

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA

GABRIELLA DE FREITAS ALVES

ÍNDICES DE DISPERSÃO E GEOESTATÍSTICA: UMA ANÁLISE SOBRE
DEPENDÊNCIA ESPACIAL E FATORES RELATIVOS À RESTRITA DISTRIBUIÇÃO
DE *Paepalanthus chiquitensis* Herzog NOS CAMPOS RUPESTRES

UBERLÂNDIA
MINAS GERAIS - BRASIL

2021

GABRIELLA DE FREITAS ALVES

ÍNDICES DE DISPERSÃO E GEOESTATÍSTICA: UMA ANÁLISE SOBRE
DEPENDÊNCIA ESPACIAL E FATORES RELATIVOS À RESTRITA DISTRIBUIÇÃO
DE *Paepalanthus chiquitensis* Herzog NOS CAMPOS RUPESTRES

Tese apresentada à Universidade Federal de
Uberlândia, como parte das exigências do
Programa de Pós-graduação em Agronomia –
Doutorado, área de concentração em Fitotecnia,
para obtenção do título de “Doutora”.

Orientadora: Prof. Dr^a. Denise Garcia de Santana

Coorientador: Prof. Dr. Ednaldo Carvalho Guimarães

UBERLÂNDIA-MG

2021

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

A474
2021 Alves, Gabriella de Freitas, 1983-
Índices de dispersão e geoestatística [recurso eletrônico] : uma análise sobre dependência espacial e fatores relativos à restrita distribuição de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog nos campos rupestres / Gabriella de Freitas Alves. - 2021.

Orientadora: Denise Garcia de Santana.

Coorientador: Ednaldo Carvalho Guimarães.

Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Uberlândia,
Pós-graduação em Agronomia.

Modo de acesso: Internet.

Disponível em: <http://doi.org/10.14393/ufu.te.2021.75>

Inclui bibliografia.

Inclui ilustrações.

1. Agronomia. I. Santana, Denise Garcia de, 1967-, (Orient.). II. Guimarães, Ednaldo Carvalho, 1967-, (Coorient.). III. Universidade Federal de Uberlândia. Pós-graduação em Agronomia. IV. Título.

CDU: 631

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:

Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091



ATA DE DEFESA - PÓS-GRADUAÇÃO

Programa de Pós-Graduação em:	Agronomia				
Defesa de:	Tese, 005/2021, PPGAGRO				
Data:	Cinco de março de dois mil e vinte e um	Hora de início:	08:00	Hora de encerramento:	12:00
Matrícula do Discente:	11713AGR012				
Nome do Discente:	Gabriella de Freitas Alves				
Título do Trabalho:	Índices de dispersão e geoestatística: uma análise sobre dependência espacial e fatores relativos à restrita distribuição de <i>Paepalanthus chiquitensis</i> Herzog nos campos rupestres.				
Área de concentração:	Fitotecnia				
Linha de pesquisa:	Produção Vegetal em Áreas de Cerrado				

Reuniu-se por videoconferência, a Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-graduação em Agronomia, assim composta: Professores Doutores: Ednaldo Carvalho Guimarães - UFU; Jair Rocha do Prado - UFU; Luís Carlos Timm - Universidade Federal de Pelotas; Luiz Antônio Zanão Júnior - Instituto de Desenvolvimento Rural do Paraná; Denise Garcia de Santana - UFU, orientadora da candidata.

Iniciando os trabalhos o(a) presidente da mesa, Dr(a). Denise Garcia de Santana, apresentou a Comissão Examinadora e o candidato(a), agradeceu a presença do público, e concedeu ao Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor(a) presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos(às) examinadores(as), que passaram a arguir o(a) candidato(a). Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o(a) candidato(a):

Aprovado(a).

Esta defesa faz parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor.

O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, a legislação pertinente e a regulamentação interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por **Denise Garcia de Santana, Professor(a) do Magistério Superior**, em 05/03/2021, às 12:00, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Jair Rocha do Prado, Professor(a) do Magistério Superior**, em 05/03/2021, às 12:09, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).

Documento assinado eletronicamente por **Ednaldo Carvalho Guimarães, Membro de Comissão**, em 05/03/2021, às 12:10, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de](#)



[outubro de 2015.](#)



Documento assinado eletronicamente por **Luís Carlos Timm, Usuário Externo**, em 05/03/2021, às 15:00, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **LUIZ ANTÔNIO ZANÃO JÚNIOR, Usuário Externo**, em 09/03/2021, às 23:00, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **2555813** e o código CRC **C518C647**.

GABRIELLA DE FREITAS ALVES

ÍNDICES DE DISPERSÃO E GEOESTATÍSTICA: UMA ANÁLISE SOBRE
DEPENDÊNCIA ESPACIAL E FATORES RELATIVOS À RESTRITA DISTRIBUIÇÃO
DE *Paepalanthus chiquitensis* Herzog NOS CAMPOS RUPESTRES

Tese apresentada à Universidade Federal de
Uberlândia, como parte das exigências do
Programa de Pós-graduação em Agronomia –
Doutorado, área de concentração em Fitotecnia,
para obtenção do título de “Doutora”.

APROVADA em: 05/03/2021

Prof. Dr. Ednaldo Carvalho Guimarães (Coorientador)	UFU
Prof. Dr. Jair Rocha do Prado	UFU
Prof. Dr. Luís Carlos Timm	UFPEL
Prof. Dr. Luiz Antônio Zanão Júnior	IDR-Paraná

Prof. Dr^a. Denise Garcia de Santana
ICIAG - UFU
(Orientadora)

UBERLÂNDIA-MG

2021

Dedico esta tese, primeiramente a Deus, nosso pai e criador, por ter me sustentado e me guiado durante toda essa caminhada. Aos meus pais, Vera Lúcia e João Diogo, por toda uma vida de esforço, amor e dedicação. Ao meu esposo Leonardo, por todo seu amor, por ser meu companheiro de vida e grande incentivador. E por fim, aos meus amados filhos, Kayo e Daniel, minha grande razão de viver e minha fonte de alegrias.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por ter guiado este trabalho do início ao fim, por ter me sustentado nos momentos de angústia e insegurança e por ter colocado em meu caminho tantos “anjos”.

Aos meus pais, João Diogo Alves e Vera Lúcia de Freitas Alves e ao meu esposo Leonardo Santos Gratão, por não terem medido esforços para que eu pudesse concluir meu doutorado, por todo amor, paciência e compreensão e por sempre apoiarem e incentivarem meus estudos. Aos meus filhos, Kayo dos Santos Gratão e Daniel Alves Gratão por terem suportado minha ausência em tantos momentos e por serem minha fonte diária de inspiração.

A todos os meus familiares, e em especial ao meu irmão Edgard de Freitas Alves, minha cunhada Poliana Fagundes Precioso, meus sobrinhos Eduarda Alves Precioso e João Lázaro Alves Precioso, por amenizarem esta árdua jornada com momentos de alegria e descontração.

A minha sogra Leila Maria dos Santos Gratão e meu sogro Maurílio Gratão por terem me ajudado de várias formas, especialmente por terem cuidado dos meus filhos nos momentos mais difíceis.

