutura florestal densa, presença de dossel

arbóreo mais contínuo e porte arbóreo superior a 8 metros (Ribeiro e Walter 2008). Da mesma forma, as matas de galeria corresponderam à vegetação florestal associada às margens de drenagens permanentes, com alta umidade e composição florística diferenciada (Ribeiro & Walter, 2008).

As áreas anteriormente utilizadas para atividades agropecuárias, e atualmente em processo de regeneração, foram classificadas como vegetação secundária em regeneração (capoeira), que não é reconhecida como fitofisionomia natural do Cerrado, mas uma formação vegetal resultante da sucessão ecológica secundária, com composição e estrutura variáveis, dependendo do grau de perturbação e do tempo de abandono da área (Ribeiro & Walter, 2008; Klink & Machado, 2005). A adoção de uma categoria mista entre fitofisionomias naturais e estágios sucessionais permitiu refletir as condições locais da conservação da vegetação presente na área de estudo.

Tabela 1-Coordenada dos pontos onde foram instaladas as armadilhas fotográficas na área de estudo.

PONTOS	FITOFISIONOMIA	LATITUDE	LONGITUDE
Ponto 1	Mata Primária	15°27'36"S	46°45'22"W
Ponto 2	Capoeira	15°27'49"S	46°45'08"W
Ponto 3	Mata de Galeria	15°28'27"S	46°45'13"W
Ponto 4	Cerradão	15°27'57"S	46°44'48"W
Ponto 5	Mata de Galeria	15°28'42"S	46°44'02"W
Ponto 6	Mata de Galeria	15°28'35"S	46°44'00"W

3.2.2 Registros Fotográficos

As armadilhas fotográficas (**Figura 3**) foram posicionadas em árvores, arbustos ou estacas, a 50 centímetros do solo, garantindo ampla visão da trilha selecionada. As câmeras foram instaladas na área de estudo no dia 8 de 2016 e permaneceram em campo durante 9 anos (até 14 de dezembro), com 30 dias funcionando continuamente por 24 horas e com 30 dias inoperantes para manutenção, totalizando seis meses de monitoramento por ano. Os

dispositivos foram programados para gravar vídeos com intervalo mínimo de 5 minutos entre gravações, além de capturar fotos.

O esforço amostral foi definido como *número de armadilhas fotográficas × o número de dias de amostragem* e o sucesso amostral foi expresso em porcentagem, relacionando o *número de registros com o esforço amostral × 100* (Srebek-Araujo & Chiarello, 2007). Os registros efetuados simultaneamente foram desconsiderados para cada uma das câmeras, evitando registros repetidos ao longo das filmagens e a contagem dupla de um mesmo registro.



Figura 3- Armadilha fotográfica utilizada no estudo. (Fonte: Autor, 2025)

3.2.3 Aquisição das Imagens de Satélites

Utilizei as plataformas Earth Explore do USGS (United States Geological Survey), disponibilizadas pelo INPE (Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais), além de dados ambientais obtidos pela plataforma MapBiomass. Em cada imagem foram utilizados dados de

diferentes tipos de satélites devido à qualidade das imagens (afetada pela presença de nuvens e fumaça) nos anos correspondentes ao período de estudo

As imagens obtidas na plataforma Earth Explore - USGS foram geradas pelo satélite Landsat 8, sensor OLI (Operational Land Imager), que adquire imagens nas bandas espectrais na faixa do vermelho e infravermelho próximo, com resolução espacial de 30 metros. Obtive imagens do satélite CBERS - 4A na plataforma do INPE, com resolução espacial de 2 metros, na banda pancromática e 8 metros na banda multiespectral. Na plataforma MapBiomas foram obtidas imagens referentes à classificação das áreas e à variação temporal da paisagem ao longo dos anos.

3.3 Análise dos dados

3.3.1 Diversidade, Riqueza e Abundância.

Considerarei mamíferos de médio e grande porte aqueles com peso corporal acima de 1 kg quando adultos, seguindo Chiarello (2000).

Calculei os índices de diversidade de Shannon-Wiener (H'), Simpson (D) e a equitabilidade de Pielou (J') para cada ano (2016 a 2024) utilizando o software R, com suporte do pacote vegan, amplamente empregado em análises de diversidade e ecologia de comunidades (Oksanen et al., 2022). Esses índices permitiram mensurar informações sobre a composição da comunidade local de mamíferos, considerando tanto a riqueza de espécies quanto sua distribuição na paisagem.

A riqueza de espécies foi definida como o número total de espécies registradas em cada ponto amostral durante o período de estudo e reflete a variedade taxonômica presente em cada área. A riqueza é um indicador básico da biodiversidade local (Magurran, 2013). A abundância relativa foi calculada como a frequência de registros de cada espécie em relação ao total de registros feitos pelas armadilhas fotográficas, permitindo identificar quais espécies são mais dominantes e como elas se distribuem entre os fragmentos (Magurran, 2013). As equações utilizadas em cada índice são:

$$A_i = \frac{n_i}{N}$$

Onde:

- A_i = Abundância relativa da espécie i ;
- n_i = Número de registros da espécie i ;
- N = Número total de registros;

$$H' = - \sum_{i=1}^S p_i \ln(p_i)$$

Onde:

- H' = Índice de Shannon;
- S = Número total de espécies (riqueza);
- p_i = Proporção de registros da espécie em relação ao total.

$$D = 1 - \sum_{i=1}^S p_i^2$$

Onde:

- D = Índice de Simpson;
- p_i = Proporção de registros da espécie.

$$J' = \frac{H'}{\ln(S)}$$

Onde:

- J' = Índice de equitabilidade de Pielou;
- H' = Índice de Shannon;
- $\ln(S)$ = Maior diversidade possível considerando a riqueza de espécies.

3.3.2 Suficiência Amostral e Diversidade Beta Temporal

No software **R** utilizando o pacote ***iNEXT***, avaliei a suficiência amostral construindo curvas para cada ponto amostral e para a comunidade como um todo (Hsieh et al., 2016), com o método de interpolação e extrapolação proposto por Chao et al. (2014). As curvas representam a riqueza acumulada conforme mais esforço é adicionado, permitindo identificar a estabilização da riqueza observada (Gotelli & Colwell, 2001), o que corresponde ao ponto no qual há a expectativa de que todas as espécies locais foram registradas.

Para investigar mudanças temporais na composição da comunidade de mamíferos ao longo da série histórica (2016–2024), foi realizada uma análise de similaridade entre anos, sintetizada em um heatmap onde os valores variam de 0 (nenhuma espécie compartilhada) a 1 (composição idêntica). O objetivo foi identificar quais anos apresentaram configurações mais semelhantes entre si e se houve padrões de agrupamento temporal (por exemplo, anos consecutivos mais parecidos ou períodos com maior mudança), complementando as análises de riqueza e diversidade ao evidenciar variações na presença/ausência das espécies ao longo do tempo (Legendre & Legendre, 2012; Borcard et al., 2018).

A similaridade entre todos os pares de anos foi calculada utilizando o índice de Jaccard, apropriado para dados binários e amplamente empregado para comparar composição de comunidades com base em presença/ausência (Jaccard, 1901; Legendre & Legendre, 2012). Optou-se pelo Jaccard por ser robusto para dados de incidência, evitando que variações de abundância influenciem a comparação e enfatizando mudanças na composição de espécies ao longo do tempo. Essa abordagem é útil quando o objetivo é detectar

substituições temporais de espécies e padrões de turnover (Legendre & Legendre, 2012; Borcard et al., 2018).

Avaliei mudanças na composição de espécies ao longo do período 2016–2024, construindo uma matriz anual binária (presença/ausência por espécie), considerando presença quando houve ao menos um registro da espécie no ano. A diversidade beta temporal foi estimada a partir de dissimilaridades baseadas em incidência, utilizando-se os índices Jaccard e Sørensen, apropriados para dados de presença/ausência (Jaccard, 1901; Sørensen, 1948; Legendre & Legendre, 2012).

A dissimilaridade de Sørensen foi decomposta em dois componentes: turnover (substituição balanceada de espécies), estimado por β_{sim} (Simpson); e componente associado ao aninhamento, β_{sne} , obtido pela relação $\beta_{sor} = \beta_{sim} + \beta_{sne}$ (Baselga, 2010; Baselga & Orme, 2012). Essa decomposição permite distinguir cenários em que as diferenças entre anos decorrem principalmente de substituição de espécies (turnover) ou ganhos/perdas assimétricos de espécies (aninhamento).

A hipótese de distance–decay temporal, que estima o aumento da dissimilaridade com o afastamento temporal, foi testada correlacionando-se a matriz de dissimilaridade entre anos com uma matriz de distância temporal ($\Delta anos$) por meio do teste de Mantel com 9.999 permutações para estimar significância (Mantel, 1967; Legendre & Legendre, 2012). Adicionalmente, para visualização do padrão, foram calculadas as dissimilaridades de Jaccard para todos os pares de anos e ajustada regressão linear simples entre dissimilaridade e $|\Delta anos|$ (Nekola & White, 1999; Soininen, McDonald, & Hillebrand, 2007).

3.3.3 Análises da Paisagem

Visando quantificar o uso e ocupação do solo do município de Buritis, Minas Gerais, as classes originais de uso e cobertura da terra da Coleção 10 do MapBiomas Brasil foram recategorizadas em cinco grupos principais de nível 1: Floresta, Vegetação Herbácea e Arbustiva, Agropecuária, Área não Vegetada e Corpo d'água. Todas as subclasses associadas

a cada grupo foram mantidas com seus códigos originais, porém agregadas para fins de análise.

Assim, a classe Floresta (1) inclui conjuntamente Formação Florestal (1.1), Formação Savânica (1.2), Floresta Alagável (1.3) e a classe Vegetação Herbácea e Arbustiva (2) reúne Campo Alagado e Área Pantanosa (2.1), Formação Campestre (2.2), Afloramento Rochoso (2.3), a classe Agropecuária (3) agrega Pastagem (3.1), Agricultura (3.2), Silvicultura (3.3) e Mosaico de Usos (3.4); a classe Área não Vegetada (4) compreende Área Urbanizada (4.1), Mineração (4.3), Usina Fotovoltaica (4.4) e Outras Áreas não Vegetadas (4.5); e a classe Corpo d'água (5) inclui Rio e Lago (5.1) e Aquicultura (5.2), conforme a legenda oficial da Coleção 10 do MapBiomas Brasil. Ressalta-se que, nesta recategorização, a classe “Floresta (1)” corresponde a um agrupamento de formações naturais arbóreas, incluindo formações florestais e savânicas (Cerrado), e não deve ser interpretada como floresta stricto sensu.

Essa opção segue a estrutura hierárquica oficial da legenda da Coleção 10 do Mapbiomas (MapBiomas, 2025) e tem como objetivo simplificar a interpretação das métricas de paisagem, reduzindo incertezas de classificação entre subclasses muito específicas e enfatizando o contraste entre formações naturais, usos agropecuários e superfícies não vegetadas em escala de paisagem.

Selecionei os anos de 1985 e 2024 por representarem, respectivamente, o início da série histórica de dados de uso e cobertura do solo utilizada neste estudo e a configuração mais recente da paisagem disponível. O ano de 1985 foi adotado como marco inicial por refletir um estágio anterior de ocupação antrópica mais intensa na região, servindo como referência histórica para a estrutura original (ou menos fragmentada) da paisagem. Já 2024 representa a situação atual, após cerca de quatro décadas de expansão urbana, abertura de vias, conversão de áreas naturais e demais processos de alteração do uso do solo.

A comparação entre esses dois momentos permitiu avaliar não apenas a configuração espacial da paisagem em cada ano, mas sobretudo a magnitude e a direção das mudanças na fragmentação do habitat ao longo do tempo, evidenciadas pelas variações nas métricas de paisagens adotadas.

A fim de complementar a interpretação do mapa de variação temporal e dos balanços líquidos por classe, foi elaborado um diagrama de Sankey. Esse tipo de representação é adequado porque explicita, de forma simultânea, a persistência e as conversões entre classes, com a espessura dos fluxos proporcional à área envolvida, facilitando a comunicação das principais trajetórias de mudança na paisagem (Sankey, 1898; Schmidt, 2008).

Para a construção do diagrama, foram utilizados dois rasters categóricos de uso e cobertura do solo referentes aos anos de 1985 e 2024, previamente reclassificados em um mesmo conjunto de classe, com mesma resolução, extensão e alinhamento, condição necessária para comparações pixel a pixel em análises de detecção e quantificação de mudanças em sensoriamento remoto (Coppin et al., 2004). Em seguida, gerei um raster de transição no software QGIS, codificando-se cada mudança como uma combinação “origem–destino”, de forma que cada pixel armazenasse um código XY, em que X representa a classe em 1985 e Y a classe em 2024.

A quantificação das transições foi realizada com o módulo *r.report*, permitindo obter uma tabela com a área (km²) associada a cada código de transição (GRASS GIS Development Team, s.d.). Por fim, essa tabela foi convertida para o formato fonte–alvo–valor e inserida no SankeyMATIC. Assim, o diagrama sintetiza os principais fluxos de conversão e permanência entre 1985 e 2024, oferecendo uma visualização integrada das rotas de mudança que estruturaram a dinâmica recente da paisagem.

3.3.3.1 Fragmentação

A partir do mapa temático classificado para os anos de 1985 e de 2024, as camadas raster foram reclassificadas por tabela no software QGIS, resultando em cinco classes de nível 1, de acordo com a Coleção 10 do projeto MapBiomass (QGIS Development Team, 2023). A análise visou simplificar e tornar comparáveis, ao longo do tempo, as principais categorias de uso e cobertura do solo relevantes para a ecologia.

A reclassificação e o cálculo das métricas foram realizados para todo o território do município de Buritis (MG), englobando o fragmento amostrado (área de estudo) e sua

paisagem de entorno. A escolha do limite municipal foi adotada por ser uma unidade territorial oficial e reproduzível, o que facilita o recorte espacial, a organização dos dados e a comparação com informações territoriais disponíveis em bases públicas (IBGE, 2024). Ao mesmo tempo, reconhece-se que limites administrativos não representam limites ecológicos e que resultados podem variar conforme a forma de agregação espacial das unidades de análise (Openshaw & Taylor, 1979; Jelinski & Wu, 1996). Ainda assim, a opção por analisar a paisagem em uma escala mais ampla que o fragmento é justificada porque mamíferos respondem à configuração da paisagem em múltiplas escalas, e a matriz e os remanescentes ao redor influenciam conectividade, disponibilidade de hábitat e uso da paisagem (Lyra-Jorge et al., 2010; Pedroso, Rosa, & Passamani, 2024). (Lyra-Jorge et al., 2010; Pedroso, Rosa, & Passamani, 2024).

Utilizei a extensão LecoS (Landscape Ecology Statistics), um plugin desenvolvido especificamente para automatizar o cálculo de métricas de ecologia de paisagem a partir de mapas categóricos (Jung, 2016), permitindo quantificar a estrutura da paisagem por classe e por fragmento com base em métricas clássicas consolidadas na literatura da Ecologia de Paisagens (McGarigal et al., 2012).

As métricas de fragmentação calculadas foram posteriormente relacionadas aos índices ecológicos (riqueza, diversidade e abundância) obtidos nas amostragens de fauna, a fim de avaliar possíveis relações causais entre a estrutura da paisagem e a biodiversidade local. Além de outras métricas básicas (Número de fragmentos, Área do maior fragmento e Média de área dos fragmentos), para avaliar a fragmentação da paisagem, também foram calculadas métricas de densidade de fragmentos *Patch Density* (PD) e *Largest Patch Index* (LPI), ambas amplamente utilizadas em ecologia de paisagem (McGarigal & Marks, 1995).

Para cada um dos anos analisados (1985 e 2016 a 2024), foram calculadas duas abordagens complementares de densidade de fragmentos: a Densidade de Fragmentos Relativa à Paisagem Total (PD_paisagem), obtida pela *razão entre o número total de fragmentos de determinada classe e a área total da paisagem (patches/km²)*, e a Densidade de Fragmentos Relativa à Classe (PD_classe), calculada pela *razão entre o número de fragmentos e a área total da própria classe de uso e cobertura do solo (patches/km²)*. Valores mais elevados de PD indicaram maior subdivisão estrutural e menor continuidade espacial

da cobertura, conforme a definição de Patch Density e sua aplicação em estudos que avaliam fragmentação de habitats e mudanças de uso e cobertura do solo ao longo do tempo (McGarigal & Marks, 1995; Silva & Salimon, 2004; Peng, Wang, Zhang, & Wu, 2010).

O Largest Patch Index (LPI) foi calculado para cada classe de uso e cobertura, também para todos os anos, definido como *a razão entre a área do maior fragmento da classe e a área total da classe*, expressa em porcentagem (McGarigal & Marks, 1995). Esse índice teve como objetivo inferir o grau de dominância espacial de um único fragmento na composição da classe, valores elevados (próximos de 100%) indicam que a maior parte da área está concentrada em um único bloco contínuo, sugerindo baixa fragmentação, enquanto valores baixos indicam que a classe está particionada em múltiplos fragmentos menores, refletindo maior fragmentação espacial (Peng et al., 2010).

Adicionalmente, para resumir e comparar as diferenças interanuais na estrutura da paisagem, foi aplicada uma Análise de Componentes Principais (PCA) em ambiente R, às métricas de paisagem calculadas para cada ano. A PCA foi escolhida por ser uma técnica de redução de dimensionalidade que sintetiza um conjunto de variáveis correlacionadas em poucos eixos ortogonais (PCs), facilitando a visualização de gradientes e a identificação de anos com padrões similares ou distintos no espaço multivariado (Jolliffe & Cadima, 2016; Legendre & Legendre, 2012).

A base foi organizada no formato “anos como observações”, garantindo que cada ano representasse um ponto no espaço de ordenação. Como as métricas apresentam unidades e magnitudes distintas, os dados foram padronizados (z-score) antes da ordenação, procedimento recomendado para evitar que variáveis de maior escala dominem a PCA (Legendre & Legendre, 2012; Borcard, Gillet, & Legendre, 2018).

Para a apresentação gráfica plotei apenas os escores dos anos no plano PC1 e PC2, com linhas de referência em zero, destacando a separação e agrupamento entre anos como evidência de mudanças no conjunto de métricas da paisagem ao longo do período analisado (Jolliffe & Cadima, 2016). O biplot com vetores das variáveis não foi apresentado na figura principal devido ao elevado número de métricas, o que comprometeria a legibilidade. Em vez disso, a interpretação dos eixos foi suportada por uma tabela de cargas/contribuições

(Anexo 3), prática recomendada para evitar sobrecarga visual e manter rastreabilidade estatística. (Legendre & Legendre, 2012; Borcard et al., 2018).

3.3.3.2 Conectividade

A conectividade estrutural dos fragmentos florestais nos anos de 2024 e de 1985 foi avaliada por meio da análise do vizinho mais próximo (*Euclidean Nearest Neighbor Distance* – ENN). Essa métrica expressa a distância euclidiana mínima entre um fragmento e o fragmento florestal mais próximo, permitindo inferir o padrão de organização espacial da paisagem e o potencial de conectividade estrutural entre os remanescentes florestais (McGarigal & Marks, 1995; McGarigal et al., 2012).

A escolha do ENN se justifica por sua capacidade de distinguir padrões espaciais agregados, aleatórios ou dispersos, sendo particularmente útil para avaliar paisagens fragmentadas dominadas por matrizes antrópicas, como áreas agrícolas. Valores baixos de distância média ao vizinho mais próximo indicam fragmentos espacialmente próximos e maior potencial de conectividade estrutural, enquanto valores elevados sugerem maior isolamento e fragmentação do habitat (Taylor et al., 1993; Tischendorf & Fahrig, 2000). Ressalta-se que essa métrica avalia a conectividade estrutural, baseada exclusivamente na configuração espacial do habitat, não incorporando respostas comportamentais, ecológicas ou fisiológicas das espécies, as quais caracterizam a conectividade funcional (Fahrig, 2003).