A minha orientadora Denise Garcia de Santana, por sua orientação, amizade, incentivo e paciência e principalmente, pelas inúmeras críticas construtivas que foram de extrema importância para meu crescimento pessoal e profissional. Ao meu coorientador Ednaldo Carvalho Guimarães por sua orientação, amizade, incentivo e paciência e pela grande e valiosa contribuição com meu trabalho.

Aos amigos João Paulo Ribeiro Oliveira, Roxanna Patricia Palma León, Daiane Marques Duarte, Joicy Vitória Miranda Peixoto, Fábio Janoni Carvalho, Leandro da Silva Almeida, Carollayne Gonçalves Magalhães, Melissa Cristina de Carvalho Miranda, Adílio de Sá Junior, Sílvia Regina de Oliveira Bento e Alyne Dantas Mendes de Paula, pela amizade e por toda ajuda e apoio concedidos.

As amigas Danielle Faria Morais, Fernanda Bonuti Silveira, Maria Luiza Vitorino, Fabiana Calazans, Vânia de Fátima Lemes de Miranda, Maria Imaculada de Sousa Silva, Nádia Giaretta Biase e Franciella Marques da Costa pela amizade, por sempre me apoiarem, por torcerem por mim e por tantas palavras de incentivo.

Aos professores da Universidade Federal de Uberlândia por contribuírem com a minha formação.

Aos membros da banca por aceitarem o convite e contribuírem para a melhoria deste trabalho.

A todos minha gratidão e reconhecimento!

“Minhas limitações construíram meu esforço,
que me fez criar asas com as quais pude voar
muito mais alto do que um dia poderia imaginar.”

(A AUTORA)

RESUMO GERAL

ALVES, GABRIELLA DE FREITAS. **Índices de dispersão e geoestatística: uma análise sobre dependência espacial e fatores relativos à restrita distribuição de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog nos campos rupestres.** 2021. 98f. Tese (Doutorado em Agronomia/Fitotecnia) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2021.¹

Para o manejo sustentável e planos de conservação de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae), dado seu potencial ornamental, é imperativo pesquisas que analisem sua distribuição espacial. O objetivo desta tese foi caracterizar a distribuição espacial de *P. chiquitensis*, uma das espécies conhecidas como “sempre-vivas”, não somente em relação a sua agregação contundente, mas também quanto aos fatores que levam a sua ocorrência restrita nos campos rupestres do Cerrado. Para tanto, realizou-se a contagem (NI) e georreferenciamento dos indivíduos da espécie em 272 unidades amostrais em uma área de campo rupestre, localizada no município de Tapira-MG. No capítulo I foi feita uma análise crítica e temporal dos índices de dispersão e testada sua efetividade em determinar a distribuição espacial da espécie. Nessa análise foi possível identificar que a gênese dos índices está ancorada na Teoria da Dispersão Lexiana, sobretudo nas séries estatísticas de Bernoullian, Poisson e Lexis, que permitiram associar distribuições de probabilidade aos padrões. Os índices revisados apresentaram relação muito estreita entre si e pouco avançaram em relação a seus precursores. Todos indicaram distribuição agregada dos indivíduos de *P. chiquitensis*, mas não possibilitaram uma análise da dimensão espacial (escala) em que a agregação ocorre, bem como dos fatores relacionados. Outra limitação dos índices foi não considerar a possível existência de dependência espacial entre as observações, dependência essa capaz de gerar hipóteses importantes para a investigação dos fatores relacionados a estrutura espacial. A incorporação da dependência à análise representa um dos grandes avanços da pesquisa ecológica e para tanto um dos métodos é a geoestatística. No capítulo II, métodos geoestatísticos associados à análise fatorial identificaram os fatores relacionados a sua distribuição restrita. Para isso, além do número de indivíduos, obteve-se de 60 pontos amostrais georreferenciados, dados de altitude, umidade, além de outras propriedades físico-químicas do solo. Por técnicas geoestatísticas obteve-se os semivariogramas e os mapas de interpolação por krigagem. Com os semivariogramas estimou-se a agregação da espécie em uma área de raio médio de 50.89 m. Os mapas de interpolação apontaram que a agregação está muito relacionada a solos mais úmidos e com maiores teores de argila com o estabelecimento dificultado em solos com textura arenosa. Essas informações serão úteis para programas de manejo, não somente da espécie, mas de outras representantes da família Eriocaulaceae.

Palavras-chave: “Sempre-viva”. Campo rupestre. Teoria da Dispersão Lexiana. Dependência espacial. Semivariogramas. Krigagem.

¹Orientadora: Prof^a Dr^a. Denise Garcia de Santana.

¹Coorientador: Prof. Dr. Ednaldo Carvalho Guimarães.

GENERAL ABSTRACT

ALVES, GABRIELLA DE FREITAS. **Dispersion indices and geostatistics: an analysis of spatial dependence and factors related to restricted distribution of *Paepalanthus chiquitensis* Herzog in rupestrian fields.** 2021. 98f. Thesis (Doctorate in Agronomy/Phytotechny) - Federal University of Uberlândia, Uberlândia, 2021.¹

For sustainable management and conservation plans of *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae), given its ornamental potential, studies that analyzes its spatial distribution is imperative. The objective of this thesis was to characterize the spatial distribution of *P. chiquitensis*, one of the species known as “everlasting”, not only in relation to its blunt aggregation, but also as to the factors that lead to its restricted occurrence in rupestrian fields of the Cerrado. For this purpose, counting (NI) and georeferencing of individuals of the species was carried out in 272 sample units in an area of rupestrian field, located around the municipality of Tapira-MG. In chapter I, a critical and temporal analysis of the dispersion indices was made and its effectiveness in determining the spatial distribution of the species was tested. In this analysis it was possible to identify that the genesis of the indices is anchored in the Lexian Dispersion Theory, especially in the statistical series of Bernoullian, Poisson and Lexis, which allowed the association of probability distributions with the patterns. The revised indices showed a very close relationship with each other and made little progress in relation to their precursors. All indicated an aggregated distribution of individuals of *P. chiquitensis*, but did not allow an analysis of the spatial dimension (scale) in which the aggregation occurs, as well as related factors. Another limitation of the indices was not considering the possible existence of spatial dependence between the observations, which is capable of generating important hypotheses for the investigation of factors related to spatial structure. The incorporation of dependence in the analysis represents one of the great advances in ecological research and for that, one of the methods is geostatistics. In chapter II, geostatistical methods associated with factor analysis identified the factors related to their restricted distribution. For this, in addition to the number of individuals, in 60 geo-referenced sample points were obtained data on altitude, humidity, and other physical-chemical properties of the soil. By geostatistical techniques, semivariograms and kriging interpolation maps were obtained. With the semivariograms the aggregation of the specie was estimated in an area with average radius of 50.89 m. The interpolation maps pointed out that the aggregation is closely related to more humid soils and with higher clay contents, with difficult establishment in soils with sandy texture. This information will be useful for management programs, not only of the species, but of other representatives of the Eriocaulaceae family.

Keywords: Everlasting. Rupestrian field. Lexian Dispersion Theory. Spatial dependence. Semivariograms. Krigagem.

¹Advisor: Denise Garcia de Santana.

¹Co-advisor: Prof. Dr. Ednaldo Carvalho Guimarães.

SUMÁRIO

CAPÍTULO I – POR QUE ALGUNS ÍNDICES DE DISPERSÃO USADOS PARA ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE PLANTAS TENDEM A PRESCREVER?	12
RESUMO	13
ABSTRACT	14
1 INTRODUÇÃO	15
2 SÉRIES ESTATÍSTICAS PRECURSORAS DOS ÍNDICES DE DISPERSÃO	16
3 SOBRE OS ÍNDICES DE DISPERSÃO	19
3.1 Índices de dispersão baseados nas relações entre média e variância	19
3.2 Índice de Morisita e sua padronização	23
4 ÍNDICES DE DISPERSÃO NO CONTEXTO DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE <i>Paepalanthus chiquitensis</i>	25
5 SOBRE A PRESCRIÇÃO DOS ÍNDICES DE DISPERSÃO	29
REFERÊNCIAS	33
CAPÍTULO II - ENFOQUE GEOESTATÍSTICO DA RESTRITA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE <i>Paepalanthus chiquitensis</i> Herzog EM CAMPOS RUPESTRES	41
RESUMO	42
ABSTRACT	43
1 INTRODUÇÃO	44
2 HIPÓTESES	48
3 MATERIAL E MÉTODOS	48
3.1 Análise Fatorial Exploratória	52
3.2 Análise Geoestatística	53
3.2.1 Análise Exploratória	53
3.2.2 Semivariogramas	54
3.3 Interpolação dos Dados	56
3.4 Software R	57
4 RESULTADOS	58
4.1 Análise Fatorial	60
4.2 Geoestatística	62
4.2.1 Análise Exploratória	62

4.2.2 Semivariogramas.....	64
4.3 Mapas de Interpolação.....	68
5 DISCUSSÃO.....	73
6 CONCLUSÃO.....	77
REFERÊNCIAS.....	79
APÊNDICE A – <i>Boxplots</i>.....	87
APÊNDICE B – <i>Potsplots, scatterplots</i> e histogramas.....	91
APÊNDICE C – Semivariogramas.....	97

CAPÍTULO I

POR QUE ALGUNS ÍNDICES DE DISPERSÃO USADOS PARA ANÁLISE DA
DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE PLANTAS TENDEM A PRESCREVER?

POR QUE ALGUNS ÍNDICES DE DISPERSÃO USADOS PARA ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE PLANTAS TENDEM A PRESCREVER?

RESUMO

A gênese dos chamados índices de dispersão utilizados para determinar a distribuição espacial de plantas está ancorada na Teoria da Dispersão Lexiana, sobretudo nas séries estatísticas de Bernoullian, Poisson e Lexis. As séries permitiram associar distribuições de probabilidade aos padrões de distribuição espacial uniforme, aleatório e agregado e nortearam a maioria dos índices formulados com essa finalidade. O objetivo desta revisão foi fazer uma análise crítica e temporal dos índices de dispersão e testar sua efetividade em determinar a distribuição espacial de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae). A espécie é um modelo importante devido a sua ocorrência em locais específicos dos campos abertos, savanas típicas e dos campos rupestres do Cerrado. Essa característica possibilitou melhor compreensão sobre os índices e quais são as suas limitações. A revisão abrangeu índices e coeficientes de dispersão publicados entre 1915-1975. A razão de Lexis e o coeficiente de Charlier estabeleceram as bases da maioria dos índices. Os índices de Lexis, Charlier, dispersão, variância relativa, agregação, Green, inverso de k da binomial negativa, Morisita e Morisita padronizado indicaram que a distribuição dos indivíduos de *P. chiquitensis* é agregada. Ainda que com magnitudes distintas, os índices de dispersão, variância relativa, agregação, Green, inverso de k da binomial negativa, Morisita e Morisita padronizado apresentam relação muito estreita entre si e pouco avançaram em relação a seus precursores Lexis e Charlier. Apesar de todos indicarem distribuição agregada, essas medidas não acrescentaram qualquer informação a contundente agregação dos indivíduos da espécie, mesmo porque a agregação é muito comum entre espécies vegetais. Além disso, não possibilitaram uma análise da dimensão espacial (escala) em que a agregação ocorre, bem como dos fatores relacionados. Outra limitação dos índices foi não considerar a possível existência de dependência espacial entre as observações, dependência essa capaz de gerar hipóteses importantes para a investigação dos fatores relacionados a estrutura espacial da espécie. Com os avanços da estatística espacial, a análise em diferentes escalas e a inclusão da dependência espacial tornaram os índices ultrapassados e com tendência a prescrição. Cabe destacar que os índices cumpriram seu papel e contribuíram com a ciência em épocas de escassas tecnologias para dados de natureza espacial.

Palavras-chave: Teoria da Dispersão Lexiana. Distribuição agregada. Índice de Morisita. *Paepalanthus chiquitensis*. Dependência espacial.

WHY SOME DISPERSION INDICES USED FOR ANALYSIS OF SPATIAL DISTRIBUTION OF PLANTS TEND TO PRESCRIBE?

ABSTRACT

The genesis of the so-called dispersion indices used to determine the spatial distribution of plants is anchored in the Lexian Dispersion Theory, especially in the statistical series of Bernoullian, Poisson and Lexis. The series allowed the association of probability distributions to the patterns of uniform, random and aggregate spatial distribution and guided most of the indexes formulated for this purpose. The objective of this review was to make a critical and temporal analysis of the dispersion indices and to test their effectiveness in determining the spatial distribution of *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae). The species is an important model due to its occurrence in specific locations of open fields, typical savannas and rupestrian fields of the Cerrado. This characteristic enabled a better understanding of the indices and what are their limitations. The review covered indices and dispersion coefficients published between 1915-1975. Lexis' ratio and Charlier's coefficient laid the foundations for most indices. The Lexis, Charlier, dispersion, relative variance, aggregation, Green, inverse of k of the negative binomial, Morisita and standardized Morisita indices indicated that the distribution of *P. chiquitensis* individuals is aggregated. Although with different magnitudes, the dispersion index, relative variance, aggregation, Green, inverse of k of the negative binomial, standardized Morisita and Morisita are very close to each other and have made little progress in relation to their precursors Lexis and Charlier. Although all indicate aggregate distribution, these measures did not add any information to the striking aggregation of individuals of the species, even because aggregation is very common among plant species. Furthermore, they did not allow an analysis of the spatial dimension (scale) in which the aggregation occurs, as well as related factors. Another limitation of the indices was not considering the possible existence of spatial dependence between the observations, which can generate important hypotheses for the investigation of factors related to spatial structure of the species. With the advances in spatial statistics, the analysis at different scales and the inclusion of spatial dependence made the indices outdated and with a tendency to prescription. It should be noted that the indices fulfilled their role and contributed to science in times of scarce technology for data of a spatial nature.