Para a aplicação da métrica, utilizei o mapa de uso e cobertura do solo dos anos de 2024 e de 1985, obtidos a partir de dados do projeto MapBiomas, previamente reclassificado no ambiente QGIS. A classe Floresta, que inclui Formação Florestal e Savânica, foi definida como habitat-alvo, sendo isolada e convertida em polígonos representando fragmentos individuais. Para reduzir ruídos decorrentes do efeito de pixelização do raster, foram removidos fragmentos muito pequenos, mantendo apenas manchas maiores ou iguais a 1 hectare, tamanho ecologicamente representativo (McGarigal & Marks, 1995; Laurance et al., 2011). Em seguida, gerei um ponto representativo no interior de cada fragmento por meio da ferramenta *Ponto na Superfície*, garantindo que cada fragmento fosse representado por um único ponto espacialmente contido em sua área. A análise do vizinho mais próximo foi então

realizada com base no centroide de cada fragmento, com o cálculo da distância euclidiana mínima entre cada fragmento e seu vizinho florestal mais próximo.

3.3.3.3 Variação Temporal

Para a análise da variação temporal do uso e cobertura da terra na área de estudo, nos anos de 1985 e 2024, as camadas raster foram processadas no software QGIS, e quantificadas para as áreas ocupadas por cada classe de uso e cobertura do solo, através da ferramenta r.report, complemento do GRASS GIS (Santos et al., 2023; Moraes, 2020; Franklin, 2025). Esses rasters, previamente reclassificados em cinco classes de nível 1 (Floresta, Vegetação herbácea e arbustiva, Agropecuária, Áreas não vegetadas e Corpos d'água), permitiram o cálculo da área de cada classe por meio de operações de contagem de pixels e conversão para unidades de área (QGIS Development Team, 2023; Silva & Salimon, 2004). Essa ferramenta permite calcular automaticamente a área total de cada categoria presente no raster, expressando os resultados em hectares e percentuais, com base nos valores de pixel da imagem classificada (GRASS Development Team, 2024).

Para quantificar as mudanças de uso e cobertura do solo ao longo do período, calculei, para cada classe, a variação percentual da área entre 1985 e 2024. Essa variação foi obtida *subtraindo-se a área de 1985 da área de 2024 e dividindo o resultado pela área de 1985, multiplicando por 100*. Valores negativos indicam redução de área da classe ao longo do período, enquanto valores positivos indicam expansão, permitindo comparar diretamente a magnitude relativa das mudanças entre classes com áreas iniciais muito distintas. O uso de medidas relativas de variação (percentuais) é amplamente recomendado em estudos de mudanças de uso e cobertura do solo e de fragmentação da paisagem, por facilitar a comparação entre categorias e ao longo do tempo, independentemente da extensão absoluta das classes (Peng et al., 2010; Nagendra, Munroe, & Southworth, 2004).

3.3.4 Fragmentação e Diversidade

Para quantificar o efeito da fragmentação sobre a riqueza de espécies ao longo da série temporal (2016–2024), fiz um gráfico com eixo duplo, usando as variáveis riqueza de espécies e antropização. Essa abordagem avalia a expectativa de que mudanças na composição da paisagem tendem a afetar negativamente a riqueza local, considerado um preditor tão importante quanto métricas puramente configuracionais, quando estas variam pouco no tempo (Fahrig, 2003, 2013).

Calculei a antropização (Km²) para cada ano a partir dos dados anuais de uso e cobertura do solo, somando as áreas das classes “Agropecuária” e “Área não Vegetada”. Para quantificar a associação entre riqueza anual e área antropizada ao longo da série (n = 9 anos), estimou-se primariamente a correlação de Spearman (ρ), por ser apropriada para amostras pequenas e por avaliar relações monotônicas sem pressupor linearidade estrita ou normalidade dos dados (Spearman, 1904).

Avaliei a relação entre a quantidade de habitat natural e a riqueza anual de mamíferos registrada por armadilhas fotográficas com o ajuste de um modelo de regressão linear simples com dados anuais de 2016 a 2024 (n = 9). A variável resposta (y) foi a riqueza anual (número de espécies distintas registradas por ano), utilizando riqueza observada como medida descritiva de diversidade (Magurran, 2004). A variável explicativa (x) foi a área total de vegetação nativa (km²), calculada para cada ano a partir das tabelas anuais de métricas de paisagem, somando as áreas das classes Floresta e Vegetação herbácea/arbustiva, representando as principais coberturas naturais da paisagem.

O modelo, estimado por mínimos quadrados ordinários, foi $y = \beta_0 + \beta_1 x$, em que β_1 representa a variação média esperada na riqueza para cada incremento unitário (1 km²) de vegetação nativa. A qualidade do ajuste foi avaliada por R² e R² ajustado, e a significância global do modelo foi testada pela estatística F com graus de liberdade F(1, n–2). Foram reportados também o erro padrão residual (σ), além da estimativa dos coeficientes com seus erros-padrão (EP), valores t e intervalos de confiança de 95% (IC95%). Para fins de visualização, foi produzido um diagrama de dispersão com a reta ajustada, permitindo interpretar a tendência temporal e a direção do efeito.

Complementarmente, para avaliar como a estrutura da paisagem se relacionou com a variação da riqueza das espécies, foram ajustados modelos mistos generalizados binomiais (GLMM) com resposta presença/ausência por espécie - ano e intercepto aleatório por espécie. As métricas anuais Área da Classe (CA; km²), Densidade de Fragmentos (PD; patches/km²), Área do Maior Fragmento (LPA; km²) e Largest Patch Index (LPI; %) foram analisadas separadamente para Floresta, Vegetação Herbácea e Arbustiva e Corpos d'água. Para permitir a modelagem com efeitos mistos, definiu-se a variável resposta binária $y_{i,t}$, em que $y_{i,t} = 1$ indica ocorrência da espécie i no ano t e $y_{i,t} = 0$ ausência. O modelo geral foi:

$$\text{logit} (P(y_{i,t} = 1)) = \beta_0 + \beta_1 z(AC_t) + \beta_2 z(PD_t) + \beta_3 z(MF_t) + \beta_4 z(LPI_t) + u_i$$

Para comparar o peso relativo das métricas, todas as variáveis contínuas foram padronizadas (z-score), de modo que os coeficientes β representassem o efeito associado a um incremento de 1 desvio padrão de cada preditor (Gelman, 2008). A importância das métricas foi interpretada pela magnitude de $|\beta|$ e pela razão de chances ($OR = e^\beta$). Considerando que métricas de paisagem podem ser colineares, foi realizada exploração de correlação e verificação de colinearidade, e os efeitos foram interpretados como condicionais ao conjunto de variáveis incluídas, com cautela quanto a inferências causais (Zuur et al., 2010; Fahrig, 2003).

3.3.5 Mamíferos Domésticos e Espécies Indicadoras

Para avaliar a ocorrência e o comportamento temporal de mamíferos domésticos e de espécies indicadoras, classifiquei como doméstica a espécie *Canis lupus familiaris* (Cachorro doméstico). Considerei como espécies indicadoras aquelas classificadas nas categorias NT (Quase Ameaçada – *Near Threatened*), VU (Vulnerável – *Vulnerable*), EN (Em Perigo – *Endangered*) e CR (Criticamente Em Perigo – *Critically Endangered*), por representarem grupos com maior sensibilidade ecológica e vulnerabilidade a alterações do habitat, sendo

frequentemente utilizadas como proxies da integridade ecossistêmica em estudos do Cerrado com base em listas de referência (IUCN e Lista Nacional de Espécies Ameaçadas – Portarias MMA 148/2022 e 354/2023) (Caro, 2010; França et al., 2015). Com base nesse critério, as espécies registradas no estudo classificadas como indicadoras foram *Chrysocyon brachyurus*, *Leopardus braccatus*, *Myrmecophaga tridactyla* e *Priodontes maximus* (Lobo -Guará, Gato – palheiro, Tamanduá- bandeira e Tatu-canastra).

A tendência temporal foi avaliada a partir de uma matriz binária anual (presença/ausência por espécie), na qual presença foi definida como a ocorrência de pelo menos um registro no respectivo ano amostral. Para detectar tendências monotônicas (crescentes ou decrescentes) ao longo do período, apliquei o teste não paramétrico de Mann–Kendall, reportando o coeficiente τ e o respectivo p-valor. A magnitude da tendência foi estimada pela inclinação de Sen (β), interpretada como a variação mediana por ano. Adotei o nível de significância $\alpha = 0,05$. Esses procedimentos são adequados para séries temporais curtas, não exigem pressupostos de normalidade e são amplamente utilizados para detecção de tendência em dados ambientais e ecológicos (Mann, 1945; Kendall, 1975; Sen, 1968).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para responder aos objetivos do estudo, os resultados foram organizados em cinco blocos analíticos conectados diretamente às hipóteses, seguindo uma sequência que parte da caracterização da comunidade e avança para a interpretação dos possíveis determinantes espaciais e temporais. Assim, inicialmente são apresentados os padrões anuais de diversidade alfa (riqueza, abundância e índices por ano), descrevendo a variação da comunidade ao longo do período. Em seguida, avaliei a mudança composicional entre anos por meio da diversidade beta temporal, examinando a dissimilaridade (Jaccard) entre anos e se ela aumenta com o afastamento temporal. Na terceira etapa, descrevi a mudança na paisagem ao longo do período, incluindo a quantificação e tendências das classes e métricas de fragmentação. Testei as associações fauna–paisagem, verificando como as métricas de paisagem explicam a ocorrência e a riqueza anual das espécies e por fim avaliei a ocorrência e tendência temporal entre as espécies domésticas e indicadoras, visando analisar sua distribuição ao longo dos

anos (2016 – 2024). Essa estrutura evita interpretações isoladas, permitindo interpretar a comunidade como resposta a um sistema dinâmico de paisagem ao longo do tempo.

4.1 Diversidade, Riqueza e Abundância.

O total de registros foi de 31 a 105 por ponto, totalizando 365 registros (**Tabela 2**). A riqueza variou entre 6 e 16 espécies por ponto, do total de 21 espécies identificadas. As espécies com maior abundância relativa foram o Veado-Catingueiro (*Mazama gouazoubira*) (15,62%), a Onça-Parda (*Puma concolor*) (13,45%) e a Irara (*Eira barbara*) (10,41%) (**Figura 4**). Este padrão, comum em comunidades naturais, sugere uma distribuição desigual de abundâncias entre as espécies, frequentemente associada à disponibilidade de recursos e a filtros/condições ambientais locais (Magurran, 2004; McGill et al., 2007)

O esforço amostral de 1620 câmeras/dia foi igual nos seis pontos amostrais. O sucesso da amostragem foi maior nos pontos Capoeira e Cerradão (Ponto 2 e 4, respectivamente), apresentando 29 e 23% dos registros. Os resultados obtidos estão alinhados com estudos sobre biodiversidade em ambientes fragmentados, que apontam a influência do habitat na composição das comunidades (Oliveira et al., 2017).

O sucesso de amostragem oscilou entre 1,91% e 6,48%, indicando que a probabilidade de registrar uma espécie por unidade de esforço, apesar de baixa, foi maior em determinados ambientes. O esforço amostral totalizou 9.720 câmeras/dia, refletindo um grande investimento na coleta desses dados.

Tabela 2 - Espécies encontradas, número de registros, sucesso e esforço de amostragem para os seis pontos distribuídos ao longo da área de estudo.

Espécies Registradas	Ponto 1	Ponto 2	Ponto 3	Ponto 4	Ponto 5	Ponto 6	Total
<i>Canis lupus familiaris</i> Linnaeus, 1758	9	9	0	0	0	0	18
<i>Cerdocyon thous</i> (Linnaeus, 1766)	3	7	0	3	0	0	13
<i>Chrysocyon brachyurus</i> (Illiger, 1815)	4	10	7	0	5	2	28
<i>Conepatus semistriatus</i> (Boddaert, 1785)	0	7	0	0	0	0	7
<i>Dasyprocta azarae</i> Lichtenstein, 1823	0	5	0	8	0	0	13
<i>Dasypus novemcinctus</i> Linnaeus, 1758	0	0	1	3	0	0	4
<i>Didelphis albiventris</i> Lund, 1840	0	0	3	4	0	0	7
<i>Eira barbara</i> (Linnaeus, 1758)	0	15	12	3	0	8	38
<i>Leopardus braccatus</i> (Molina, 1782)	0	1	0	0	0	0	1
<i>Leopardus pardalis</i> (Linnaeus, 1758)	0	2	0	0	7	12	21
<i>Lutra longicaudis</i> (Olfers, 1818)	0	0	0	0	0	1	1
<i>Lycalopex vetulus</i> (Lund, 1842)	0	4	0	0	0	0	4
<i>Mazama gouazoubira</i> (Fischer, 1814)	4	8	3	32	10	0	57
<i>Myrmecophaga tridactyla</i> Linnaeus, 1758	8	0	11	0	6	8	33
<i>Nasua nasua</i> (Linnaeus, 1766)	0	2	2	1	0	0	5
<i>Pecari tajacu</i> (Linnaeus, 1758)	0	2	7	2	0	3	14
<i>Priodontes maximus</i> (Kerr, 1792)	3	4	4	1	5	3	20
<i>Procyon cancrivorus</i> (Cuvier, 1798)	0	0	9	12	0	0	21
<i>Puma concolor</i> (Linnaeus, 1771)	0	23	5	12	3	5	48
<i>Puma yagouaroundi</i> (É. Geoffroy, 1803)	0	1	0	0	1	1	3
<i>Tamandua tetradactyla</i> (Linnaeus, 1758)	0	4	0	0	2	0	6
Total de registros	31	105	64	83	39	43	365

Sucesso de Amostragem (%)	1,91	6,48	3,95	5,12	2,41	2,65	3,76
Esforço de Amostragem (câmera/dia)	1620	1620	1620	1620	1620	1620	9720
Total de espécies	6	16	11	11	8	9	21

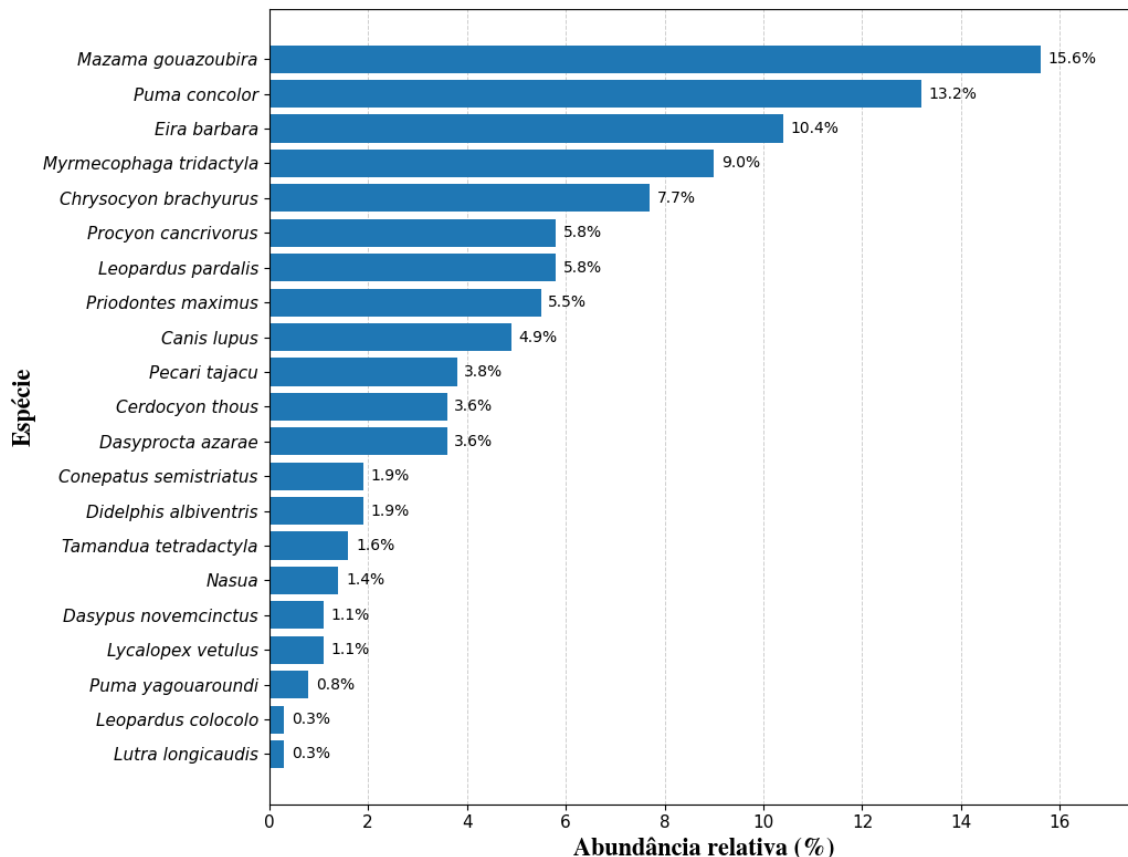


Figura 4 - Abundância relativa das espécies registradas pelas armadilhas fotográficas na área de estudo

A riqueza anual de mamíferos de médio e grande porte apresentou variação considerável ao longo da série histórica (**Figura 5; Tabela 3**). Em 2016 foram registradas 16 espécies, valor máximo observado no período, seguido por uma redução progressiva até 2019, quando a riqueza caiu para 9 espécies. A partir de 2020 houve um declínio ainda mais acentuado, com o mínimo de 2 espécies (*Canis lupus familiaris*, *Mazama gouazoubira*, *Pecari tajacu* e *Puma concolor*) em 2021 e 2022. Nos anos mais recentes (2023 e 2024) ocorreu uma recuperação parcial, com 4 e 6 espécies registradas, respectivamente, embora sem retornar aos níveis iniciais da série.

Algumas espécies foram frequentes ao longo do tempo (**Figura 5**) (*Mazama gouazoubira*, *Puma concolor* e *Canis lupus familiaris*), enquanto outras apresentaram registros pontuais. Os cachorros domésticos só não foram registrados em 2020 e 2021 e podem ser resultado de animais que acompanham caçadores.

Esse padrão é típico de comunidades de mamíferos de médio e grande porte em paisagens fragmentadas, nas quais espécies generalistas e tolerantes à matriz antrópica tendem a dominar os registros, ao passo que espécies mais sensíveis ou de baixa densidade são detectadas esporadicamente (Cullen Jr., Bodmer & Valladares-Pádua, 2000; Michalski & Peres, 2007).

Por outro lado, parte das oscilações observadas, em especial os valores muito baixos de riqueza em 2021 e 2022, pode refletir não apenas mudanças reais na comunidade, mas também variação na probabilidade de detecção entre anos. Assim, é provável que parte da redução registrada em alguns anos esteja associada à mudanças na estrutura da paisagem. E os valores de 2023 e 2024 não se aproximam da riqueza registrada nos primeiros anos.