Keywords: Lexian Dispersion Theory. Aggregate distribution. Morisita index. *Paepalanthus chiquitensis*. Spatial dependence.

1 INTRODUÇÃO

Grande parte dos métodos usados para a análise da distribuição espacial de plantas possui como característica principal a identificação da existência, ou não, de um padrão, seja este aleatório, uniforme ou agregado (CASTELLANI; VIEIRA; SCHERER, 1996; HAY et al., 2000; NASCIMENTO; LONGHI; BRENA, 2001; SOUZA; MARTINS, 2002; RESENDE; KLINK; SCHIAVINI, 2003; SCHERER; CASTELLANI, 2004; SOUZA; COIMBRA, 2005; SOUZA; SILVA, 2006; LIMA-RIBEIRO, 2007; LIM et al., 2008; BERNASOL; LIMA-RIBEIRO, 2010; DANTAS; RIBEIRO, 2010; ELIAS et al., 2013; BASTOS et al., 2018). No padrão aleatório, a ocorrência de um indivíduo em determinado local não altera a probabilidade de ocorrência de outro próximo a ele. No padrão agregado, essa probabilidade é alterada e considerada alta devido ao agrupamento de indivíduos, comportamento diferente do padrão uniforme, caracterizado por indivíduos regularmente espaçados e baixa probabilidade de um indivíduo próximo a outro (KREBS, 1999).

O padrão de distribuição espacial das plantas pode estar relacionado a diversos processos ecológicos, envolvendo fatores endógenos como mecanismos de dispersão, interação intraespecífica e competição e, também, fatores exógenos como tipo de solo, textura, fertilidade, disponibilidade de água, luminosidade e temperatura (BOLKER, 2003; BASTOS et al., 2018; FLETCHER; FORTIN, 2018). A agregação parece ser o padrão mais comum entre as espécies vegetais (LEGENDRE; FORTIN, 1989; NASCIMENTO; LONGHI; BRENA, 2001; SCHULZE et al., 2019; BUTTURI-GOMES; PETRERE JÚNIOR, 2020) e tende a ocorrer em ambientes heterogêneos, nos quais podem existir locais mais favoráveis ao estabelecimento das plantas (PERRY; MILLER; ENRIGHT, 2006). O estabelecimento dos indivíduos depende de recursos geralmente estruturados, especialmente em mosaicos, tornando-se uma das principais causas do padrão agregado (SCHULZE et al., 2019). O agrupamento também pode estar relacionado à sobrevivência da espécie, pois assim poderão resistir melhor a fatores adversos, como queimadas, herbivoria e altas temperaturas (HESELBARTH et al., 2018). Em algumas espécies de plantas, a agregação pode ocorrer ainda devido à dispersão em massa de sementes próximas a planta-mãe (PERRY; MILLER; ENRIGHT, 2006). Em contrapartida, o agrupamento pode gerar competição por recursos e, conseqüente morte de indivíduos, resultando no padrão uniforme (HESELBARTH et al., 2018).

Indivíduos adultos e maiores possuem maior força de competição, assim o padrão de distribuição tende a se alterar, mostrando-se agregado enquanto os indivíduos são jovens e

aleatório ou uniforme, quando adultos (PARKER et al., 1997; ALMEIDA; CORTINEZ, 2008; HESSELBARTH et al., 2018). A uniformidade também pode ser oriunda de respostas a mecanismos químicos de isolamento, como a liberação de substâncias alelopáticas (VOKOU, 1992). O padrão aleatório geralmente ocorre em áreas com distribuição homogênea de recursos ambientais e é comum às plantas generalistas, ou seja, espécies com amplo nicho espacial em relação aos recursos necessários à sua sobrevivência (SCHULZE et al., 2019).

Estudos envolvendo a investigação dos padrões de distribuição espacial de plantas são importantes na determinação dos procedimentos mais eficientes para análise de dados de campo, como melhoria do delineamento experimental e ajustes nos testes estatísticos, além de permitirem a investigação das causas relacionadas aos diferentes padrões existentes (LEGENDRE et al., 2002). Identificar padrões é o primeiro passo para compreender os processos ecológicos (FORTIN; DALE; HOEF, 2016), podendo gerar informações úteis para auxiliar programas de manejo e conservação das espécies vegetais.

Um grande desafio dos pesquisadores é a escolha de métodos adequados para a correta identificação do padrão espacial de plantas, bem como dos fatores relacionados a esse padrão. É necessária muita cautela ao associar fatores aos padrões observados, pois diferentes processos podem gerar o mesmo padrão espacial (WIEGAND; MOLONEY, 2004). A vasta literatura sobre o assunto não é recente, especialmente sobre índices de dispersão há décadas utilizados na pesquisa ecológica. Entretanto, sua inferência limitada e o desenvolvimento de medidas e métodos que possibilitam maior detalhamento do padrão espacial são responsáveis pela utilização cada vez menor desses índices. O objetivo desta revisão foi fazer uma análise crítica e temporal dos índices de dispersão e testar sua efetividade em determinar a distribuição espacial de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae). A espécie é um modelo importante devido a sua ocorrência em locais específicos dos campos abertos, savanas típicas e dos campos rupestres do Cerrado, e ampliou a compreensão sobre os índices de dispersão e quais são as suas limitações.

2 SÉRIES ESTATÍSTICAS PRECURSORAS DOS ÍNDICES DE DISPERSÃO

Índices de dispersão baseados nas relações entre média e variância constituem as medidas mais simples e mais antigas para análise da distribuição espacial e é bastante provável que tenham se originado da Teoria da Dispersão Lexiana a partir das séries estatísticas de Bernoullian, Poisson e Lexis, descritas por FISHER (1915), PER OTTESTAD (1943) e

KINGSTON (1945). Embora em um primeiro momento a concepção de Bernoullian, Poisson e Lexis pareça distante dos índices por usar conceitos comuns de probabilidade, como sucessos e tentativas, é possível associá-las aos padrões de distribuição uniforme, aleatório e agregado. Para entendimento das séries deve-se considerar a ocorrência de um evento de interesse (A) em s tentativas, dentro de cada um dos r ensaios de um experimento, sendo tais séries formadas pelo número de sucessos obtidos em cada ensaio (FISHER, 1915).

A distinção das três séries pode ser feita pela probabilidade de sucesso (p) não alterada entre as s tentativas e entre os r ensaios (Bernoullian) ou pela diferença na probabilidade de sucesso entre as s tentativas de cada ensaio, porém com essa diferença se mantendo constante entre os r ensaios (Poisson), ou pela probabilidade de sucesso inalterada entre uma tentativa e outra de um ensaio específico, porém modificada entre os r ensaios (Lexis). O número médio esperado de sucessos em cada experimento é o mesmo, independente se a série é Bernoullian, Poisson ou Lexis. Entretanto, o valor esperado da variância difere entre as séries, sendo a variância de Bernoullian (σ_B^2) maior que a de Poisson (σ_P^2) e menor que a de Lexis (σ_L^2) (FISHER, 1915).