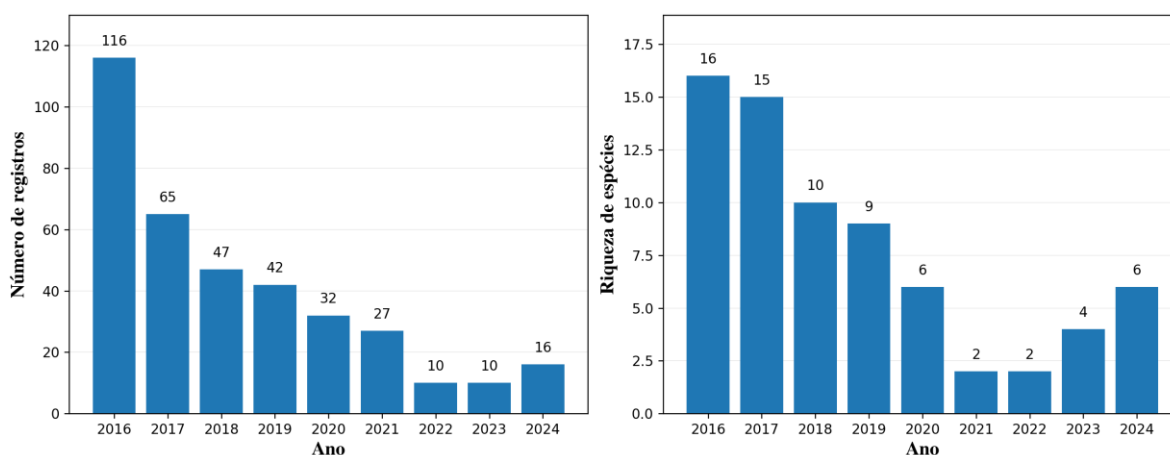


Figura 5 – Variação anual da riqueza e número de registros das espécies registradas na área de estudo, 2016 – 2024.

Tabela 3 - Matriz de presença das espécies de mamíferos de médio e grande porte registradas entre 2016 e 2024 na área de estudo. (“X” indica presença da espécie no respectivo ano e célula em branco indica ausência de registros)

Espécie	Nome Popular	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
<i>Canis lupus familiaris</i>	Cachorro doméstico	x	x	x	x			x	x	x
<i>Cerdocyon thous</i>	Cachorro do mato	x	x			x				
<i>Chrysocyon brachyurus</i>	Lobo- Guara	x	x		x	x			x	x
<i>Conepatus semistriatus</i>	Cangambá		x		x					
<i>Dasyprocta azarae</i>	Cutia	x				x				
<i>Dasyus novemcinctus</i>	Tatu Galinha		x	x						
<i>Didelphis albiventris</i>	Gamba-orelha-Branca	x	x			x				
<i>Eira barbara</i>	Irara	x		x	x					
<i>Leopardus braccatus</i>	Gato Palheiro					x				
<i>Leopardus pardalis</i>	Jaguaririca	x		x						
<i>Lutra longicaudis</i>	Lontra Neotropical	x								
<i>Lycalopex vetulus</i>	Raposa do campo	x								
<i>Mazama gouazoubira</i>	Veado catingueiro	x	x	x			x		x	x
<i>Myrmecophaga tridactyla</i>	Tamanduá bandeira	x	x	x	x					
<i>Nasua nasua</i>	Quati				x					
<i>Pecari tajacu</i>	catitu		x	x			x			x
<i>Priodontes maximus</i>	Tatu canastra	x	x	x						x
<i>Procyon cancrivorus</i>	Mão Pelada	x		x	x	x				
<i>Pseudalopex vetulus</i>	Raposa do campo	x								
<i>Puma concolor</i>	Onça parda	x	x	x	x			x	x	x
<i>Puma yagouaroundi</i>	Gato Mourisco				x					
<i>Tamandua tetradactyla</i>	Tamanduá mirim	x	x							
Total		16	12	10	9	6	2	2	4	6

Para além da riqueza e abundância, os índices de diversidade (**Tabela 4**) fornecem uma visão mais aprofundada sobre a estrutura da comunidade biológica para cada ano. De forma geral, houve declínio da diversidade entre 2016 e 2021, seguido de recuperação parcial a partir de 2022, com maior evidência em 2023 - 2024. Esse padrão aparece com clareza nos índices de Shannon e Simpson, que diminuem quando há perda de riqueza e/ou aumento de dominância, e aumentam quando a distribuição de abundâncias se torna mais diversa e menos concentrada (Magurran, 2013; Jost, 2006).

O índice de Shannon apresentou os maiores valores no início da série (2016: 1,886; 2017: 1,800) e declinou progressivamente até atingir o menor valor em 2021 (0,979). A partir de 2022, houve aumento (2022: 1,040; 2023: 1,333; 2024: 1,519). O índice de Simpson seguiu tendência semelhante, com valores mais altos em 2016 - 2019 (0,70 - 0,72), queda em 2021 (0,596) e recuperação em 2023 - 2024 (0,675 - 0,697). Como esse índice é mais sensível à dominância de espécies comuns, a redução em 2021 indica aumento relativo da dominância ou simplificação da comunidade (Simpson, 1949; Magurran, 2013). O índice de Pielou apresentou comportamento distinto, mas aumentou quando a riqueza caiu fortemente (2021: 0,891; 2022: 0,946) e depois reduziu levemente em 2023 - 2024 (0,828 - 0,781). Esse padrão é consistente com o fato de que J' mede a uniformidade das abundâncias condicionada à riqueza, com poucas espécies, é mais fácil que as abundâncias sejam relativamente parecidas, elevando a equitabilidade, mesmo quando a diversidade total (H') é baixa (Pielou, 1966; Magurran, 2013).

Os anos iniciais reuniram maior riqueza ($S = 16$ a 10) e altos valores de Shannon (1,67-1,89) e de Simpson (0,70 - 0,72). Essa combinação indica uma comunidade com maior complexidade, na qual várias espécies contribuem para a composição anual sem que poucas espécies monopolizem grande parte dos registros. Em termos ecológicos, esse cenário é compatível com maior heterogeneidade de recursos e ambientes e/ou maior constância na detecção de múltiplas espécies ao longo do ano (Magurran, 2013; Jost, 2006).

O período 2020–2022 marca uma transição importante. Em 2020, a riqueza cai para $S = 6$ e Shannon também diminui ($H' = 1,351$), sinalizando perda de diversidade. O ponto mais crítico ocorre em 2021, com $S = 2$ e o menor Shannon ($H' = 0,979$) e Simpson (0,596). Isso sugere uma comunidade anual menos diversificada e/ou dominada por um conjunto

reduzido de espécies. Ainda assim, a equitabilidade elevada em 2021 ($J' = 0,891$) indica que, entre as poucas espécies presentes, as abundâncias não ficaram extremamente desiguais. Em 2022, apesar de manter $S = 2$, há leve aumento de Shannon (1,040) e Simpson (0,625) e a equitabilidade atinge seu máximo ($J' = 0,946$), reforçando a interpretação de uma comunidade composta por poucas espécies com distribuição relativamente uniforme (Pielou, 1966; Magurran, 2013).

Em 2023 e 2024, a riqueza volta a crescer levemente ($S = 4$ e 6) e os índices de diversidade também aumentam (Shannon = 1,333 e 1,519; Simpson = 0,697). Isso indica que mais espécies voltaram a contribuir para os registros anuais e que a comunidade se tornou menos concentrada. A equitabilidade diminui moderadamente ($J' 0,83 - 0,78$), o que é esperado quando a riqueza aumenta e algumas espécies passam a ser relativamente mais abundantes do que outras, nesse caso, a comunidade pode ser mais diversa no total, mas menos uniforme (Pielou, 1966; Magurran, 2013).

Tabela 4 – Índices de diversidade e equitabilidade por ano (2016–2024), calculados a partir das abundâncias anuais por espécie. São apresentados o total de registros do ano (N_{total}), a riqueza de espécies (S), o índice de Shannon–Wiener (H').

Ano	Riqueza (S)	Abundância (n)	Shannon(H')	Simpson (D)	Pielou (J)
2016	116	16	1,89	0,72	0,68
2017	65	15	1,80	0,71	0,68
2018	47	10	1,74	0,71	0,70
2019	42	9	1,67	0,70	0,73
2020	32	6	1,35	0,67	0,75
2021	27	2	0,98	0,60	0,89
2022	10	2	1,04	0,63	0,95
2023	10	4	1,33	0,68	0,83
2024	16	6	1,52	0,70	0,78

4.2 Suficiência amostral e Diversidade beta temporal

As curvas de rarefação e extrapolação (**Figura 6**) indicam que a riqueza total de mamíferos registrada pelas armadilhas fotográficas tende a um comportamento assintótico

com o aumento do número de indivíduos amostrados, sugerindo que o esforço empregado foi suficiente para representar a maior parte da comunidade detectável pelo método na área de estudo. Para o conjunto total (“All”), a curva de rarefação apresenta crescimento rápido nas primeiras centenas de indivíduos e se estabiliza em torno de pouco mais de 20 espécies por volta de 300 indivíduos. A extrapolação até 700 indivíduos adiciona apenas poucas espécies adicionais, indicando que incrementos substanciais de esforço tenderiam a revelar principalmente espécies raras, de baixa detectabilidade ou ocorrência esporádica, em vez de modificar significativamente a estimativa de riqueza total (Gotelli & Colwell, 2001; Magurran, 2004; Chao et al., 2014).

Os intervalos de confiança evidenciam maior incerteza em baixas abundâncias, com redução progressiva conforme a amostragem se acumula, padrão esperado em modelos de rarefação/extrapolação à medida que a curva se aproxima da assíntota (Chao et al., 2014; Colwell et al., 2012). Assim, a estabilidade da curva “All” reforça que a comunidade acessível às câmeras trap foi amostrada de forma representativa, e que o ganho marginal de novas espécies com maior esforço tende a ser pequeno.

De forma complementar, quando os pontos amostrais são considerados separadamente, as curvas também se aproximam da assíntota, porém com níveis distintos de riqueza estimada. Em geral, alguns pontos atingem platôs em valores mais baixos e outros sustentam estimativas mais altas, o que sugere heterogeneidade espacial na comunidade registrada; contudo, como o esforço amostral foi homogêneo entre os pontos, essas diferenças tendem a refletir variações reais de composição e abundância relativa, e não apenas desigualdades de esforço (Magurran, 2004).

Esses resultados são consistentes com estudos anteriores que destacam a importância da extrapolação para avaliar a diversidade em áreas de amostragem limitada. A combinação de rarefação e extrapolação permite obter estimativas mais robustas da riqueza de espécies, reduzindo vieses associados à amostragem incompleta (Chao et al., 2014). Além disso, mesmo em estudos de longo prazo, a extrapolação é uma ferramenta essencial para prever o impacto de novos esforços de amostragem na diversidade detectada (Colwell et al., 2012).

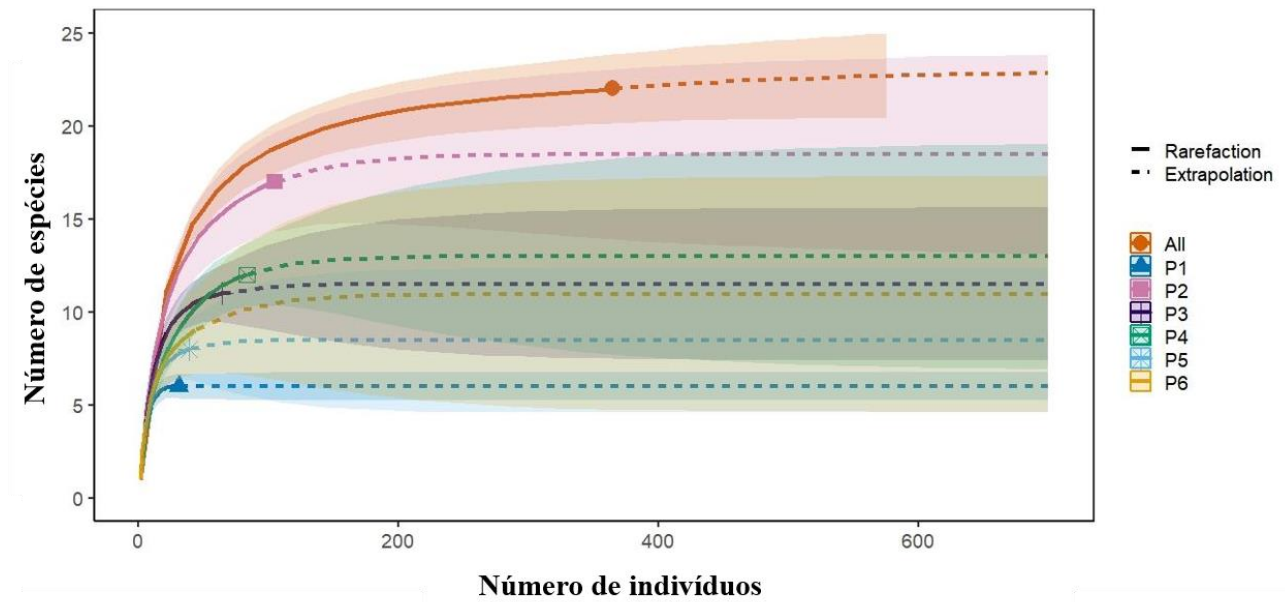


Figura 6- Curva de rarefação e extrapolação das espécies nos pontos amostrais.

O heatmap de similaridade Jaccard entre anos (2016 - 2024) (**Figura 7**), baseado em presença/ausência das espécies, mostrou variação ampla na composição anual da comunidade. Os valores fora da diagonal variaram de 0,00 (nenhuma espécie compartilhada) a 0,67 (alta sobreposição), indicando que alguns anos apresentaram composições bastante semelhantes, enquanto outros foram marcadamente distintos (Jaccard, 1901; Legendre & Legendre, 2012).

O maior valor de similaridade ocorreu entre 2023 e 2024 ($J = 0,67$), sugerindo forte consistência na composição da fauna registrada nesses anos. Outras similaridades relativamente altas incluíram 2017 - 2024 ($J = 0,50$) e 2022 - 2023 ($J = 0,50$), além de valores moderados no início da série, como 2016 - 2017 ($J = 0,47$) e 2017 - 2018 ($J = 0,47$). Em contraste, ocorreram similaridades nulas ($J = 0,00$) em alguns pares, como 2019 - 2021, 2020 - 2021, 2020 - 2022 e 2021 - 2022, evidenciando anos com ausência de espécies compartilhadas sob o recorte de presença/ausência.

Visualmente, o heatmap sugere dois “blocos” principais: um conjunto de anos iniciais (2016 - 2018) com similaridades moderadas entre si (0,44–0,47) e um conjunto mais recente (2022 - 2024) com maior coesão interna. Entre esses blocos, 2020 - 2021 se

destacaram por apresentarem baixa similaridade com a maioria dos demais anos, caracterizando um período de maior descontinuidade composicional. Esse padrão é mais compatível com *turnover* (substituição de espécies) do que com *aninhamento* (nestedness), ou seja, não se trata apenas de anos com menor riqueza sendo subconjuntos de anos com maior riqueza, mas de mudança na composição entre períodos. A maior coesão em 2022–2024 sugere maior estabilidade composicional nesse intervalo (Baselga, 2010; Legendre & Legendre, 2012).



Figura 7- Heatmap de similaridade (Jaccard) entre anos (2016–2024), calculado a partir de dados de presença/ausência das espécies

O gráfico de distance–decay baseado na dissimilaridade de Jaccard não evidenciou tendência monotônica de aumento da dissimilaridade com o aumento da distância temporal

entre anos (**Figura 8**). A regressão linear apresentou inclinação próxima de zero (slope $\approx -0,0009$) e associação não significativa ($r \approx -0,011$; $p \approx 0,949$), indicando ausência de distance-decay temporal na dissimilaridade total por Jaccard. De forma consistente, o teste de Mantel aplicado à dissimilaridade total por Jaccard também não foi significativo ($r = 0,020$; $p = 0,9220$) (**Tabela 5**), assim como para a dissimilaridade total por Sørensen ($r = -0,051$; $p = 0,7990$).

A decomposição da diversidade beta revelou padrões direcionais nos componentes: o turnover (β_{sim}) apresentou correlação negativa com a distância temporal ($r = -0,417$; $p = 0,0133$), enquanto o componente associado ao aninhamento (β_{sne}) apresentou correlação positiva ($r = 0,533$; $p = 0,0078$). Isso sugere que comparações entre anos mais distantes são menos explicadas por substituição de espécies e mais por diferenças de riqueza do tipo “subconjunto”, e que a ausência de tendência na dissimilaridade total pode refletir a compensação entre esses componentes (Baselga, 2010, 2012; Legendre & Legendre, 2012).

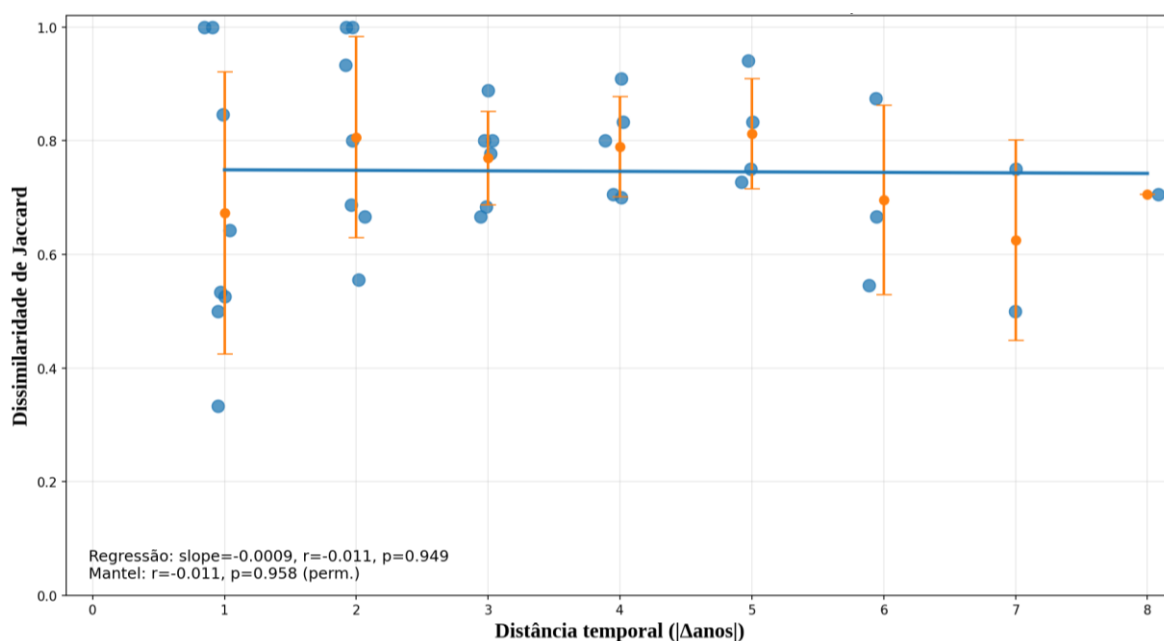


Figura 8 - Relação entre dissimilaridade de Jaccard (β_{jac}) e distância temporal (Δanos) entre pares de anos (2016–2024). Pontos representam comparações par a par; a linha indica a tendência linear estimada. A ausência de inclinação expressiva indica ausência de distance-decay para β total.

Tabela 5 - Teste de Mantel entre dissimilaridade temporal (diversidade beta) e distância temporal (Δ anos).

Componente	r (Mantel)	p (bicaudal)	p (unicaudal; +)	p (unicaudal; -)
Total (Jaccard)	0,020	0,9220	0,4576	0,5425
Total (Sørensen)	-0,051	0,7990	0,5904	0,4097
Turnover (β_{sim})	-0,417	0,0133	0,9992	0,0009
Nestedness (β_{sne})	0,533	0,0078	0,0078	0,9923

A ausência de relação significativa entre a dissimilaridade total (Jaccard e Sørensen) e a distância temporal sugere que a comunidade não exibiu um padrão clássico de distance–decay temporal ao longo de 2016–2024. Em séries temporais curtas, a composição pode variar entre anos sem trajetória direcional consistente, especialmente quando a variabilidade interanual é alta e a detecção pode flutuar (Soininen et al., 2007; Legendre & Legendre, 2012).