Fisher (1915) utilizou o modelo de urnas para facilitar o entendimento das séries e, nesse texto, esse modelo será adaptado com o intuito de estreitar a relação entre as séries e os padrões de distribuição espacial de plantas. Para isso, considere uma área contendo indivíduos de várias espécies e uma espécie A de interesse. Ao realizar amostragens aleatórias de s indivíduos, com reposição, em r unidades amostrais, a probabilidade de ocorrência de um indivíduo da espécie de interesse (sucesso) irá depender do padrão de distribuição da mesma. Se os indivíduos estiverem regularmente espaçados (padrão uniforme), a proporção de indivíduos dessa espécie será a mesma em todas as unidades amostrais, conseqüentemente a probabilidade de sucesso será constante entre as amostragens dos s indivíduos, independente da unidade amostral.

Se os indivíduos da espécie de interesse estiverem distribuídos de forma aleatória ou agregados, a proporção de indivíduos irá diferir entre as unidades amostrais e para associar estes padrões as séries serão consideradas diferentes técnicas de amostragem. Com os indivíduos da espécie A aleatoriamente distribuídos na área, em cada amostragem, serão obtidos os s indivíduos retirando-se um indivíduo por unidade amostral. Portanto, a probabilidade de sucesso irá diferir entre as s retiradas, porém mantendo-se constante entre as amostragens. Por fim, se os indivíduos da espécie A estiverem distribuídos de forma agregada e forem retirados s indivíduos, com reposição por unidade amostral, a probabilidade de sucesso permanecerá constante entre as s retiradas, porém modificada entre as r unidades amostrais. Dessa forma, é

possível relacionar o padrão uniforme a série Bernoullian (normal), o padrão aleatório a série de Poisson (subnormal) e o agregado a série de Lexis (hipernormal).

Segundo Bensman (2007), a variância da série de Bernoullian é atribuída a erros aleatórios, enquanto a menor variância da série Poisson em relação a variância de Bernoullian se deve a aleatorização das diferenças nas probabilidades de sucesso, resultando em menor dispersão em torno da média. De acordo com o mesmo autor, a variância da série de Lexis, superior à de Bernoullian, pode ser atribuída principalmente a heterogeneidade probabilística encontrada na maioria dos fenômenos da natureza. Assim, se na observação de determinado fenômeno não ocorrer a constância na probabilidade de sucesso (Bernoullian) é necessário verificar outras hipóteses nas quais a probabilidade é variável (“Poisson” ou “Lexis”) (KINGSTON, 1945).

A média e a variância de Bernoullian ocupam uma posição central e podem ser usadas para a comparação com outras séries (FISHER, 1915). Segundo a Teoria da Dispersão Lexiana para investigar se determinada série de observações acompanha uma das três séries teóricas, calcula-se a razão σ/σ_B denominada por Charlier de razão de Lexis (L), sendo σ o desvio padrão da série investigada. A série é considerada “normal” ($L= 1$; σ_B/σ_B) quando a investigação acompanhar Bernoullian,; “subnormal” ($L < 1$; σ_P/σ_B ; $\sigma_P < \sigma_B$) quando acompanhar a série de Poisson ou “hipernormal” ($L > 1$; σ_L/σ_B ; $\sigma_L > \sigma_B$) se acompanhar a série de Lexis.

Devido ao fato da razão de Lexis ser influenciada por flutuações nas probabilidades de sucesso (p) e crescer com o aumento do número de tentativas (s), Charlier propôs um coeficiente de perturbação com a finalidade de mensurar a intensidade destas influências, expresso por $C = 100\sqrt{\sigma^2 - \sigma_B^2}/M_B$ (em que σ^2 é a variância esperada da série investigada, σ_B^2 e M_B são a variância e a média esperadas da série de Bernoullian, respectivamente) (FISHER, 1915; KINGSTON, 1945). Desta forma, quando $C = 0$ ($\sigma^2 = \sigma_B^2$) a série é normal ou Bernoullian; C imaginário ($\sigma^2 < \sigma_B^2$) a série é subnormal ou de Poisson e $C > 0$ ($\sigma^2 > \sigma_B^2$) a série é hipernormal ou de Lexis (KINGSTON, 1945).

Na revisão de Fisher (1915) e de Kingston (1945) é bastante clara a importância das medidas de Lexis e Charlier na supressão da hipótese de probabilidade constante entre os fenômenos. Estas medidas possivelmente sejam as primeiras expressões matemáticas formalizadas que permitem associar probabilidade aos padrões de distribuições espaciais, ainda que num primeiro momento não tenha sido a finalidade dos autores. As relações e associações

entre “normal” e distribuição uniforme, “subnormal” e aleatória, hipernormal e distribuição agregada são parte da contribuição da autora para o entendimento temporal de vários índices.

3 SOBRE OS ÍNDICES DE DISPERSÃO

3.1 Índices de dispersão baseados nas relações entre média e variância

Para detectar e mensurar padrões espaciais de plantas, a metodologia de coleta de dados mais antiga é a amostragem de unidades amostrais conhecidas como *quadrats*, da qual obtém-se a contagem do número de indivíduos, seguida do cálculo da média (\bar{x}) e variância (s^2) destas contagens. As diferentes relações matemáticas entre média e variância nortearam grande parte dos índices de dispersão aplicados na pesquisa científica para conhecimento do padrão espacial de espécies vegetais. Essas relações são importantes uma vez que o padrão aleatório está associado à distribuição Poisson, que tem como característica o fato da média se equiparar a variância. No padrão agregado, a variância tende a superar a média, se aproximando da distribuição Binominal Negativa e, no padrão uniforme, a variância menor que a média o relaciona com a distribuição Binomial Positiva (GREEN, 1966; LUDWIG; REYNOLDS, 1988; KREBS, 1999).

É bastante provável que as relações entre média e variância tenham transformado as expressões originais dos índices propostos em 1915, baseados essencialmente no desvio padrão (ou variância) e na média da série de Bernoullian ($L = \sigma/\sigma_B$; $C = 100 \sqrt{\sigma^2 - \sigma_B^2}/M_B$) em medidas baseadas no desvio padrão (ou variância) e média de contagens realizadas em *quadrats*, tendo como referência a igualdade entre s^2 e \bar{x} , característica da distribuição Poisson (aleatória).

As expressões transformadas dos índices de Lexis e Charlier são, respectivamente: $L = s/\sqrt{\bar{x}}$ e $C = 100\sqrt{s^2 - \bar{x}}/\bar{x}$; (onde s , s^2 e \bar{x} são respectivamente desvio padrão, variância e média das contagens $x_1, x_2, x_3, \dots, x_N$ realizadas em N unidades amostrais, denominadas *quadrats*) (BEALL, 1935). Assim, os valores de L variam desde a máxima uniformidade ($L = 0$; $s = 0$), situação em que todos os indivíduos amostrados ($\sum_{i=1}^N x_i = n$) se dividem igualmente entre os *quadrats*, passando pela aleatoriedade ($L = 1$; $s = \sqrt{\bar{x}}$), até a máxima agregação, quando todos os indivíduos estão em um único *quadrat* ($L = \sqrt{n}$; $s = \sqrt{n\bar{x}}$). Sob máxima agregação, $C =$

$100\sqrt{N\left(1 - \frac{1}{n}\right)}$, pois $s^2 = n\bar{x}$; sob aleatoriedade, retorna o valor 0, com $s^2 = \bar{x}$ e, sob uniformidade, C se torna um número imaginário, pois $s^2 < \bar{x}$ (COLE, 1946).