Por outro lado, a decomposição do β total indicou aumento relativo do componente associado ao aninhamento (β_{sne}) com a distância temporal, acompanhado por redução relativa do turnover (β_{sim}). Esse padrão é compatível com cenários em que anos com menor riqueza observada tendem a representar subconjuntos de anos mais ricos, de modo que as diferenças entre anos distantes sejam dominadas por perdas/ausências assimétricas, e não por substituição balanceada de espécies (Baselga, 2010; Baselga, 2012). Desta forma, a comunidade de mamíferos registrada nos anos mais recentes é um subconjunto da comunidade que havia originalmente na área de estudo.

4.3 Análise da Paisagem

4.3.1 Fragmentação

A análise das métricas de paisagem para o município de Buritis, Minas Gerais, entre 1985 e 2024 (**Tabela 6**) evidenciou mudanças na cobertura do solo, marcada por redução da vegetação nativa, expansão agropecuária e aumento da fragmentação em várias classes. Em 1985, a paisagem era claramente dominada pela classe “Floresta”, que ocupava cerca de 65,11% do território (3.401,71 km²) e apresentava um Largest Patch Index (LPI) de 97,12%,

indicando que quase toda a vegetação nativa estava concentrada em um único grande bloco contínuo. Em 2024, a área de “Floresta” foi reduzida para 46,60% (2.434,96 km²), o número de fragmentos aumentou de 2.447 para 7.436, a área média dos fragmentos diminuiu de 1,39 para 0,33 km² e o LPI caiu para 90,60%. Esse conjunto de métricas aponta para um quadro típico de perda de habitat acompanhada de forte fragmentação, com a transformação de um grande maciço florestal em múltiplos fragmentos menores, ainda que um fragmento dominante permaneça na paisagem (McGarigal & Marks, 1995; McGarigal, Cushman, & Ene, 2012; Peng et al., 2010).

No caso da classe Vegetação Herbácea e Arbustiva, houve redução da área total, que passou de 897,10 km² (17,17% da paisagem) em 1985 para 546,74 km² (10,46%) em 2024, enquanto o número de fragmentos permaneceu elevado, com apenas uma pequena redução (de 8.534 para 8.431). Essa combinação, menos área, mas praticamente o mesmo número de fragmentos, resultou em um aumento acentuado de PD_classe (de 9,51 para 15,42 patches/km²) e na manutenção de valores muito baixos de LPI (1,49% para 1,34%), indicando uma classe altamente fragmentada, composta por inúmeros fragmentos pequenos e dispersos, sem um patch dominante. Esse padrão é compatível com formações em estágios sucessionais iniciais ou áreas de vegetação secundária sujeitas a perturbações recorrentes e à conversão para usos antrópicos, como já descrito em estudos que aplicam métricas de paisagem para caracterizar processos de fragmentação e mudança no uso e cobertura do solo (Silva & Salimon, 2004; Peng et al., 2010; McGarigal & Marks, 1995).

As classes Áreas não vegetadas e Água mantiveram participação percentual relativamente pequena na paisagem, mas exibiram alterações importantes na configuração espacial. As áreas não vegetadas aumentaram ligeiramente em extensão (de 0,44% para 0,59%), com crescimento no número de fragmentos (de 805 para 1.220) e incremento de PD_paisagem (de 0,15 para 0,23 patches/km²), ao mesmo tempo em que o LPI subiu de 8,20% para 17,19%. Esse padrão sugere a coexistência de uma maior dispersão de pequenos usos não vegetados com a formação de um patch não vegetado mais dominante, possivelmente associado à expansão urbana ou de infraestrutura concentrada. Já a classe Água apresentou redução de área (de 0,26% para 0,12%) e de número de fragmentos (de 530 para 330), com leve aumento do LPI (de 6,65% para 7,27%) e elevação de PD_classe (de

39,53 para 52,87 patches/km²), indicando perda de pequenos corpos d'água e maior dependência de poucos fragmentos remanescentes.

A combinação de perda de florestas, consolidação agropecuária, alta fragmentação de formações herbáceas/arbustivas e redução de áreas úmidas é típica de paisagens fortemente antropizadas, nas quais a matriz agrícola passa a dominar a estrutura espacial (Silva & Salimon, 2004; Peng et al., 2010). De acordo com a literatura de ecologia de paisagem, esses resultados reforçam a importância de analisar não apenas a quantidade de hábitat, mas também sua configuração espacial, uma vez que o aumento da densidade de fragmentos florestais e a redução do tamanho médio dos patches tendem a reduzir a conectividade funcional e aumentar os efeitos de borda, com consequências negativas para espécies florestais especializadas (McGarigal & Marks, 1995; McGarigal et al., 2012; Peng et al., 2010).

Tabela 6 – Análise das métricas de paisagem do município de Buritis-MG, no período de 1985 até 2024. CA – Class Area; NP – Number of Patches; LPA – Largest Patch Area; MPA – Mean Patch Area; PD_C – Patch Density (class level); PD_L – Landscape Patch Density; LPI – Largest Patch Index.

Categoria	CA (Km²)	CA (%)	NP	LPA (Km²)	MPA (Km²)	PD_C (Km²)	PD_L (Km²)	LPI (%)
1985								
Floresta	3401,71	65,11	2447	3303,67	1,39	0,72	0,47	97,12
Vegetação Herbácea e Arbustiva	897,10	17,17	8534	13,41	0,11	9,51	1,63	1,49
Agropecuária	889,32	17,02	5892	35,50	0,15	6,63	1,13	3,99
Áreas não vegetadas	23,24	0,44	805	1,91	0,03	34,63	0,15	8,20
Água	13,41	0,26	530	0,89	0,03	39,53	0,10	6,65
2024								
Floresta	2434,96	46,60	7436	2206,01	0,33	3,05	1,42	90,60
Vegetação Herbácea e Arbustiva	546,74	10,46	8431	7,33	0,06	15,42	1,61	1,34
Agropecuária	2206,03	42,22	6016	304,24	0,37	2,73	1,15	13,79
Áreas não vegetadas	30,80	0,59	1220	5,29	0,03	39,61	0,23	17,19
Água	6,24	0,12	330	0,45	0,02	52,87	0,06	7,27

A PCA resumiu a variação conjunta das métricas de paisagem entre 2016 e 2024, com PC1 explicando 50,0% e PC2 23,4% da variância (73,4% cumulativo) (**Figura 9**). No gráfico, anos próximos indicam maior similaridade no conjunto de métricas e anos distantes indicam diferenças mais acentuadas, o que é esperado em ordenações por PCA (Jolliffe & Cadima, 2016; Legendre & Legendre, 2012). Observa-se que 2016–2018 se concentram no lado negativo de PC1, enquanto anos mais recentes se deslocam para PC1 positivo, com 2022–2023 no quadrante superior direito, 2019 aparece próximo ao centro, sugerindo menor variação no uso do solo, e 2020 se destaca por ser o ano mais deslocado em PC2 negativo, indicando padrão multivariado mais singular no período.

O PC1 é definido principalmente por métricas ligadas à quantidade de classes e à estrutura dos fragmentos, destacam-se a área do maior fragmento em não vegetada (*LPA_NVG*, 5,61%), a área da vegetação herbácea/arbustiva (*AREA_HSH*, 5,57%), a área média dos fragmentos de herbácea/arbustiva (*MPA_HSH*, 5,41%), a densidade de fragmentos na classe herbácea/arbustiva (*PDc_HSH*, 5,37%), a área da agropecuária (*AREA_AGR*, 5,34%) e a área da floresta (*AREA_FOR*, 4,95%), além de *MPA_AGR* (área média dos fragmentos de agropecuária; 4,44%), *PDc_AGR* (densidade de fragmentos na classe agropecuária; 4,46%) e *MPA_FOR* (área média dos fragmentos de floresta; 3,70%) (**Anexo 3**). Em termos simples, PC1 resume um gradiente combinado de composição (mudanças de área das classes) e configuração (fragmentação e tamanho médio de manchas), isto é, mudanças simultâneas na quantidade de cada classe e em como seus fragmentos estão distribuídos (Turner, 2005; McGarigal et al., 2012). Assim, o contraste visual entre 2016 - 2018 (PC1-) e os anos mais recentes (PC1+) indica que a principal diferença temporal no período está associada a mudanças combinadas em área e estrutura de fragmentos das classes analisadas.

O PC2, por sua vez, é dominado por métricas associadas sobretudo a corpos d'água e áreas não-vegetadas, explicando a separação vertical dos anos. As maiores contribuições para PC2 foram *PDc_WAT* (densidade de fragmentos na classe água; 11,43%) e *MPA_WAT* (área média dos fragmentos de água; 11,32%), seguidas por *LPI_NVG* (índice do maior fragmento em não vegetada; 9,84%) e *LPI_WAT* (índice do maior fragmento em água; 9,37%), além de *NP_NVG/PDI_NVG* (número/densidade de fragmentos relacionados à não

vegetada, 6,07%) e AREA_NVG (área não vegetada; 5,91%). Como NP/PD são métricas clássicas de fragmentação e LPI expressa dominância do maior fragmento, PC2 pode ser interpretado como um gradiente ligado a fragmentação e dominância espacial particularmente sensível às classes água e não vegetada, o que ajuda a entender por que 2022 - 2023 se posicionam acima (PC2+) e por que 2020 aparece como o ponto mais extremo em PC2- (McGarigal et al., 2012; Turner, 2005). Portanto, o gráfico mostra uma transição do período inicial (2016–2018) para padrões mais recentes (PC1+), e a tabela indica que essa transição é principalmente sustentada por mudanças em áreas das classes e em métricas de fragmentação/tamanho médio, enquanto a variação de PC2 reflete sobretudo diferenças ligadas à estrutura de manchas de água e à dominância/fragmentação em não vegetada (Jolliffe & Cadima, 2016; Legendre & Legendre, 2012).

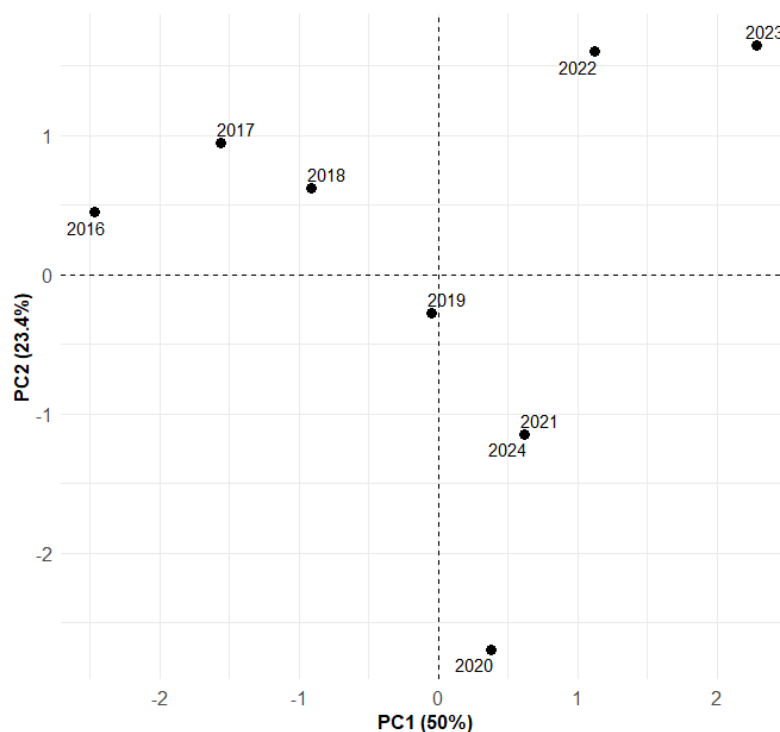


Figura 9 - Ordenação dos anos (2016–2024) por Análise de Componentes Principais (PCA) baseada em métricas de paisagem. O eixo PC1 explica 50,0% e o eixo PC2 explica 23,4% da variação total; anos mais próximos no plano apresentam maior similaridade multivariada no conjunto de métricas, enquanto maior distância indica maior diferenciação. As linhas tracejadas representam a origem (0,0), correspondente ao centróide dos dados após padronização (z-score).

4.3.2 Conectividade

O resultado da análise de conectividade dos fragmentos florestais (**Tabela 7**) mostrou que o número de manchas (n) em 1985 foi 1.711, enquanto em 2024 esse número aumentou para 4.028. Esse aumento indica maior subdivisão do habitat ao longo do tempo, isto é, a classe Floresta passou a ser representada por um conjunto maior de manchas, o que é consistente com um processo de fragmentação (McGarigal & Marks, 1995; Fahrig, 2003).

Em 1985, a distância média observada ao vizinho mais próximo foi 635,70 m, sugerindo que, em média, cada fragmento estava a centenas de metros do remanescente florestal mais próximo. Em 2024, essa distância caiu drasticamente para 11,09 m, indicando que os fragmentos estão, em média, muito mais próximos. Essa queda está associada ao aumento expressivo do número de manchas, indicando que a classe Floresta passou a apresentar um padrão mais recortado, com surgimento de numerosos fragmentos pequenos próximos entre si e/ou ao redor de manchas maiores. Em termos de conectividade estrutural local, distâncias menores sugerem maior proximidade espacial entre manchas e potencial de contato entre fragmentos (McGarigal & Marks, 1995). Contudo, é importante notar que essa proximidade pode decorrer do surgimento de muitos fragmentos pequenos ao redor de manchas maiores (padrão típico em paisagens altamente recortadas), o que reduz a distância ao vizinho mais próximo, sem necessariamente representar habitat de alta qualidade (Laurance et al., 2011; Haddad et al., 2015).

A distância esperada sob aleatoriedade foi 1005,12 m em 1985 e 659,44 m em 2024. Essa métrica depende diretamente da densidade de pontos na área de estudo. Quanto maior o número de pontos (ou maior a densidade), menor tende a ser a distância esperada. Assim, a redução do valor esperado em 2024 é coerente com o aumento do número de fragmentos (Clark & Evans, 1954; O'Sullivan & Unwin, 2010). Em outras palavras, parte da diferença entre anos já é explicada matematicamente pela maior densidade de fragmentos em 2024.

O índice R com valores < 1 indica agregação, $R \approx 1$ aleatoriedade e $R > 1$ dispersão. Em 1985 o Índice do vizinho mais próximo ($R = 0,632$) indicou que os fragmentos estavam mais próximos entre si do que o esperado ao acaso, caracterizando um padrão agregado ($R < 1$). Em 2024, o índice foi $R = 0,0168$, evidenciando um padrão extremamente agregado, com

distâncias observadas muito inferiores às esperadas sob aleatoriedade. Valores baixos indicam que os fragmentos tendem a ocorrer em aglomerados espaciais, em vez de estarem espalhados uniformemente pela paisagem (Clark & Evans, 1954).

Valores negativos de Z indicam agregação e valores positivos indicam dispersão. Ele avaliou se o padrão observado diferiu significativamente do aleatório, em 1985 ($Z = -29,08$) e em 2024 ($Z = -119,37$). Em ambos os casos, o Z negativo confirma agregação, e a magnitude elevada (muito distante de 0) indica que a agregação é altamente significativa. Isso reforça que a distribuição dos fragmentos não é aleatória: os remanescentes florestais tendem a se concentrar em áreas específicas da paisagem, possivelmente associadas a restrições ambientais (ex.: drenagens, relevo, áreas menos aptas ao uso agropecuário), à história de conversão do uso do solo (O’Sullivan & Unwin, 2010; Fahrig, 2003) e à própria delimitação legal de APPs e Reservas Legais, que pode favorecer a agregação dos remanescentes (Brasil, 2012).

Em conjunto, os resultados sugerem que entre 1985 e 2024 houve aumento do número de fragmentos, compatível com maior fragmentação do habitat, intensificação da agregação espacial e forte redução da distância média ao vizinho mais próximo, indicando que os fragmentos remanescentes se organizam em clusters locais. Assim, ainda que 2024 apresente fragmentos mais próximos entre si em termos geométricos, isso pode coexistir com limitações à movimentação e maior vulnerabilidade a efeitos de borda, caso a matriz antrópica seja pouco permeável e os fragmentos sejam predominantemente pequenos e recortados (Fahrig, 2003; Laurance et al., 2011; Haddad et al., 2015).

Tabela 7 – Estatísticas do vizinho mais próximo (ENN) para fragmentos florestais em 1985 e 2024.

Ano	Número de pontos	Distância média observada (m)	Distância média esperada (m)	Índice vizinho mais próximo (R)	Escore Z
1985	1.711	635,7	1005,12	0,6325	-29,0839
2024	4.028	11,09	659,44	0,0168	-119,3744

4.3.3 Variação temporal

O mapa de variação temporal da paisagem (**Figura 10**), gerado a partir da classificação supervisionada de imagens de satélite, permitiu identificar e espacializar as principais mudanças no uso e cobertura do solo na área de estudo. A análise foi realizada com base em imagens dos anos de 1985 e 2024, evidenciando a substituição gradual da vegetação nativa por áreas destinadas à agropecuária e, em menor escala, à ocupação antrópica não vegetada.

Conforme a **Tabela 8**, a classe “Floresta” apresentou redução de 3.401,71 km² (1985) para 2.405,09 km² (2024), correspondendo a uma variação de -29,30%. A classe Vegetação herbácea e arbustiva também diminuiu, de 897,10 km² para 534,62 km² (-40,41%). Esse comportamento é compatível com o padrão amplamente descrito para paisagens de Cerrado e áreas de transição, nas quais a conversão de formações naturais para usos antrópicos está associada à perda de hábitat e ao aumento da fragmentação em diferentes escalas (Nagendra, Munroe & Southworth, 2004; Silva & Salimon, 2004).

Em contraposição, a classe Agropecuária expandiu-se de 889,32 km² para 2.245,41 km², representando aumento de +152,49%, o que indica a consolidação de uma matriz produtiva dominante na paisagem. As áreas não vegetadas também cresceram (de 21,71 km² para 29,14 km²; +34,25%), sugerindo incremento de superfícies expostas e/ou infraestrutura antrópica. Por fim, os Corpos d’água reduziram-se de 13,41 km² para 8,98 km² (-33,01%), resultado que pode refletir tanto alterações reais em feições hídricas quanto variações sazonais, além de tendências regionais de redução de superfície de água no Cerrado associadas a mudanças no uso do solo e condições hidroclimáticas (dos Santos Teixeira et al., 2024; Rodrigues et al., 2022; Oliveira et al., 2014).

Tabela 8 – Classificação supervisionada do município de Buritis-MG, no período de 1985 até 2024.