Em um estudo sobre a densidade populacional de bactérias, Fisher, Thornton e Mackenzie (1922), ao perceberem que a contagem bacteriana em placas paralelas variou segundo uma série de Poisson, conceituaram e propuseram o índice de dispersão, segundo a estatística $\chi^2 = \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 / \bar{x} = s^2(N - 1) / \bar{x}$; onde x_i é o número de colônias de bactérias contadas na i -ésima placa, \bar{x} e s^2 são, respectivamente, a média e a variância da contagem de bactérias e N é o número de placas. Este índice assume o valor $N - 1$ sob aleatoriedade e valores 0 e $n(N - 1)$ sob máximas uniformidade e agregação, respectivamente. É preciso ressaltar que nas contagens de plantas em *quadrats*, x_i representa as contagens em cada um dos N *quadrats* amostrados e \bar{x} e s^2 são, respectivamente, a média e a variância destas contagens.

Nas décadas de 30 e 40, Clapham (1936) e Blackman (1942), também baseados na série de Poisson, propuseram o conceito de variância relativa ou coeficiente de dispersão definido por: $I_d = s^2 / \bar{x}$, com valores entre a máxima uniformidade (0), passando pela aleatoriedade (1) até a máxima agregação (n). Uma crítica recorrente a este índice é a possibilidade de retornar valores iguais a 1 em situações nas quais os indivíduos não estão distribuídos de forma aleatória (HURLBERT, 1990; KREBS, 1999).

Outra crítica, é que muitas vezes a Poisson não é adequada para descrever o comportamento espacial de uma população de plantas com a variância das contagens superando a média. Anscombe (1950) listou várias distribuições caracterizadas por variância superior à média. Devido a dificuldade de determinar a distribuição apropriada para cada caso, David e Moore (1954) propuseram como alternativa o cálculo do índice de agregação definido por: $I = (s^2 / \bar{x}) - 1 = (s^2 - \bar{x}) / \bar{x}$. O índice I assume valores entre a máxima uniformidade, -1 ; passando pelo padrão aleatório, 0; até o máximo agrupamento, $n - 1$ (LUDWIG; REYNOLDS, 1988; GREEN, 1966). Baseado no índice de agregação de David e Moore, em 1966 definiu-se o índice de Green: $C_x = [(s^2 / \bar{x}) - 1] / (n - 1)$, que sob máximo agrupamento dos indivíduos retorna ao valor 1, sob máxima aleatoriedade retorna ao valor 0 e sob máxima uniformidade ao valor $-1 / (n - 1)$ (GREEN, 1966).

A Binomial Negativa é a distribuição teórica mais associada a distribuição espacial de plantas em situações nas quais a variância das contagens supera a média (FISHER, 1941; GREEN, 1966). Um dos parâmetros que descreve a Binomial Negativa é o expoente $k = \frac{\bar{x}^2}{s^2 - \bar{x}}$, utilizado como um índice de dispersão nas situações de padrão agregado (KREBS, 1999). Nesta

distribuição, a média e a variância são relacionadas pela expressão $S^2 = \bar{x} + \frac{\bar{x}^2}{k}$, assim, quando $k \rightarrow \infty$ a variância se iguala a média ($\frac{\bar{x}^2}{k} \rightarrow 0 \Rightarrow S^2 = \bar{x}$), característica da distribuição aleatória (GREEN, 1966). Além disso, é possível demonstrar que a Binomial Negativa converge a Poisson quando $k \rightarrow \infty$ (BLISS; FISHER, 1953). Sob máxima uniformidade e máxima agregação, os valores de k são dados pelas expressões $-\bar{x}$ e $\frac{1}{N} \left(1 + \frac{1}{n-1}\right)$, respectivamente (GREEN, 1966). Dessa forma, como baixos valores de k indicam agregação máxima, é comum usar seu inverso ($1/k$) como índice, que sob aleatoriedade assumirá o valor 0 e sob máxima uniformidade e máxima agregação, assumirão os valores $-\frac{1}{\bar{x}}$ e $N - \frac{1}{\bar{x}}$; respectivamente (KREBS, 1999).

Além da detecção de padrões, outro objetivo da análise de distribuição espacial de espécies vegetais é testar sua significância (SZMYT, 2014), porém nem todos os índices e coeficientes de dispersão possuem distribuição amostral conhecida. O índice de dispersão (χ^2) segue distribuição qui-quadrado com $N-1$ graus de liberdade, assim a distribuição é considerada aleatória quando $\chi^2_{(1-\alpha/2; N-1)} < \chi^2 < \chi^2_{(\alpha/2; N-1)}$, uniforme se $\chi^2 < \chi^2_{(1-\alpha/2; N-1)}$ ou agregada, se $\chi^2 > \chi^2_{(\alpha/2; N-1)}$; sendo $\chi^2_{(1-\alpha/2; N-1)}$ e $\chi^2_{(\alpha/2; N-1)}$ para valores críticos de qui-quadrado com $N-1$ graus de liberdade e significância α (DAVID; MOORE, 1954). A variância relativa possui distribuição amostral qui-quadrado e, dessa forma, ao testar sua significância utiliza-se como estatística de teste a expressão do índice de dispersão ($\chi^2 = s^2(N-1)/\bar{x}$), recaindo no mesmo teste de hipótese do índice χ^2 (CLAPHAM, 1936; BLACKMAN, 1942; KREBS, 1999).

Os índices de Lexis (L), Charlier (C), agregação (I), Green (C_x) e o expoente k da distribuição Binomial Negativa não possuem distribuição amostral conhecida. Embora o índice de agregação não possua distribuição amostral conhecida, se houver o interesse de comparar a agregação entre duas áreas é possível realizar um teste de diferença descrito em David e Moore (1954) para situações de igualdade de *quadrats* (N).

Além do desconhecimento da distribuição amostral de grande parte dos índices de dispersão revisados nesse texto, outras limitações destas medidas poderão impactar na análise da distribuição espacial de indivíduos. As características desejáveis de um índice de dispersão seriam resultar em valores reais e contínuos, variando desde a máxima uniformidade, passando pela aleatoriedade até o máximo agrupamento, além de não serem influenciados pela variação na média amostral (\bar{x}), quantidade de *quadrats* (N) e total de indivíduos amostrados (n)

(GREEN, 1966). Índices que sofrem essas interferências serão especialmente problemáticos ao comparar o grau de agregação de indivíduos entre áreas, sendo indicados apenas para comparação de áreas com a mesma quantidade de *quadrats* amostrados, além de mesmas médias amostrais e quantidade de indivíduos situações pouco prováveis.