Descrição	Área 1985 (km ²)	Área 2024 (km ²)	Variação Percentual (%)
Floresta	3.401,71	2.405,09	-29,30
Vegetação herbácea e arbustiva	897,10	534,62	-40,41
Agropecuária	889,32	2.245,41	152,49

Áreas não vegetadas	21,71	29,14	34,25
Corpos d'água	13,41	8,98	-33,01
TOTAL	5225,11 km²		

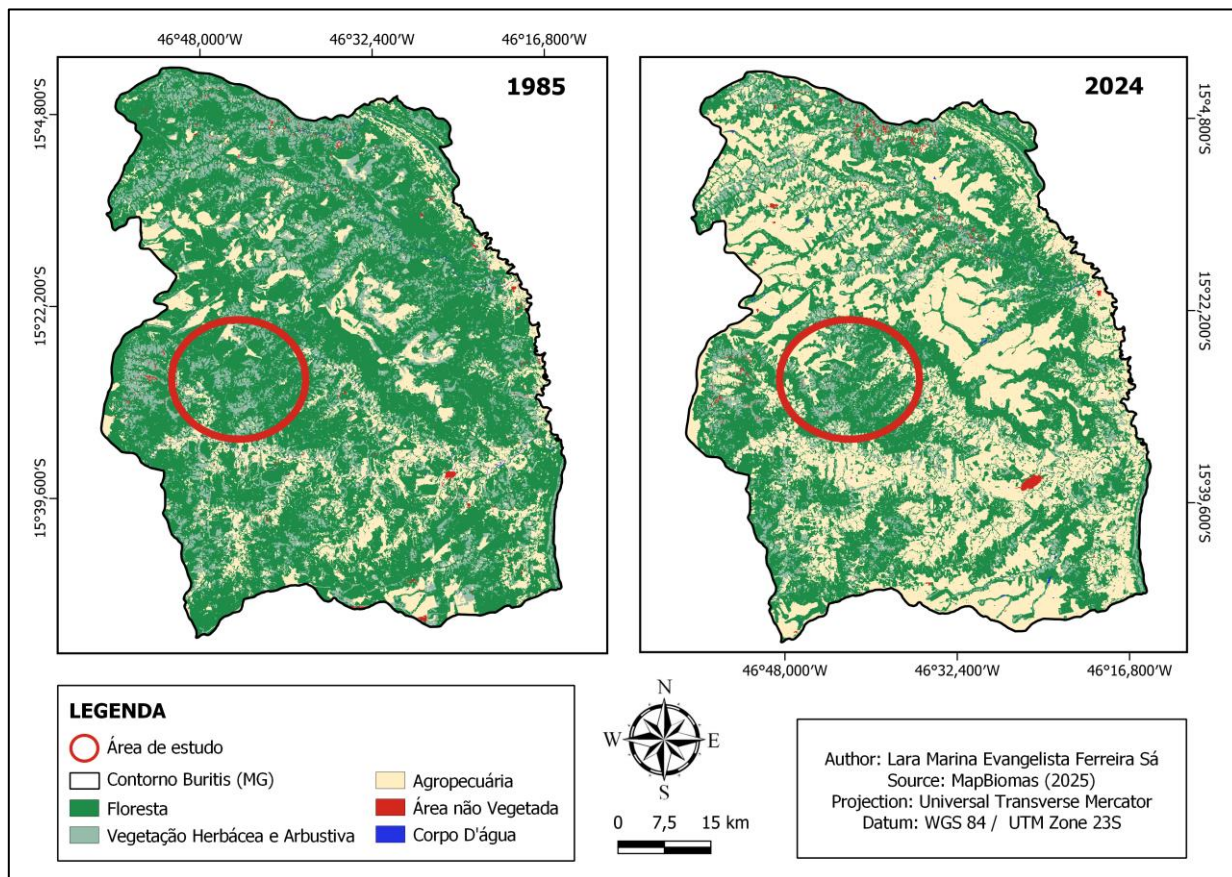


Figura 10 - Classificação supervisionada do município de Buritis - MG, nos anos de 1985 e 2024.

(Fonte: Autor, 2025)

Para compreender as trajetórias responsáveis por esses saldos líquidos, o diagrama de Sankey (**Figura 11**) sintetiza as transições pixel a pixel entre 1985 e 2024, distinguindo persistências e conversões por fluxos proporcionais à área (Kennedy & Sankey, 1898; Schmidt, 2008). As classes de uso e cobertura do solo foram representadas em raster

categórico por códigos inteiros (1 - 5), correspondentes às cinco classes mapeadas, dessa forma, o código $X \rightarrow Y$ indica a classe de origem em 1985 (X) e a classe de destino em 2024 (Y).

Houve elevada persistência de Floresta (2.282,42 km²; $1 \rightarrow 1$), porém o principal processo de transformação foi a conversão Floresta $\rightarrow$ Agropecuária (1.110,98 km²; $1 \rightarrow 3$), indicando que a expansão agropecuária ocorreu majoritariamente sobre áreas originalmente florestais. Nesse contexto, o fluxo Floresta $\rightarrow$ Agropecuária representa não apenas uma mudança de classe cartográfica, mas um processo com potenciais implicações para fragmentação, redução de conectividade, alterações microclimáticas e pressão sobre serviços ecossistêmicos, aspectos frequentemente associados à conversão de cobertura nativa em paisagens savânicas tropicais (Klink & Machado, 2005; Strassburg et al., 2017).

A classe Vegetação herbácea/arbustiva também contribuiu para a expansão antrópica, com conversão $2 \rightarrow 3$ de 314,60 km², além de persistência $2 \rightarrow 2$ de 530,34 km². Adicionalmente, registrou-se fluxo inverso Agropecuária $\rightarrow$ Floresta (81,19 km²; $3 \rightarrow 1$), sugerindo regeneração localizada e/ou reclassificações em mosaicos de vegetação secundária, padrão que deve ser analisado à luz das incertezas e da validação temática em estudos de mudança (Coppin et al., 2004; Pontius Jr. & Millones, 2011). No conjunto, a **Figura 11** indicam que a reorganização recente da paisagem foi fortemente dirigida pela conversão de vegetação nativa em usos agropecuários, fenômeno compatível com tendências regionais de avanço da fronteira produtiva no Cerrado.

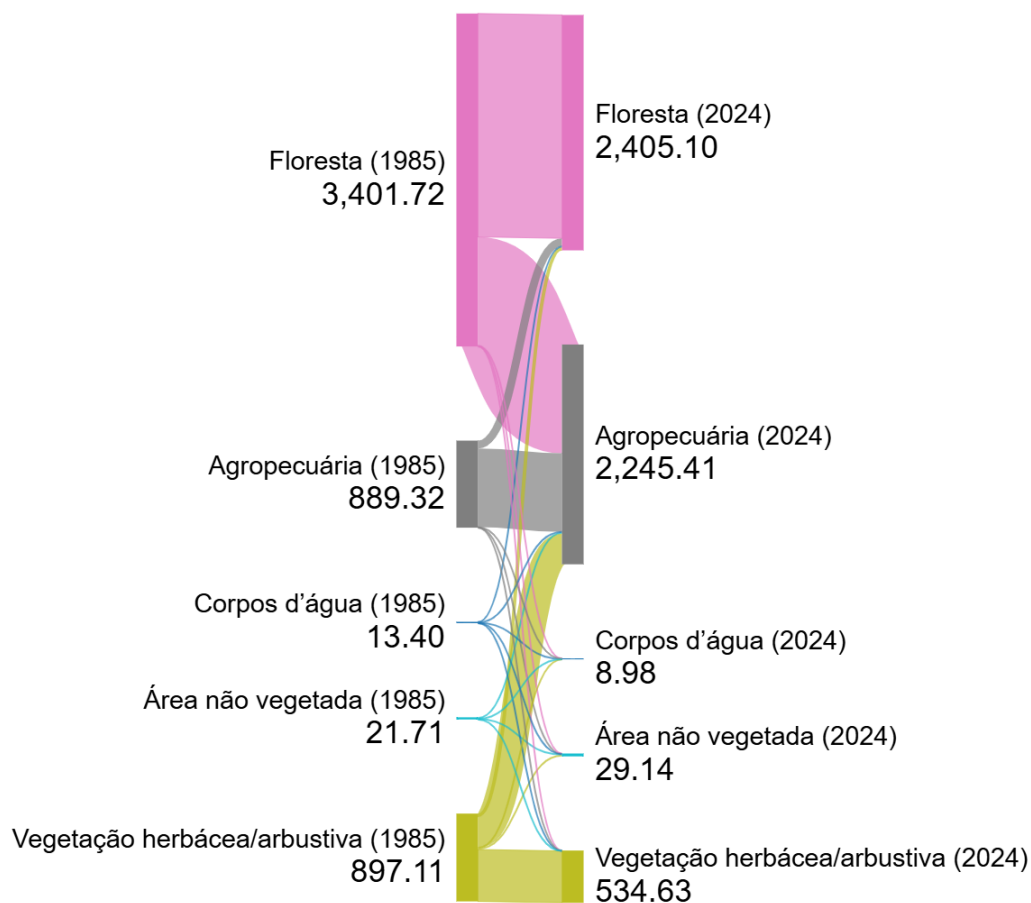


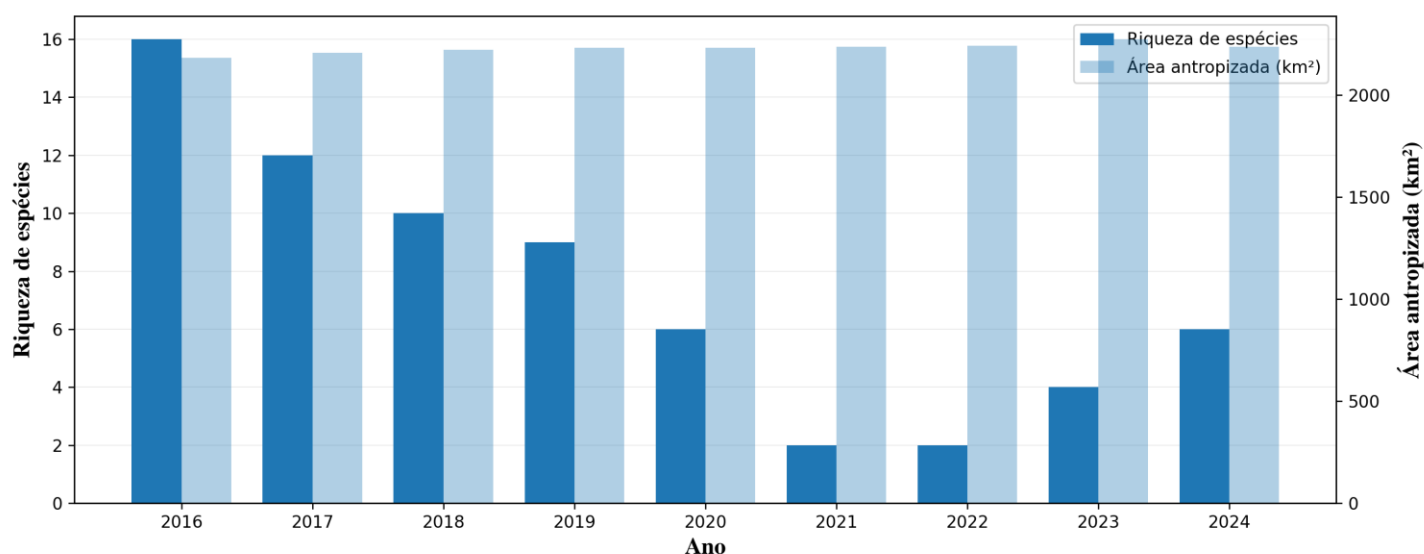
Figura 11 – Diagrama de Sankey das transições de uso e cobertura do solo entre 1985 e 2024 no município de Buritis–MG. A largura dos fluxos é proporcional à área (km²) de permanência (classe →mesma classe) e de conversão (classe→outra classe) entre os anos analisados. As classes foram codificadas no raster como: 1 = Floresta; 2 = Vegetação herbácea/arbustiva; 3 = Agropecuária; 4 = Área não vegetada; 5 = Corpos d'água.

4.4 Fragmentação e Diversidade

A análise dos dados revelou padrões consistentes e complementares na riqueza de espécies e na fragmentação da paisagem no período de 2016 a 2024. O incremento na antropização foi acompanhado pela queda na riqueza (**Figura 12**) ao longo dos anos.

Considerando a área total constante da paisagem de 5224,77 km², a área antropizada passou de 2184,46 km² (41,81%) em 2016 para 2274,26 km² (43,53%) em 2023, representando um incremento de 89,80 km², isto é, 1,72% da área total. Em 2024 houve redução para 2236,83 km² (42,81%). Em termos de associação estatística entre as séries anuais, houve correlação negativa forte entre riqueza e antropização, sintetizada principalmente por Spearman ($\rho = -0,89$; $p = 0,00113$; $n = 9$), indicando que anos com maior área antropizada tenderam a apresentar menor riqueza. . Esse resultado é coerente com a literatura, onde o aumento da matriz antrópica reduz a disponibilidade efetiva de habitat natural, levando à diminuição da riqueza, do deslocamento e persistência de espécies, com efeitos cumulativos e, muitas vezes, persistentes ao longo do tempo (Fahrig, 2003; Haddad et al., 2015).

Figura 12 – Comparação da riqueza estimada dos animais capturados pelas armadilhas fotográficas e da antropização do município de Buritis – MG, para os anos de 2016 a 2024,



A **Tabela 9** sintetiza a variação anual da riqueza de mamíferos registrada e a composição da paisagem em termos de matriz antrópica (%) e áreas naturais (%). Houve redução acentuada da riqueza ao longo do período (de 16 espécies em 2016 para 2 espécies em 2021–2022), seguida de recuperação parcial em 2023–2024. Em paralelo, a matriz antrópica apresenta tendência de aumento (de 41,81% em 2016 para o máximo de 43,53%

em 2023), com redução correspondente das áreas naturais (de 58,19% em 2016 para 56,47% em 2023).

Tabela 9 - Variação anual (2016 - 2024) da riqueza de mamíferos registrada (nº de espécies) e da composição da paisagem de estudo, expressa pela proporção de matriz antrópica (Agropecuária + Área não Vegetada; %) e de áreas naturais (Floresta + Vegetação herbácea/arbustiva + Corpo d'água; %).

Ano	Riqueza anual	Matriz antrópica (%)	Áreas naturais (%)
2016	16	41,80	58,19
2017	12	42,26	57,73
2018	10	42,56	57,43
2019	9	42,74	57,25
2020	6	42,72	57,27
2021	2	42,81	57,18
2022	2	42,93	57,06
2023	4	43,52	56,47
2024	6	42,81	57,18

A regressão linear simples indicou uma associação positiva (**Figura 13, Tabela 10**) entre a área total de vegetação nativa (km²) e a riqueza anual de mamíferos registrada entre 2016 e 2024. O modelo foi estatisticamente significativo ($F_{(1,7)} = 15,9453$; $p = 0,0052$; $n = 9$) e explicou parcela substancial da variação anual na riqueza ($R^2 = 0,6949$; R^2 ajustado = 0,6513), com erro padrão residual $\sigma = 2,7870$. O coeficiente de inclinação foi positivo e significativo ($\beta_1 = 0,1541$; EP = 0,0386; $t = 3,993$; $p = 0,0052$), com intervalo de confiança indicando efeito consistentemente acima de zero (IC95%: 0,0628 a 0,2453). Assim, dentro do intervalo observado, o aumento de vegetação nativa esteve associado à maior riqueza anual registrada. Em termos interpretativos, o modelo sugere que um incremento de 10 km² de vegetação nativa estaria associado, em média, a um aumento de aproximadamente 1,54 espécie na riqueza observada ($0,1541 \times 10$), mantendo-se as demais condições constantes.

Tabela 10 - Resultados da regressão linear simples entre a riqueza anual de mamíferos e a área total de vegetação nativa no período 2016–2024($N = 9$; $R^2 = .695$; $R^2 \text{ ajustado} = .651$. $F_{(1, 7)} = 15,95$, $p = 0.005$. Variável dependente: riqueza anual de mamíferos (nº de espécies). Preditor: área total de vegetação nativa (Floresta + Vegetação herbácea/arbustiva; km²). Erro-padrão residual (σ) = 2,79.)

Preditor	β	EP (β)	t	p	IC 95% para β
Intercepto (β_0)	-452,95	115,3	-3,93	0.006	[-725,59, -180,31]
Área total de vegetação nativa (km²) (β_1)	0,154	0,039	3,99	0.005	[0,063, 0,245]

Esse resultado é coerente com a literatura de ecologia de paisagens, que destaca a quantidade de habitat como determinante central da biodiversidade em paisagens antropizadas. A redução de habitat natural e a expansão de usos antrópicos tendem a diminuir a disponibilidade de recursos, abrigo e conectividade funcional, afetando a ocorrência, a persistência e a movimentação de mamíferos e, conseqüentemente, a probabilidade de registro por armadilhas fotográficas (Fahrig, 2003; Haddad et al., 2015).

Além disso, a hipótese da quantidade de habitats “*habitat amount hypothesis*” prevê que a riqueza pode responder de maneira particularmente consistente ao montante total de habitat, mesmo quando métricas configuracionais (fragmentação) não apresentam variação suficiente ou não capturam os mecanismos mais relevantes para o grupo avaliado (Fahrig, 2013). Portanto, o padrão observado reforça a interpretação de que, na paisagem e no período analisados, a manutenção de maiores extensões de vegetação nativa esteve associada à maior riqueza anual registrada. Assim, nossos resultados devem ser entendidos como evidência consistente de associação entre vegetação nativa e riqueza registrada (Magurran, 2004; O’Connell et al., 2011; Burton et al., 2015). Ainda assim, a significância do coeficiente (IC95% totalmente positivo) e a proporção de variância explicada ($R^2 \approx 0,69$) fornecem suporte quantitativo forte à hipótese do estudo de que a redução de habitat natural está associada à perda de riqueza de mamíferos ao longo do tempo (Fahrig, 2003; Haddad et al., 2015).

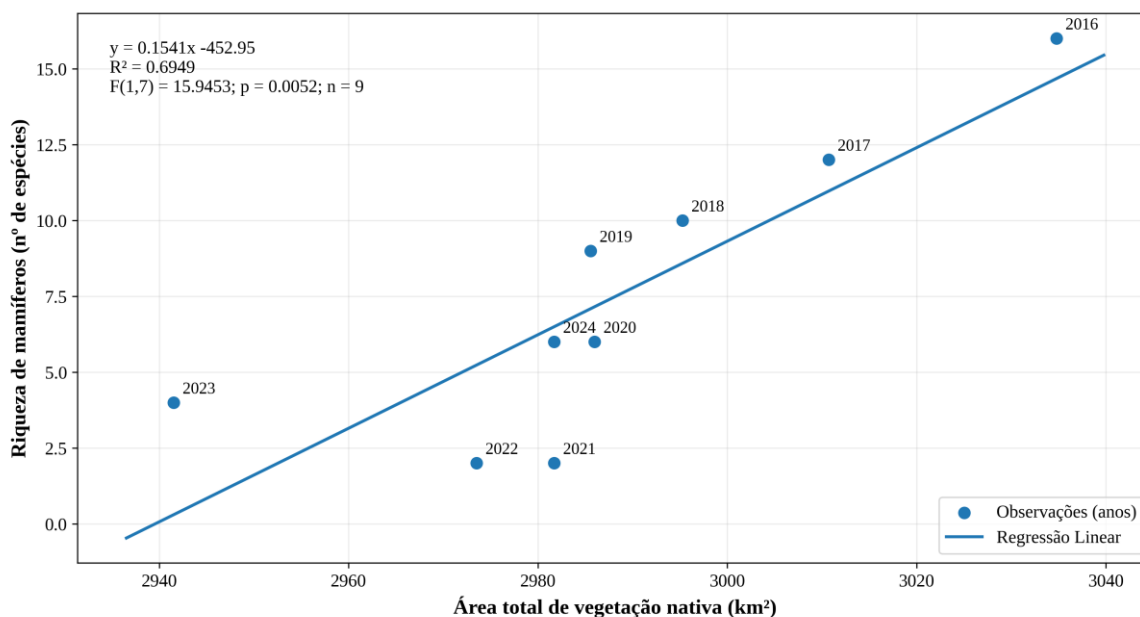


Figura 13 – Regressão linear da fragmentação do município de Buritis – MG em relação à riqueza de espécies capturadas pelas armadilhas fotográficas.

Com base nos modelos mistos generalizados ajustados separadamente para cada classe de paisagem, observou-se que os efeitos das métricas variaram entre classes (**Tabela 11**). Como todas as métricas foram padronizadas (z-score), os coeficientes (β) e razões de chances (OR) representam a mudança na chance de ocorrência anual associada a um aumento de 1 desvio-padrão na métrica, mantendo as demais variáveis constantes no modelo (Zuur et al., 2009; Hosmer, Lemeshow, & Sturdivant, 2013).

Tabela 11. Estimativas dos modelos mistos generalizados (GLMM) para a relação entre métricas de paisagem e a ocorrência anual das espécies nas classes Floresta, Vegetação herbácea e arbustiva e Corpos d’água. **CA** = Área da Classe; **PD** = Densidade de Fragmentos; **LPA** = Área do Maior Fragmento; **LPI** = Largest Patch Index.

Floresta				
Variável (z)	β	IC95% (β)	OR	IC95% (OR)

CA	2,271	[1,913; 2,628]	9,685	[6,772; 13,852]
PD	1,742	[1,375; 2,108]	5,707	[3,955; 8,235]
LPA	0,543	[0,207; 0,878]	1,720	[1,230; 2,406]
LPI	-0,481	[-0,825; -0,137]	0,618	[0,438; 0,872]
Vegetação Herbácea e arbustiva				
CA	0,752	[0,378; 1,125]	2,120	[1,459; 3,081]
PD	0,183	[-0,214; 0,580]	1,201	[0,808; 1,787]
LPA	0,561	[0,177; 0,944]	1,752	[1,194; 2,571]
LPI	-0,242	[-0,583; 0,100]	0,785	[0,558; 1,105]
Corpos d'água				
CA	-1,498	[-1,910; -1,086]	0,224	[0,148; 0,338]
PD	0,928	[0,505; 1,350]	2,529	[1,658; 3,859]
LPA	-0,538	[-0,904; -0,173]	0,584	[0,405; 0,842]
LPI	0,261	[-0,129; 0,651]	1,298	[0,879; 1,918]

Na classe Floresta (**Figura 14**), a variável com maior influência foi a Área da Classe (CA), com efeito positivo forte ($\beta=2,271$; OR=9,685; IC95% OR=6,772–13,852), indicando que anos com aumento de 1 desvio-padrão na área total de floresta apresentaram aproximadamente 9,7 vezes maior chance de ocorrência anual das espécies, refletindo a importância da quantidade de habitat para sustentar a comunidade (Fahrig, 2003; McGarigal & Marks, 1995). A Densidade de Fragmentos (PD) também foi positiva e robusta ($\beta=1,742$; OR=5,707; IC95% OR=3,955–8,235), sugerindo que, mantendo as demais métricas constantes, anos com maior número de manchas florestais por área se associaram a maior chance de registros anuais possivelmente por refletir maior heterogeneidade espacial ou maior disponibilidade de unidades de habitat (McGarigal et al., 2012). A Área do Maior Fragmento (LPA) apresentou efeito positivo moderado ($\beta=0,543$; OR=1,720; IC95% OR=1,230–2,406), indicando que a presença de um fragmento florestal maior aumenta a chance de ocorrência anual, coerente com o papel de “núcleo” de habitat. Em contraste, o Largest Patch Index (LPI) exibiu efeito negativo consistente ($\beta=-0,481$; OR=0,618; IC95% OR=0,438–0,872), o que indica que, controlando por CA, PD e LPA, maior dominância

relativa da maior mancha florestal esteve associada à redução na chance de ocorrência anual; esse sinal é interpretado como um efeito condicional potencialmente sensível à redundância entre métricas de dominância e área (Zuur et al., 2010).

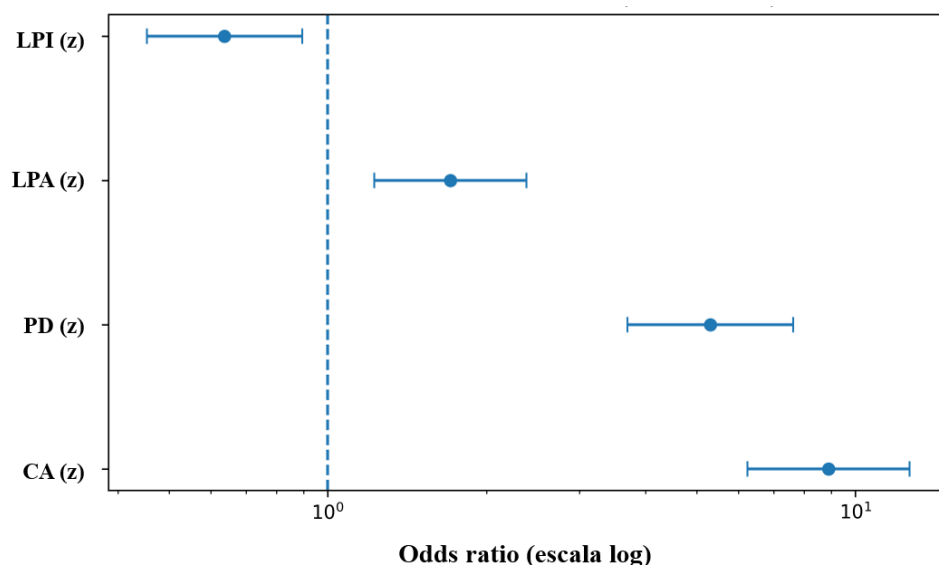


Figura 14- Efeitos das métricas de paisagem da classe Floresta sobre a ocorrência anual das espécies, estimados por modelo misto generalizado (GLMM).

Para Vegetação Herbácea e Arbustiva (**Figura 15**), os efeitos mais consistentes foram observados para CA e LPA (**Tabela 11**). A Área da Classe (CA) apresentou associação positiva ($\beta=0,752$; $OR=2,120$; $IC95\% OR=1,459-3,081$), indicando que um aumento de 1 desvio-padrão na extensão dessa cobertura duplicou aproximadamente a chance de ocorrência anual das espécies. A Área do Maior Fragmento (LPA) também foi positiva ($\beta=0,561$; $OR=1,752$; $IC95\% OR=1,194-2,571$), sugerindo que, além da quantidade total, a existência de um fragmento maior dessa classe contribuiu para maior ocorrência anual. Em contrapartida, PD apresentou efeito pequeno e incerto ($\beta=0,183$; $OR=1,201$; $IC95\% OR=0,808-1,787$), e LPI apresentou tendência negativa igualmente incerta ($\beta=-0,242$; $OR=0,785$; $IC95\% OR=0,558-1,105$), indicando que, nesta classe, a variação anual foi

explicada principalmente por componentes ligados à quantidade de habitat e à presença de um fragmento grande.

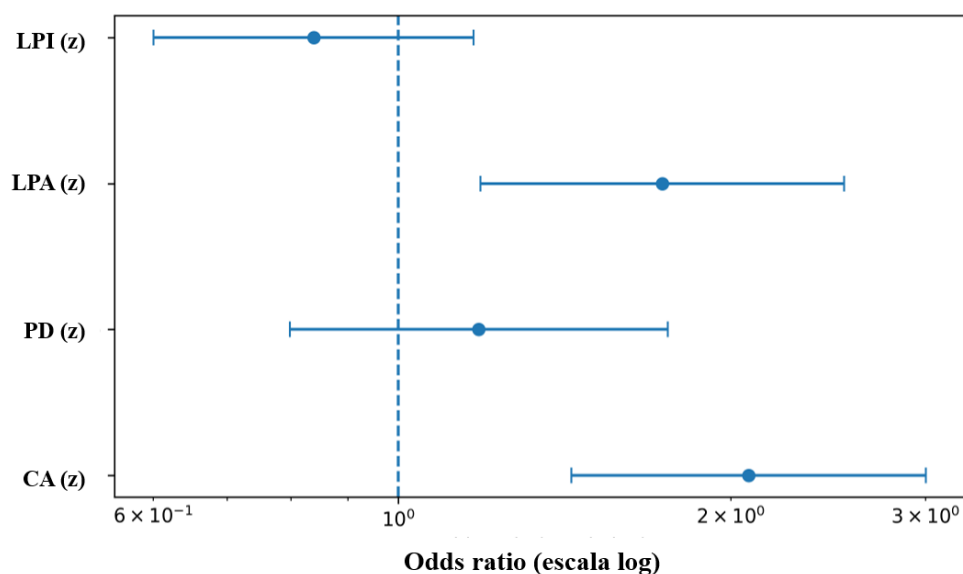


Figura 15- Efeitos das métricas de paisagem da classe Vegetação herbácea e arbustiva sobre a ocorrência anual das espécies, estimados por modelo misto generalizado (GLMM).

Na classe Corpos d'água (**Figura 16**), observamos um padrão distinto (**Tabela 11**). A Área da Classe (CA) apresentou efeito negativo forte e consistente ($\beta=-1,498$; $OR=0,224$; $IC95\% OR=0,148-0,338$), indicando que um aumento de 1 desvio-padrão na área total de corpos d'água reduziu a chance de ocorrência anual para cerca de 22% do valor anterior (redução aproximada de 78%), sugerindo que a expansão dessa cobertura não se traduziu em maior ocorrência anual do conjunto de espécies analisado, possivelmente porque a maioria das espécies registradas é predominantemente terrestre. Em contraste, a Densidade de Fragmentos (PD) foi positiva e robusta ($\beta=0,928$; $OR=2,529$; $IC95\% OR=1,658-3,859$), indicando que anos com maior subdivisão/heterogeneidade de manchas aquáticas apresentaram maior chance de ocorrência anual, o que pode refletir maior disponibilidade de bordas água - terra e microambientes associados (McGarigal et al., 2012). A Área do Maior Fragmento (LPA) foi negativa ($\beta=-0,538$; $OR=0,584$; $IC95\% OR=0,405-0,842$), sugerindo que a consolidação de um grande corpo d'água dominante em área absoluta esteve associada à redução da chance de ocorrência anual. O LPI apresentou tendência positiva, porém incerta

($\beta=0,261$; OR=1,298; IC95% OR=0,879–1,918), indicando que a dominância percentual do maior corpo d'água não adicionou evidência robusta além do explicado por CA, PD e LPA, o que é plausível dada a redundância entre métricas relativas e absolutas (Zuur et al., 2010).

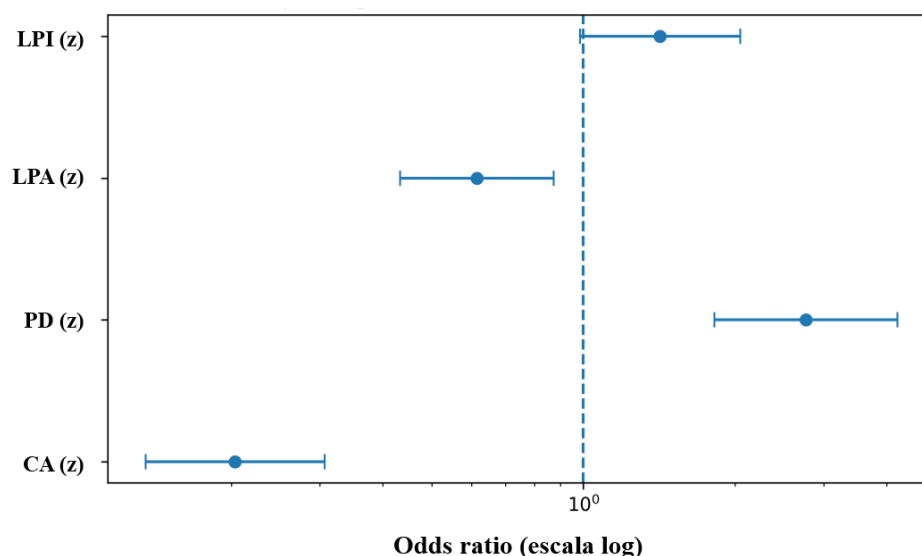


Figura 16- Efeitos das métricas de paisagem da classe Corpos d'água sobre a ocorrência anual das espécies, estimados por modelo misto generalizado (GLMM).

4.5 Mamíferos domésticos e espécie indicadoras

No período de 2016 a 2024 foi registrado um mamífero doméstico (*Canis lupus familiaris*), com 18 gravações distribuídas em sete anos amostrais (2016–2019 e 2022–2024), e ausência de registros em 2020–2021 (**Tabela 12**). Os resultados apontaram que a ocorrência do cão doméstico foi recorrente ao longo da série (**Figura 17**), com registros em diversos anos, porém sem indicar um padrão de aumento ou diminuição consistente. Seu registro pode estar associado à atividade de caçadores.

Com relação às espécies indicadoras, foram registradas quatro espécies: lobo-guará (*Chrysocyon brachyurus*, NT), gato-palheiro (*Leopardus braccatus*, VU), tamanduá-bandeira (*Myrmecophaga tridactyla*, VU) e tatu-canastra (*Priodontes maximus*, VU). Entre elas, o lobo-guará apresentou a maior continuidade temporal, ocorrendo em seis anos (28

gravações), enquanto o gato-palheiro foi registrado apenas em 2020 (1 gravação), caracterizando ocorrência rara no conjunto amostral. O tamanduá-bandeira esteve presente entre 2016 e 2019 (33 gravações) e o tatu-canastra foi registrado em 2016–2018 e novamente em 2024 (20 gravações), sugerindo flutuações de uso do habitat ao longo do período (**Tabela 12**). Esse padrão evidenciou grande variação interanual, com anos sem registros (2021–2022) e retomada posterior.

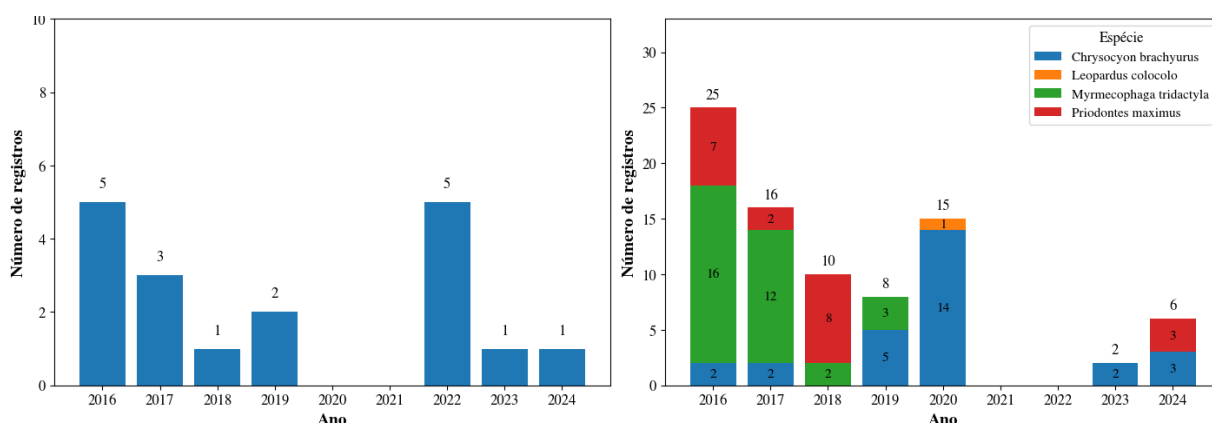


Figura 17 - Variação temporal do número de registros anuais do mamífero doméstico (*Canis lupus familiaris*) e das espécies indicadoras (NT/VU) entre 2016 e 2024.

Quanto às espécies indicadoras de conservação, a detecção de lobo-guará (*Chrysocyon brachyurus*, NT) em vários anos sugere que a paisagem ainda mantém condições de permeabilidade e uso do habitat, embora sob potenciais riscos associados ao distúrbio antrópico (IUCN/Canid Specialist Group, 2012; Hughes & Macdonald, 2013) (**Tabela 12**). O registro de tamanduá-bandeira (*Myrmecophaga tridactyla*, VU) e tatu-canastra (*Priodontes maximus*, VU) é consistente com espécies vulneráveis à perda/degradação de habitat e pressões humanas, sendo úteis como indicadoras por sua sensibilidade e, no caso do tatu-canastra, por ocorrer naturalmente em baixa densidade e exigir áreas extensas (Passos et al., 2017; Desbiez et al., 2018). O gato-palheiro (*Leopardus braccatus*), registrado pontualmente, pode refletir raridade local ou baixa detectabilidade, mas sua relevância como indicador é reforçada por ações de conservação (IUCN CatSG, s.d.; ICMBio, 2022).

Tabela 12 - Ocorrência temporal do mamífero doméstico e das espécies indicadoras de conservação (categorias NT/VU) registradas por armadilhas fotográficas no período 2016–2024.

Grupo	Espécie	Nome popular	Status	Nº de gravações	Anos com registro
Espécie indicadora	<i>Chrysocyon brachyurus</i>	lobo-guará	NT	28	2016, 2017, 2019, 2020, 2023, 2024
Espécie indicadora	<i>Leopardus braccatus</i>	gato-palheiro	VU	1	2020
Espécie indicadora	<i>Myrmecophaga tridactyla</i>	tamanduá-bandeira	VU	33	2016, 2017, 2018, 2019
Espécie indicadora	<i>Priodontes maximus</i>	tatu-canastra	VU	20	2016, 2017, 2018, 2024
Espécies doméstico	<i>Canis lupus familiaris</i>	cachorro doméstico	LC	18	2016, 2017, 2018, 2019, 2022, 2023, 2024

Para o cachorro doméstico, o teste de Mann–Kendall (**Tabela 13**) não indicou tendência monotônica significativa para a espécie ($\tau = -0,056$; $p = 0,884$) e a inclinação de Sen foi nula (0,000 por ano), indicando ausência de evidência de aumento/declínio monotônico no período.

Entre as espécies bioindicadoras avaliadas, *Chrysocyon brachyurus* ocorreu de forma intermitente (presenças e ausências alternadas), sem tendência monotônica detectável ($\tau = -0,056$; $p = 0,897$; Sen = 0,000). *Priodontes maximus* apresentou presença nos anos iniciais (2016–2018) e novo registro em 2024, também sem tendência monotônica significativa ($\tau = -0,278$; $p = 0,270$; Sen = 0,000). *Leopardus braccatus* foi registrado apenas em 2020, configurando ocorrência rara na série, sem suporte estatístico para inferência de tendência ($\tau = 0,000$; $p = 1,000$; Sen = 0,000).

Em contraste, *Myrmecophaga tridactyla* esteve presente entre 2016 e 2019 e permaneceu ausente entre 2020 e 2024, caracterizando um padrão de redução temporal compatível com tendência monotônica decrescente. O teste de Mann–Kendall indicou tendência negativa significativa ($\tau = -0,556$; $p = 0,020$), e a inclinação de Sen foi negativa ($-0,143$ por ano), sugerindo diminuição na ocorrência anual ao longo do período.

Tabela 13 – Tendência temporal (2016–2024) da ocorrência anual (presença/ausência) do mamífero doméstico e das espécies indicadoras, estimada pelos testes de Mann–Kendall (τ , p) e inclinação de Sen (β).

Espécie	Tau (MK)	p (MK)	Inclinação de Sen (β /ano)
<i>Canis lupus familiaris</i>	-0,056	0,884	0,000
<i>Chrysocyon brachyurus</i>	-0,056	0,897	0,000
<i>Leopardusn braccatus</i>	0,000	1,000	0,000
<i>Myrmecophaga tridactyla</i>	-0,556	0,020	-0,143
<i>Priodontes maximus</i>	-0,278	0,270	0,000

A ausência de tendência monotônica para *Canis lupus familiaris* (apesar das lacunas em 2020–2021) sugere que o uso da área por cães domésticos pode estar mais relacionado à dinâmica de acesso humano, circulação no entorno e eventos episódicos do que a uma expansão/declínio linear no período. Ainda assim, a presença recorrente de cães em paisagens naturais é ecologicamente relevante, pois há ampla evidência de que cães livres atuam como importantes agentes de pressão sobre a fauna nativa, por predação, competição, perturbação comportamental e transmissão de patógenos (Hughes & Macdonald, 2013; Lessa et al., 2016;

Young et al., 2011; Zapata-Ríos & Branch, 2016). Assim, mesmo sem tendência monotônica, a recorrência de cães pode funcionar como indicador de vulnerabilidade do sistema a pressões antrópicas e merece ser tratada como fator de risco para a mastofauna local, especialmente em áreas com borda, estradas e proximidade com atividades humanas (Lessa et al., 2016).