Entre os coeficientes de Lexis e Charlier, este último foi considerado o mais adequado como medida de dispersão por ser independente do total de indivíduos amostrados (n) e da média amostral (\bar{x}), porém com características indesejáveis por retornar valores imaginários sob uniformidade e ser dependente de N (BEALL, 1935; COLE, 1946; GREEN, 1966). Além de Lexis, a variância relativa (I_d) e o índice de agregação (I) são influenciados por n quando aplicados em populações agregadas (GREEN, 1966; LUDWIG; REYNOLDS, 1988; KREBS, 1999). O expoente k da distribuição Binomial Negativa também possui características indesejáveis pelo fato de tender ao infinito sob aleatoriedade; tanto k quanto seu inverso ($1/k$) são afetados pela quantidade de *quadrats* (N) e pela média amostral (\bar{x}) (KREBS, 1999).

As afirmações anteriores sobre as interferências nos índices de dispersão basearam-se no fato de alguns de seus valores extremos (máximo agrupamento ou máxima uniformidade) serem funções de n , \bar{x} e N . Green (C_x) foi proposto com a finalidade de definir um índice cujo valor sob máxima agregação fosse igual a 1 e não uma função de n (GREEN, 1966). Usando simulação, Myers (1978) concluiu que Green era independente de n e \bar{x} . Contudo, Hurlbert (1990) criticou a visão de Myers sob a alegação de que seus estudos de simulação foram inadequados para avaliar a dependência de n e \bar{x} , pois contemplou apenas um conjunto de situações específicas que levaram a conclusões incorretas. Este autor também criticou a visão de Green e destacou que situações extremas, como a máxima agregação, raramente ocorrem, conseqüentemente, serão raros valores observados dos índices limitados por n e \bar{x} . Além disso, índices projetados para sempre retornarem o mesmo valor sob máxima agregação, como Green seriam dependentes de n , \bar{x} e N em situações não extremas. De acordo com Hurlbert (1990), um critério razoável para analisar a dependência de n e \bar{x} é o critério da morte aleatória que consiste em verificar o comportamento do índice após a morte ou retirada aleatória de uma proporção de indivíduos em determinada população. Segundo o autor, o índice que permanecer inalterado seria considerado independente, o que não ocorre com o índice de Green. Hill (1973) afirmou que qualquer índice da forma $\frac{s^2 - \bar{x}}{\bar{x}^2}$ será independente de n e \bar{x} . Assim, o inverso de k ($1/k$) e Charlier (C) seriam independentes de n e \bar{x} .

Além das críticas citadas anteriormente, também é preciso destacar a influência do tamanho do *quadrat*, nos valores dos índices de dispersão. O tamanho poderá alterar o valor da

média amostral, assim como influenciar a análise da estrutura de distribuição dos indivíduos devido ao efeito da divisão ou combinação dos aglomerados (MORISITA, 1959). Sob essa influência, os valores dos índices não expressariam o real padrão de distribuição, dificultando a análise. Dessa forma, Morisita propôs um novo índice, independente do número médio de indivíduos por *quadrat* (\bar{x}), assim como do tamanho e quantidade de *quadrats* (N), pelo menos nas situações de N grandes (MORISITA, 1959).

3.2 Índice de Morisita e sua padronização

Dentre os índices baseados em *quadrats*, Morisita é um dos mais conhecidos e mais utilizados para análise do padrão de distribuição de plantas. Definido por $I_\delta = N\delta = N\{[\sum_{i=1}^N x_i(x_i - 1)]/(n^2 - n)\}$, foi baseado no índice de diversidade de espécies de Simpson: $\delta = [\sum_{i=1}^N x_i(x_i - 1)]/(n^2 - n)$ (MORISITA, 1959, 1962, 1971). δ é uma medida independente do total de indivíduos amostrados ($n = \sum_{i=1}^N x_i$) em uma população dividida em N grupos e pode ser interpretada como a probabilidade de dois indivíduos escolhidos de forma aleatória e independente desta população, pertencerem ao mesmo grupo (SIMPSON, 1949). A proposta inicial do índice de Simpson era analisar a proporção de indivíduos em N grupos e foi alterada por Morisita (1959) para avaliar a proporção de indivíduos em N *quadrats*. Portanto, na expressão do índice de Morisita, x_i ($i = 1, 2, \dots, N$) representa a contagem de indivíduos no i -ésimo *quadrat* e $n = \sum_{i=1}^N x_i$ é o total de indivíduos amostrados nos N *quadrats*. Sob aleatoriedade, $I_\delta = N\delta$ assume o valor 1 pois δ se iguala a $1/N$; sob máximo agrupamento $\delta = 1$, resultando em $I_\delta = N$ e sob máxima uniformidade $I_\delta = 1 - (N - 1/n - 1)$ (MORISITA, 1959; GREEN, 1966).

Sob agrupamento, o valor do índice de Morisita indicará o quanto é mais provável que dois indivíduos escolhidos aleatoriamente de uma população pertençam ao mesmo *quadrat*, tomando como referência a distribuição aleatória ($I_\delta = 1$) (HURLBERT, 1990; GOLAY et al., 2014; HAYES; CASTILLO, 2017). Por exemplo, um valor de $I_\delta = 1.5$ indica que a probabilidade de dois indivíduos selecionados aleatoriamente pertencerem ao mesmo *quadrat* é 50% maior do que seria se a distribuição desses indivíduos fosse aleatória (HURLBERT, 1990). Portanto, diferente de outras medidas de dispersão, Morisita fornece tanto o tipo de distribuição, quanto o grau de agregação dos indivíduos (SOUZA; MARTINS, 2002).

Utilizando diferentes tamanhos de *quadrats*, Morisita (1959) descreveu métodos gráficos para identificar a distribuição dos indivíduos dentro dos agrupamentos (aleatória ou

uniforme) e para estimar o tamanho dos agrupamentos (área de agregação) presentes em determinada área.

Na literatura científica duas distribuições amostrais são utilizadas para testar a significância de I_δ . Alguns autores utilizam a estatística $F_c = \frac{I_\delta(n-1)+N-n}{N-1}$, sugerida no artigo original de Morisita (1959), considerando a distribuição como aleatória quando $F_{(1-\alpha/2)} < F_c < F_{\alpha/2}$, uniforme se $F_c < F_{1-\alpha/2}$ ou agregada, se $F_c > F_{\alpha/2}$; sendo $F_{1-\alpha/2}$ e $F_{\alpha/2}$ os valores críticos de F para a significância α , $N-1$ graus de liberdade para o numerador e infinito para o denominador (UENO et al., 2002; SOUZA; SILVA, 2006; VIVAS; NOTZ, 2011; COCCARO et al., 2014). Como o numerador da estatística F_c se aproxima ao índice de dispersão $\chi^2 = \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 / \bar{x}$, pode-se testar a significância do índice de Morisita diretamente da distribuição qui-quadrado (GREIG-SMITH, 1983).