Para as espécies bioindicadoras, a ausência de tendência monotônica detectável em *Chrysocyon brachyurus* e *Priodontes maximus* é compatível com um cenário de variação interanual e/ou baixa detectabilidade, em que presenças esparsas e alternadas não configuram uma direção temporal única. Em dados de armadilhas fotográficas, é fundamental reconhecer que “ausência de registro” não equivale necessariamente à ausência real, pois a detectabilidade pode variar com o posicionamento das câmeras, esforço, clima, disponibilidade de recurso e uso espacial da espécie (MacKenzie et al., 2002).

O resultado mais consistente foi observado para *Myrmecophaga tridactyla*, que apresentou tendência monotônica decrescente (Mann–Kendall significativo e inclinação de Sen negativa), com presença até 2019 e ausência de 2020 a 2024. Ecologicamente, esse padrão pode refletir redução real de uso da área, deslocamento espacial para fora da malha amostral, e/ou diminuição de sua detectabilidade associada a mudanças no ambiente e no esforço amostral.

Assim, o padrão temporal observado reforça a importância de interpretar tendências de detecção junto ao contexto de paisagem e distúrbios e, quando possível, empregar abordagens que modelam explicitamente detectabilidade (por exemplo, ocupação) para separar “ausência real” de “não detecção” (MacKenzie et al., 2002).

5. CONCLUSÃO

Os resultados deste estudo evidenciam que mudanças na composição e na configuração da paisagem, associadas ao avanço agropecuário no município de Buritis (MG), estiveram acompanhadas por simplificação da comunidade de mamíferos de médio e grande porte registrada em um fragmento do Cerrado ao longo de nove anos (2016–2024). Em escala histórica (1985–2024), houve perda expressiva de cobertura nativa, com redução de Floresta

e Vegetação herbácea/arbustiva e forte expansão da Agropecuária, além de aumento do número de fragmentos e redução do tamanho médio das manchas, indicando intensificação da fragmentação. Em escala anual (2016–2024), a comunidade apresentou queda marcada de riqueza e diversidade até 2021–2022, seguida de recuperação parcial em 2023–2024, sem retorno aos patamares iniciais.

À luz do Objetivo Geral (avaliar efeitos temporais da fragmentação da paisagem sobre composição, diversidade e distribuição da mastofauna), os resultados sustentam que a quantidade de habitat nativo foi um determinante central para a riqueza registrada: houve correlação negativa forte entre riqueza e antropização e associação positiva significativa entre riqueza anual e área total de vegetação nativa (Floresta + Vegetação herbácea/arbustiva). Esses achados reforçam a expectativa teórica de que a redução do habitat natural, em paisagens antropizadas, diminui a disponibilidade de recursos, abrigo e conectividade funcional, afetando a persistência e o registro de espécies.

Quanto às hipóteses, (H1) a previsão de que a diversidade diminuiria ao longo do tempo é amplamente apoiada, sobretudo pelo declínio de riqueza e pelos menores valores dos índices de diversidade no período 2020–2022, em paralelo ao aumento da matriz antrópica. (H2) A hipótese de maior frequência de espécies generalistas/tolerantes também é coerente com o padrão observado, dado que poucas espécies sustentaram recorrência ao longo dos anos e a comunidade tornou-se mais restrita nos anos críticos, com predomínio de espécies amplamente adaptáveis à matriz e a ambientes modificados. (H3) A hipótese de “distance–decay” temporal na dissimilaridade total não foi suportada; a dissimilaridade global (Jaccard/Sørensen) não aumentou de modo monotônico com o afastamento temporal. Entretanto, a decomposição da diversidade beta indicou um sinal direcional importante: com o aumento da distância temporal, o componente de aninhamento aumentou e o de turnover diminuiu, sugerindo que, em anos mais pobres, a comunidade tende a se comportar como subconjunto dos anos mais ricos, compatível com um processo de empobrecimento/ausência assimétrica de espécies ao longo do tempo.

No que se refere às espécies indicadoras e domésticas (Objetivo específico 5), foram registradas quatro espécies indicadoras (NT/VU) e um mamífero doméstico. Em conjunto, o padrão apoia parcialmente a hipótese (H4) de redução de bioindicadoras: embora algumas

ocorram intermitentemente, houve evidência mais consistente de declínio temporal para *Myrmecophaga tridactyla*, com ausência a partir de 2020 e tendência monotônica decrescente. Já (H5) a hipótese de aumento de mamíferos domésticos não foi confirmada, pois o cão doméstico apresentou ocorrência recorrente, porém sem tendência monotônica detectável na série. Ainda assim, a presença repetida de cães ao longo de vários anos é ecologicamente relevante, por representar risco potencial à fauna nativa (predação, distúrbio e transmissão de patógenos), devendo ser tratada como fator de pressão em estratégias de manejo.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Austin, M. P., Collins, C. D., Cook, W. M., Damschen, E. I., Ewers, R. M., Foster, B. L., Jenkins, C. N., King, A. J., Laurance, W. F., Levey, D. J., Margules, C. R., ... Townshend, J. R. (2015). Habitat fragmentation and its lasting impact on Earth's ecosystems. *Science Advances*, 1(2), e1500052. DOI: <https://doi.org/10.1126/sciadv.1500052>

Baselga, A. (2010). Partitioning the turnover and nestedness components of beta diversity. *Global Ecology and Biogeography*, 19(1), 134–143. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1466-8238.2009.00490.x>

Batistella, M., & Valladares, G. S. (2009). Farming expansion and land degradation in Western Bahia, Brazil. *Biota Neotropica*, 9(3). DOI:<https://doi.org/10.1590/S1676-06032009000300005>

Baselga, A. (2010). Partitioning the turnover and nestedness components of beta diversity. *Global Ecology and Biogeography*, 19(1), 134–143. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1466-8238.2009.00490.x>

Baselga, A. (2012). The relationship between species replacement, dissimilarity derived from nestedness, and nestedness. *Global Ecology and Biogeography*, 21(12), 1223–1232. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1466-8238.2011.00756.x>

Baselga, A., & Orme, C. D. L. (2012). betapart: An R package for the study of beta diversity. *Methods in Ecology and Evolution*, 3(5), 808–812. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.2041-210X.2012.00224.x>

Benítez-López, A., Alkemade, R., & Verweij, P. A. (2010). The impacts of roads and other infrastructure on mammal and bird populations: A meta-analysis. *Biological Conservation*, 143(6), 1307–1316. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2010.02.009>

Firth, D. (1993). Bias reduction of maximum likelihood estimates. *Biometrika*, 80(1), 27–38. DOI: <https://doi.org/10.2307/2336755>

Brasil. (2012). Lei nº 12.651, de 25 de maio de 2012. Dispõe sobre a proteção da vegetação nativa (Código Florestal).

Bray, J. R., & Curtis, J. T. (1957). An ordination of the upland forest communities of southern Wisconsin. *Ecological Monographs*, 27(4), 325–349. DOI: <https://doi.org/10.2307/1942268>

Burt, W. H. (1943). Territoriality and home range concepts as applied to mammals. *Journal of Mammalogy*, 24(3), 346–352.

Brasil (MMA). Portaria MMA nº 148, de 7 de junho de 2022. Atualiza a Lista Nacional de Espécies Ameaçadas de Extinção.

Borcard, D., Gillet, F., & Legendre, P. (2018). *Numerical Ecology with R* (2nd ed.). Springer. DOI: 10.2307/41714872

Bolker, B. M., Brooks, M. E., Clark, C. J., Geange, S. W., Poulsen, J. R., Stevens, M. H. H., & White, J.-S. S. (2009). Generalized linear mixed models: a practical guide for ecology and evolution. *Trends in Ecology & Evolution*, 24(3), 127–135. DOI: 10.1016/j.tree.2008.10.008.

Burton, A. C., Neilson, E., Moreira, D., Ladle, A., Steenweg, R., Fisher, J. T., ... & Boutin, S. (2015). Wildlife camera trapping: A review and recommendations for linking surveys to

ecological processes. *Journal of Applied Ecology*, 52(3), 675–685. DOI: 10.1111/1365-2664.12432

Caro, T. (2010). *Conservation by proxy: Indicator, umbrella, keystone, flagship, and other surrogate species*. Island Press.

Clark, P. J., & Evans, F. C. (1954). Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology*, 35(4), 445–453. <https://doi.org/10.2307/1931034>

Clarke, K. R., & Warwick, R. M. (2001). *Change in marine communities: An approach to statistical analysis and interpretation* (2nd ed.). PRIMER-E.

Crooks, K. R., & Sanjayan, M. (Eds.). (2006). *Connectivity conservation: Maintaining connections for nature*. Cambridge University Press. DOI: 10.1017/CBO9780511754821

Cullen Junior, L., Bodmer, R. E., & Valladares-Pádua, C. (2000). Effects of hunting in habitat fragments of the Atlantic forests, Brazil. *Biological Conservation*, 95(1), 49–56. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0006-3207\(00\)00011-2](https://doi.org/10.1016/S0006-3207(00)00011-2)

Desbiez, A. L. J., Massocato, G. F., & Kluyber, D. (2020). *Insights into giant armadillo (Priodontes maximus Kerr, 1792) reproduction*. *Mammalia*, 84, 283–293. DOI: <https://doi.org/10.1515/mammalia-2019-0018>

Dos Santos Teixeira, A., Vieira, L. C. G., de Souza, C. A., Bernardi, J. V. E., & Monteiro, L. C. (2024). Evidence of water surface and flow reduction in the main hydrographic basin of the Brazilian savannah (Cerrado biome): The Araguaia River. *Hydrobiologia*, 851(10), 2503–2518. <https://doi.org/10.1007/s10750-024-05471-z>

Doherty, T. S., Dickman, C. R., Newsome, T. M., & Nimmo, D. G. (2017). *The global impacts of domestic dogs on threatened vertebrates*. *Biological Conservation*, 210, 56–59. DOI: 10.1016/j.biocon.2017.04.007

Ewers, R. M., & Didham, R. K. (2006). Confounding factors in the detection of species responses to habitat fragmentation. *Biological Reviews*, 81(1), 117–142. DOI: 10.1017/S1464793105006949

Fahrig, L. (2003). Effects of habitat fragmentation on biodiversity. *Annual Review of Ecology, Evolution, and Systematics*, 34, 487–515. DOI: 10.1146/annurev.ecolsys.34.011802.132419

Fahrig, L. (2013). Rethinking patch size and isolation effects: The habitat amount hypothesis. *Journal of Biogeography*, 40(9), 1649–1663. DOI: <https://doi.org/10.1111/jbi.12130>

Fragoso, J. M. V. (1998). Home range and movement patterns of white-lipped peccary (*Tayassu pecari*) herds in the northern Brazilian Amazon. *Biotropica*, 30, 458–469. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1744-7429.1998.tb00080.x>

Françoso, R. D., Brandão, R., Nogueira, C. C., Salmons, Y. B., Machado, R. B., & Colli, G. R. (2015). Habitat loss and the effectiveness of protected areas in the Cerrado Biodiversity Hotspot. *Natureza & Conservação*, 13(1), 35–40. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ncon.2015.04.001>

Gelman, A. (2008). Scaling regression inputs by dividing by two standard deviations. *Statistics in Medicine*, 27(15), 2865–2873. DOI: <https://doi.org/10.1002/sim.3107>

Gotelli, N. J., & Ellison, A. M. (2013). *A primer of ecological statistics* (2nd ed.). Sinauer Associates. ISBN :978-1605350646

Haddad, N. M., Brudvig, L. A., Clobert, J., Davies, K. F., Gonzalez, A., Holt, R. D., & Townshend, J. R. (2015). Habitat fragmentation and its lasting impact on Earth's ecosystems. *Science Advances*, 1(2), e1500052. DOI: <https://doi.org/10.1126/sciadv.1500052>

Hanski, I. (2015). *Habitat fragmentation and species richness*. *Journal of Biogeography*, 42(5), 989–993. Springer. DOI: <https://doi.org/10.1111/jbi.12478>

Hsieh, T. C., Ma, K., & Chao, A. (2016). iNEXT: an R package for rarefaction and extrapolation of species diversity (Hill numbers). *Methods in ecology and evolution*, 7(12), 1451-1456.

Harestad, A. S., & Bunnell, F. L. (1979). Home range and body weight – A reevaluation. *Ecology*, 60(2), 389–402. DOI: <https://doi.org/10.2307/1937667>

Heinze, G., & Schemper, M. (2002). A solution to the problem of separation in logistic regression. *Statistics in Medicine*, 21(16), 2409–2419. DOI: <https://doi.org/10.1002/sim.1047>

Hughes, J., & Macdonald, D. W. (2013). A review of the interactions between free-roaming domestic dogs and wildlife. *Biological Conservation*, 157, 341–351. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2012.07.005>

Hosmer, D. W., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. X. (2013). Applied logistic regression (3rd ed.). Wiley. DOI:10.1002/9781118548387

Instituto Chico Mendes de Conservação da Biodiversidade. (2022, 21 de junho). *Portaria ICMBio nº 493, de 21 de junho de 2022: Aprova o 2º ciclo do Plano de Ação Nacional para a Conservação dos Pequenos Felinos – PAN Pequenos Felinos. Diário Oficial da União* (Seção 1, p. 72)

IUCN SSC Cat Specialist Group. (n.d.). *Living species: Pampas cat*. Retrieved January 24, 2026, from <https://www.catsg.org/living-species-pampascats>

Jácomo, A. T. A., et al. (2009). Home range and spatial organization of maned wolves in the Brazilian grasslands. *Journal of Mammalogy*, 90(1), 150–157. DOI: <https://doi.org/10.1644/07-MAMM-A-380.1>

Jaccard, P. (1901). Étude comparative de la distribution florale dans une portion des Alpes et du Jura. *Bulletin de la Société Vaudoise des Sciences Naturelles*, 37, 547–579. DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-266450>

- Jelinski, D. E., & Wu, J. (1996). The modifiable areal unit problem and implications for landscape ecology. *Landscape Ecology*, 11(3), 129–140. DOI:10.1007/BF02447512
- Jolliffe, I. T., & Cadima, J. (2016). Principal component analysis: A review and recent developments. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 374(2065), 20150202. DOI: 10.1098/rsta.2015.0202
- Openshaw, S., & Taylor, P. J. (1979). A million or so correlation coefficients: Three experiments on the modifiable areal unit problem. In N. Wrigley (Ed.), *Statistical Applications in the Spatial Sciences* (pp. 127–144). Pion.
- Jung, M. (2016). LecoS—A Python plugin for automated landscape ecology analysis. *Ecological Informatics*, 31, 18–21. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecoinf.2015.11.006>
- Kendall, M. G. (1975). *Rank correlation methods* (4th ed.). Griffin.
- Keuroghlian, A., Eaton, D. P., & Longland, W. S. (2004). Area use by white-lipped and collared peccaries (*Tayassu pecari* and *Pecari tajacu*) in a tropical forest fragment. *Biological Conservation*, 120, 411–425. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2004.03.016>
- Klink, C. A., & Machado, R. B. (2005). Conservation of the Brazilian Cerrado. *Conservation Biology*, 19(3), 707–713. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1523-1739.2005.00702.x>
- Koleff, P., Gaston, K. J., & Lennon, J. J. (2003). Measuring beta diversity for presence–absence data. *Journal of Animal Ecology*, 72(3), 367–382. DOI: <https://doi.org/10.1046/j.1365-2656.2003.00710.x>
- Laurance, W. F., Lovejoy, T. E., Vasconcelos, H. L., Bruna, E. M., Didham, R. K., Stouffer, P. C., ... & Sampaio, E. (2002). Ecosystem decay of Amazonian forest fragments: A 22-year investigation. *Conservation Biology*, 16(3), 605–618. DOI: <https://doi.org/10.1046/j.1523-1739.2002.01025.x>

- Lessa, I., Guimarães, T. C. S., Bergallo, H. G., Cunha, A., & Vieira, E. M. (2016). *Domestic dogs in protected areas: A threat to Brazilian mammals?* *Natureza & Conservação*, 14(2), 46–56. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ncon.2016.05.001>
- Legendre, P., & Legendre, L. (2012). *Numerical ecology* (3rd ed.). Elsevier. ISBN: 978-0-444-53868-0
- Lyra-Jorge, M. C., Ribeiro, M. C., Ciocheti, G., Tambosi, L. R., & Pivello, V. R. (2010). Influence of multi-scale landscape structure on the occurrence of carnivorous mammals in a human-modified savanna, Brazil. *European Journal of Wildlife Research*, 56(3), 359–368. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10344-009-0324-x>
- Mantel, N. (1967). The detection of disease clustering and a generalized regression approach. *Cancer Research*, 27(2), 209–220.
- Mackenzie, D. I., et al. (2002). Estimating site occupancy rates when detection probabilities are less than one. *Ecology*, 83(8), 2248–2255. DOI: [https://doi.org/10.1890/0012-9658\(2002\)083%5B2248:ESORWD%5D2.0.CO;2](https://doi.org/10.1890/0012-9658(2002)083%5B2248:ESORWD%5D2.0.CO;2)
- Mann, H. B. (1945). Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, 13(3), 245–259. DOI: <https://doi.org/10.2307/1907187>
- Magurran, A. E. (2004). *Measuring biological diversity*. Blackwell Publishing. ISBN: 978-0-632-05633-0
- MapBiomias. (2025). *Códigos das classes da legenda da Coleção 10 do MapBiomias Brasil*.
- McGarigal, K., & Marks, B. J. (1995). *FRAGSTATS: Spatial pattern analysis program for quantifying landscape structure* (Gen. Tech. Rep. PNW-GTR-351). USDA Forest Service.
- McRae, B. H., Dickson, B. G., Keitt, T. H., & Shah, V. B. (2008). Using circuit theory to model connectivity in ecology, evolution, and conservation. *Ecology*, 89(10), 2712–2724. DOI: <https://doi.org/10.1890/07-1861.1>

McGill, B. J., Etienne, R. S., Gray, J. S., Alonso, D., Anderson, M. J., Benecha, H. K., ... Weiher, E. (2007). Species abundance distributions: Moving beyond single prediction theories to integration within an ecological framework. *Ecology Letters*, 10(10), 995–1015.

Medri, Í. M. (2005). Home range of giant anteaters (*Myrmecophaga tridactyla*) in the Pantanal wetland, Brazil. *Journal of Zoology*, 266, 365–375. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0952836905007004>

Michalski, F., & Peres, C. A. (2007). Disturbance-mediated mammal persistence and abundance–area relationships in Amazonian forest fragments. *Conservation Biology*, 21(6), 1626–1640. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1523-1739.2007.00797.x>

Moreno, C. E. (2001). *Métodos para medir la biodiversidad*. CYTED.

Ministério do Meio Ambiente. (2022, 7 de junho). *Portaria MMA nº 148, de 7 de junho de 2022: Atualização da Lista Nacional de Espécies Ameaçadas de Extinção*. *Diário Oficial da União* (Seção 1, p. 74).

Nagendra, H., Munroe, D. K., & Southworth, J. (2004). From pattern to process: Landscape fragmentation and the analysis of land use/land cover change. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 101(2–3), 111–115. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agee.2003.09.003>

Nekola, J. C., & White, P. S. (1999). The distance decay of similarity in biogeography and ecology. *Journal of Biogeography*, 26(4), 867–878. DOI: <https://doi.org/10.1046/j.1365-2699.1999.00305.x>

Nunes de Oliveira, S., de Carvalho Júnior, O. A., Gomes, R. A. T., Guimarães, R. F., & McManus, C. M. (2017). Deforestation analysis in protected areas and scenario simulation for structural corridors in the agricultural frontier of Western Bahia, Brazil. *Land Use Policy*, 61, 40–52. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2016.10.046>

Oliveira, P. T. S., Nearing, M. A., Moran, M. S., Goodrich, D. C., Wendland, E., & Gupta, H. V. (2014). Trends in water balance components across the Brazilian Cerrado. *Water Resources Research*, 50(9), 7100–7114. DOI: <https://doi.org/10.1002/2013WR015202>

O'Connell, A. F., Nichols, J. D., & Karanth, K. U. (Eds.). (2011). *Camera traps in animal ecology: Methods and analyses*. Springer.DOI: <https://doi.org/10.1007/978-4-431-99495-4>

O'Sullivan, D., & Unwin, D. J. (2010). *Geographic information analysis* (2nd ed.). John Wiley & Sons.DOI: <https://doi.org/10.1002/9780470549094>

Passos, F. C., Mello, M. C. H., Isasi-Catalá, E., Mello, R. C., Bernardi, I. P., Varzinczak, L. H., & Lima, C. S. (2017). *The Vulnerable giant anteater Myrmecophaga tridactyla: New records from the Atlantic Forest highlands and an overview of its occurrence in protected areas in Brazil*. *Oryx*, 51(3), 564–566. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0030605316000740>

Paolino, R. M., et al. (2016). Buffer zone use by mammals in a Cerrado protected area. *Biota Neotropica*, 16(2), e20140117.DOI: <https://doi.org/10.1590/1676-0611-BN-2014-0117>

Pedroso, R. F., Rosa, C., & Passamani, M. (2024). Landscape composition matters for mammals in agricultural ecosystems: A multiscale study in southeastern Brazil. *Sustainability*, 16(12), 5066.DOI: <https://doi.org/10.3390/su16125066>

Peng, J., Wang, Y., Zhang, Y., Wu, J., Li, W., & Li, Y. (2010). Evaluating the effectiveness of landscape metrics in quantifying spatial patterns. *Ecological Indicators*, 10(2), 217–223.DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2009.04.017>

Pereira, C. C., Kenedy-Siqueira, W., Maia, L. R., da Fontoura Sperandei, V., Arantes-Garcia, L., Fernandes, S., ... & Fearnside, P. M. (2026). The Cerrado crisis review: highlighting threats and providing future pathways to save Brazil's biodiversity hotspot. *Nature Conservation*, 61, 29-70.

Ribeiro, J. F., & Walter, B. M. T. (2008). Fitofisionomias do bioma Cerrado. In S. M. Sano & S. P. Almeida (Orgs.), *Cerrado: ecologia e flora* (pp. 89–166). Embrapa Informação Tecnológica.

Ricotta, C., & Podani, J. (2017). On some properties of the Bray–Curtis dissimilarity and their ecological meaning. *Ecological Complexity*, 31, 201–205. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecocom.2017.07.003>

Rodrigues, A. A., Macedo, M. N., Silvério, D. V., Maracahipes, L., Coe, M. T., Brando, P. M., Shimbo, J. Z., Rajão, R., Soares-Filho, B., & Bustamante, M. M. C. (2022). Cerrado deforestation threatens regional climate and water availability for agriculture and ecosystems. *Global Change Biology*, 28(22), 6807–6822. DOI: <https://doi.org/10.1111/gcb.16386>

Rovero, F., & Zimmermann, F. (2016). *Camera trapping for wildlife research*. Pelagic Publishing. ISBN: 978-1784270483

Rocha, E. C., Silva, J., Silva, P. T. da, Araújo, M. da S., & Castro, A. L. da S. (2019). Medium and large mammals in a Cerrado fragment in Southeast Goiás, Brazil: Inventory and immediate effects of habitat reduction on species richness and composition. *Biota Neotropica*, 19(3), e20180671. DOI: <https://doi.org/10.1590/1676-0611-bn-2018-0671>

Sano, E. E., Rosa, R., Scaramuzza, C. A. de M., Adami, M., Bolfe, E. L., Coutinho, A. C., Esquerdo, J. C. D. M., Maurano, L. E. P., Narvaes, I. da S., Oliveira Filho, F. J. B. de, Silva, E. B. da, Victoria, D. de C., Ferreira, L. G., Brito, J. L. S., Bayma, A. P., Oliveira, G. H. de, & Bayma-Silva, G. (2019). Land use dynamics in the Brazilian Cerrado in the period from 2002 to 2013. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 54, e00138. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1678-3921.pab2019.v54.00138>

Sano, E. E., Rosa, R., Brito, J. L. S., & Ferreira, L. G. (2019). Land cover mapping of the tropical savanna region in Brazil. *Environmental Monitoring and Assessment*, 191(5), 315. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10661-019-7413-8>

Sen, P. K. (1968). Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, 63(324), 1379–1389. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1968.10480934>

Silva, A. M., & Salimon, C. I. (2004). Land cover characterization and landscape metrics for Água Fria Watershed (Palmas – Tocantins). *Geografia (Rio Claro)*, 29(3), 401–410.

Spearman, C. (1904). The proof and measurement of association between two things. *The American Journal of Psychology*, 15(1), 72–101. DOI: <https://doi.org/10.2307/1412159>

Strassburg, B. B. N., Brooks, T., Feltran-Barbieri, R., Iribarrem, A., Crouzeilles, R., Loyola, R., ... & Balmford, A. (2017). Moment of truth for the Cerrado hotspot. *Nature Ecology & Evolution*, 1(4), 0099. DOI: <https://doi.org/10.1038/s41559-017-0099>

Sunquist, M., & Sunquist, F. (2002). *Wild cats of the world*. University of Chicago Press. ISBN: 0-226-77999-8 / 978-0-226-77999-7

Soininen, J., McDonald, R., & Hillebrand, H. (2007). The distance decay of similarity in ecological communities. *Ecography*, 30(1), 3–12. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.0906-7590.2007.04817.x>

Sørensen, T. (1948). A method of establishing groups of equal amplitude in plant sociology based on similarity of species content. *Biologiske Skrifter*, 5, 1–34.

Taylor, P. D., Fahrig, L., Henein, K., & Merriam, G. (1993). Connectivity is a vital element of landscape structure. *Oikos*, 68(3), 571–573. DOI: <https://doi.org/10.2307/3544927>

Tischendorf, L., & Fahrig, L. (2000). On the usage and measurement of landscape connectivity. *Oikos*, 90(1), 7–19. DOI: <https://doi.org/10.1034/j.1600-0706.2000.900102.x>

Turner, M. G. (2005). Landscape ecology: What is the state of the science? *Annual Review of Ecology, Evolution, and Systematics*, 36, 319–344. DOI: <https://doi.org/10.1146/annurev.ecolsys.36.102003.152614>

Vieira, M. V., et al. (2018). Fair tests of the habitat amount hypothesis require appropriate landscape measurements. *Biological Conservation*, 224, 324–332. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2018.08.008>

Wang, Z., Martha Jr., G. B., Liu, J., Lima, C. Z., & Hertel, T. W. (2024). Planned expansion of transportation infrastructure in Brazil has implications for the pattern of agricultural production and carbon emissions. *Science of the Total Environment*, 928, 172434. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2024.172434>

Young, J. K., Olson, K. A., Reading, R. P., Amgalanbaatar, S., & Berger, J. (2011). Is wildlife going to the dogs? Impacts of feral and free-roaming dogs on wildlife populations. *BioScience*, 61(2), 125–132. DOI: <https://doi.org/10.1525/bio.2011.61.2.7>

Zapata-Ríos, G., & Branch, L. C. (2016). Altered activity patterns and reduced abundance of native mammals in sites with feral dogs in the high Andes. *Biological Conservation*, 193, 9–16. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2015.10.016>

Zar, J. H. (2010). *Biostatistical analysis* (5th ed.). Prentice Hall

Zuur, A. F., Ieno, E. N., Walker, N., Saveliev, A. A., & Smith, G. M. (2009). *Mixed Effects Models and Extensions in Ecology with R*. Springer. DOI: <https://doi.org/10.1007/978-0-387-87458-6>

Zuur, A. F., Ieno, E. N., & Elphick, C. S. (2010). A protocol for data exploration to avoid common statistical problems. *Methods in Ecology and Evolution*, 1(1), 3–14. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.2041-210X.2009.00001.x>

Anexo 1: Espécies Registradas pelas armadilhas fotográficas

Espécie	Porte	Hábito	Nº de Indivíduos por registro	Nº registros Ponto 1	Nº registros ponto 2	Nº registros ponto 3	Nº registros ponto 4	Nº registros ponto 5	Nº registros ponto 6	Nº de gravações	Ano	Status
<i>Canis lupus familiaris</i>	Médio	variável	1-3	9	9					18	2016 2017 2018 2019 2022 2023 2024	LC
<i>Cerdocyon thous</i>	Médio	Noturno	1-2	3	7		3			13	2016 2017 2020	LC
<i>Chrysocyon brachyurus</i>	Grande	Variável	1	4	10	7		5	2	28	2016 2017 2019 2020 2023 2024	NT
<i>Conepatus semistriatus</i>	Médio	Variável	1		7					7	2017 2019	LC
<i>Dasyprocta punctata</i>	Médio	Variável	1-2		5		8			13	2016 2020	LC
<i>Dasybus novemcinctus</i>	Médio	noturno	1			1	3			4	2017 2018	LC
<i>Didelphis albiventris</i>	Médio	Noturno	1			3	4			7	2016 2017 2020	LC
<i>Eira barbara</i>	Médio	variável	1		15	12	3		8	38	2016 2018 2019	LC
<i>Leopardus braccatus</i>	Médio	Noturno	1		1					1	2020	VU
<i>Leopardus pardalis</i>	Médio	Noturno	1		2			7	12	21	2016 2018	LC
<i>Lutra longicaudis</i>	Médio	Diurno	1						1	1	2016	DD

<i>Lycalopex vetulus</i>	Médio	Noturno	1		4					4	2017	LC
<i>Mazama gouazoubira</i>	Grande	variável	1	4	8	3	32	10		57	2016 2017 2018 2021 2023 2024	LC
<i>Myrmecophaga tridactyla</i>	Grande	Variavel	1	8		11		6	8	33	2016 2017 2018 2019	VU
<i>Nasua nasua</i>	Médio	Diurno	1		2	2	1			5	2019	LC
<i>Pecari tajacu</i>	Médio	Variavel	20		2	7	2		3	14	2017 2018 2021 2024	LC
<i>Priodontes maximus</i>	Grande	Noturno	1	3	4	4	1	5	3	20	2016 2017 2018 2024	VU
<i>Procyon cancrivorus</i>	Médio	Noturno	1			9	12			21	2016 2018 2019 2020	LC
<i>Pseudalopex vetulus</i>	Médio	Noturno	1		1		2			3	2016	LC
<i>Puma concolor</i>	Grande	Variavel	2		23	5	12	3	5	48	2016 2017 2018 2019 2022 2023 2024	LC
<i>Puma yagouaroundi</i>	Médio	Diurno	1		1			1	1	3	2019	LC
<i>Tamandua tetradactyla</i>	Médio	Noturno	1		4			2		6	2016 2017	LC

Anexo 2: Métricas de paisagem dos anos de 2016 a 2024. (CA = Área da Classe (Class area); **NP** = número de fragmentos (*number of patches*); **PDc** = densidade de fragmentos na classe (*patch density – class*); **PDI** = densidade de fragmentos na paisagem (*patch density – landscape*); **MPA** = área média dos fragmentos (*mean patch area*); **LPA** = área do maior fragmento (*largest patch area*); **LPI** = índice do maior fragmento (*largest patch index*).)

CATEGORIA	CA (Km²)	CA (%)	NP	LPA (Km²)	MPA (Km²)	PD_C (km²)	PD_P (km²)	LPI (%)
2016								
Floresta	2470,59	47,29	7280,00	2244,59	0,34	2,95	1,39	90,85
Vegetação Herbácea e Arbustiva	564,19	10,80	8414,00	7,52	0,07	14,91	1,61	1,33
Agropecuária	2157,75	41,30	6143,00	311,18	0,35	2,85	1,18	14,42
Área não Vegetada	26,71	0,51	1116,00	5,03	0,02	41,78	0,21	18,83
Corpo D'água	5,53	0,11	312,00	0,35	0,02	56,38	0,06	6,38
2017								
Floresta	2449,70	46,89	7420,00	2160,55	0,33	3,03	1,42	88,20
Vegetação Herbácea e Arbustiva	561,02	10,74	8430,00	7,52	0,07	15,03	1,61	1,34
Agropecuária	2181,31	41,75	6102,00	316,60	0,36	2,80	1,17	14,51
Área não Vegetada	27,09	0,52	1125,00	5,07	0,02	41,53	0,22	18,70
Corpo D'água	5,66	0,11	317,00	0,36	0,02	56,02	0,06	6,28
2018								
Floresta	2437,73	46,66	7489,00	2145,50	0,33	3,07	1,43	88,01
Vegetação Herbácea e Arbustiva	557,56	10,67	8416,00	7,49	0,07	15,09	1,61	1,34
Agropecuária	2195,66	42,02	6094,00	317,60	0,36	2,78	1,17	14,46
Área não Vegetada	28,10	0,54	1160,00	5,19	0,02	41,28	0,22	18,47
Corpo D'água	5,74	0,11	318,00	0,36	0,02	55,43	0,06	6,23
2019								
Floresta	2432,44	46,56	7514,00	2143,13	0,32	3,09	1,44	88,11
Vegetação Herbácea e Arbustiva	553,11	10,59	8456,00	7,49	0,07	15,29	1,62	1,35

Agropecuária	2203,98	42,18	6141,00	300,38	0,36	2,79	1,18	13,63
Área não Vegetada	29,18	0,56	1228,00	5,23	0,02	42,09	0,24	17,92
Corpo D'água	6,07	0,12	328,00	0,42	0,02	54,02	0,06	7,00
2020								
Floresta	2436,13	46,63	7433,00	2212,10	0,33	3,05	1,42	90,80
Vegetação Herbácea e Arbustiva	549,86	10,52	8444,00	7,47	0,07	15,36	1,62	1,36
Agropecuária	2201,46	42,13	6129,00	302,09	0,36	2,78	1,17	13,72
Área não Vegetada	30,86	0,59	1240,00	5,27	0,02	40,18	0,24	17,09
Corpo D'água	6,47	0,12	315,00	0,69	0,02	48,72	0,06	10,72
2021								
Floresta	2434,96	46,60	7436,00	2206,01	0,33	3,05	1,42	90,60
Vegetação Herbácea e Arbustiva	546,74	10,46	8431,00	7,33	0,06	15,42	1,61	1,34
Agropecuária	2206,03	42,22	6016,00	304,24	0,37	2,73	1,15	13,79
Área não Vegetada	30,80	0,59	1220,00	5,29	0,03	39,61	0,23	17,19
Corpo D'água	6,24	0,12	330,00	0,45	0,02	52,87	0,06	7,27
2022								
Floresta	2431,76	46,54	7408,00	2159,77	0,33	3,05	1,42	88,82
Vegetação Herbácea e Arbustiva	541,76	10,37	8517,00	7,24	0,06	15,72	1,63	1,34
Agropecuária	2214,61	42,39	6005,00	304,84	0,37	2,71	1,15	13,77
Área não Vegetada	28,83	0,55	1171,00	5,33	0,02	40,62	0,22	18,47
Corpo D'água	7,82	0,15	455,00	0,49	0,02	58,16	0,09	6,21
2023								
Floresta	2406,62	46,06	7642,00	2197,10	0,31	3,18	1,46	91,29
Vegetação Herbácea e Arbustiva	534,91	10,24	8511,00	7,18	0,06	15,91	1,63	1,34
Agropecuária	2245,12	42,97	6112,00	305,95	0,37	2,72	1,17	13,63
Área não Vegetada	29,14	0,56	1182,00	5,44	0,02	40,56	0,23	18,66
Corpo D'água	8,98	0,17	507,00	0,56	0,02	56,45	0,10	6,20
2024								

Floresta	2434,96	46,60	7436,00	2206,01	0,33	3,05	1,42	90,60
Vegetação Herbácea e Arbustiva	546,74	10,46	8431,00	7,33	0,06	15,42	1,61	1,34
Agropecuária	2206,03	42,22	6016,00	304,24	0,37	2,73	1,15	13,79
Área não Vegetada	30,80	0,59	1220,00	5,29	0,03	39,61	0,23	17,19
Corpo D'água	6,24	0,12	330,00	0,45	0,02	52,87	0,06	7,27

Anexo 3. Cargas (loadings) e contribuição relativa das métricas de paisagem nos dois primeiros componentes da Análise de Componentes Principais (PCA) aplicada aos anos de 2016 a 2024. *Metric* indica a métrica e a classe (formato *métrica_classe*), onde **AREA** = área da classe; **NP** = número de fragmentos (*number of patches*); **PDc** = densidade de fragmentos na classe (*patch density – class*); **PDI** = densidade de fragmentos na paisagem (*patch density – landscape*); **MPA** = área média dos fragmentos (*mean patch area*); **LPA** = área do maior fragmento (*largest patch area*); **LPI** = índice do maior fragmento (*largest patch index*). As classes são: **FOR** = floresta; **HSH** = vegetação herbácea e arbustiva; **AGR** = agropecuária; **NVG** = não vegetada; **WAT** = corpos d'água.

Metric	PC1_loading	PC2_loading	PC1_contrib_pct	PC2_contrib_pct
AREA_FOR	-0,93	-0,12	4,95	0,17
NP_FOR	0,71	0,21	2,90	0,51
LPA_FOR	-0,09	-0,37	0,04	1,70
MPA_FOR	-0,80	-0,17	3,70	0,35
PDc_FOR	0,80	0,18	3,68	0,41
PDI_FOR	0,71	0,21	2,90	0,51
LPI_FOR	0,33	-0,34	0,63	1,38
AREA_HSH	-0,99	-0,09	5,57	0,10
NP_HSH	0,76	0,47	3,32	2,71
LPA_HSH	-0,88	-0,30	4,40	1,08

MPA_HSH	-0,97	-0,17	5,41	0,36
PDc_HSH	0,97	0,19	5,37	0,43
PDI_HSH	0,76	0,47	3,32	2,71
LPI_HSH	0,24	-0,60	0,32	4,44
AREA_AGR	0,97	0,14	5,34	0,26
NP_AGR	-0,42	-0,02	1,03	0,00
LPA_AGR	-0,62	0,47	2,21	2,69
MPA_AGR	0,88	0,11	4,44	0,14
PDc_AGR	-0,88	-0,10	4,46	0,12
PDI_AGR	-0,42	-0,02	1,03	0,00
LPI_AGR	-0,85	0,30	4,13	1,08
AREA_NVG	0,69	-0,70	2,71	5,91
NP_NVG	0,62	-0,71	2,19	6,07
LPA_NVG	0,99	-0,03	5,61	0,01
MPA_NVG	0,61	-0,46	2,14	2,60
PDc_NVG	-0,62	0,45	2,17	2,51
PDI_NVG	0,62	-0,71	2,19	6,07
LPI_NVG	-0,34	0,90	0,67	9,84
AREA_WAT	0,85	0,40	4,13	1,97
NP_WAT	0,74	0,61	3,12	4,50
LPA_WAT	0,66	-0,48	2,52	2,77
MPA_WAT	0,12	-0,96	0,08	11,32
PDc_WAT	-0,11	0,97	0,07	11,43
PDI_WAT	0,74	0,61	3,12	4,50

LPI_WAT	0,14	-0,88	0,12	9,37
----------------	------	-------	------	------