Vários autores testaram a significância de I_δ por qui-quadrado (SCHERER; CASTELLANI, 2004; SOUZA; COIMBRA, 2005; ELIAS et al., 2013; ABREU et al., 2014; SUBEDI; TIMILSINA, 2014; SOUSA; CUNHA, 2018). Nesse teste, após o cálculo da estatística $\chi_{I_\delta}^2 = I_\delta(n-1) + N - n$, a distribuição é considerada aleatória quando $\chi_{(1-\alpha/2; N-1)}^2 < \chi_{I_\delta}^2 < \chi_{(\alpha/2; N-1)}^2$, uniforme se $\chi_{I_\delta}^2 < \chi_{(1-\alpha/2; N-1)}^2$ ou agregada, se $\chi_{I_\delta}^2 > \chi_{(\alpha/2; N-1)}^2$, sendo $\chi_{(1-\alpha/2; N-1)}^2$ e $\chi_{(\alpha/2; N-1)}^2$ os valores críticos de qui-quadrado com $N-1$ graus de liberdade e significância α .

Por assumir o valor N sob máxima agregação, Green (1966) considerou Morisita não padronizado (I_δ) dependente de N , em situações de agrupamento. Entretanto, contrariando esta afirmação Hurlbert (1990) afirmou que esse índice seria independente de N , além de mostrar-se independente de n e \bar{x} por meio do critério da morte aleatória, descrito anteriormente. Apesar das discussões em relação às influências no valor de I_δ , Morisita (1959) deixou claro ao definir o índice que o mesmo seria independente de N e \bar{x} apenas em situações específicas com indivíduos distribuídos aleatoriamente na área ou quando formassem grandes agrupamentos (em relação ao tamanho do *quadrat*) e os indivíduos estivessem distribuídos aleatoriamente dentro dos agrupamentos.

Com o intuito de obter um índice livre das influências de N e \bar{x} para todas as situações, Smith-Gill (1975) sugeriu uma padronização do índice de Morisita (I_p) e o intervalo passou a variar entre -1 (máxima uniformidade) e 1 (máxima agregação). De cálculo não único, a escolha de uma das quatro expressões de I_p é antecedida pelo cálculo de dois índices, o agregado, dado

por: $M_c = \left(\chi^2_{\left(\frac{\alpha}{2}; N-1\right)} - N + \sum_{i=1}^N x_i \right) / \left[\sum_{i=1}^N x_i - 1 \right]$ e o uniforme, dado por $M_u = \left(\chi^2_{\left(1-\frac{\alpha}{2}; N-1\right)} - N + \sum_{i=1}^N x_i \right) / \left[\sum_{i=1}^N x_i - 1 \right]$, nos quais $\chi^2_{\left(\frac{\alpha}{2}; N-1\right)}$ e $\chi^2_{\left(1-\frac{\alpha}{2}; N-1\right)}$ são os valores críticos de qui-quadrado com $N-1$ graus de liberdade e significância α . As quatro expressões são funções do índice de Morisita não padronizado I_δ e dos valores de M_c ou M_u . O cálculo de I_p será dado por: $0.5 + 0.5 \left[\frac{(I_\delta - M_c)}{N - M_c} \right]$, se $I_\delta \geq M_c > 1$; $0.5 \left[\frac{(I_\delta - 1)}{M_c - 1} \right]$, se $M_c > I_\delta \geq 1$; $-0.5 \left[\frac{(I_\delta - 1)}{M_u - 1} \right]$, se $1 > I_\delta > M_u$ ou $-0.5 + 0.5 \left[\frac{(I_\delta - M_u)}{M_u} \right]$, se $1 > M_u > I_\delta$. Padrões aleatórios retornam a valores de $I_p = 0$; quando agrupados os valores de I_p estarão acima de zero e quando uniforme abaixo de zero.

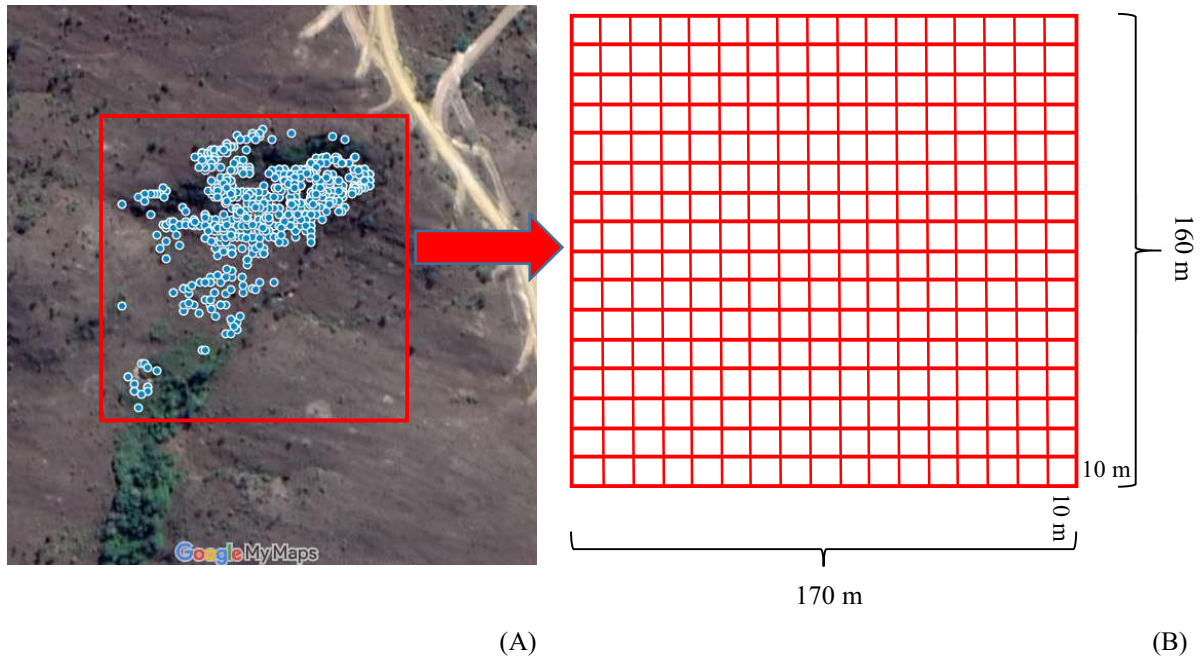
O índice I_p juntamente com o índice de Green surgiram como as melhores medidas de dispersão nos estudos de simulação de Myers (1978), por serem independentes de n e \bar{x} . Porém, esta conclusão também foi criticada por Hurlbert (1990), afirmando que I_p possui forte dependência de N , n e \bar{x} . O mesmo autor destacou o fato de I_p ser função da significância α , podendo ser entendido essencialmente como um teste de hipóteses e apontou ainda que Morisita padronizado será estatisticamente diferente de zero apenas quando $|I_p| \geq 0.5$, dificultando a interpretação do índice (HURLBERT, 1990).

4 ÍNDICES DE DISPERSÃO NO CONTEXTO DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE *Paepalanthus chiquitensis*

O intuito de fazer essa abordagem histórica foi calcular índices de dispersão capazes de indicar os motivos da agregação e do confinamento dos indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae) numa restrita área de campo rupestre com possíveis características particulares e desejáveis ao seu estabelecimento. Distribuída no Brasil, Bolívia, Colômbia e Venezuela, é uma das espécies herbáceas conhecidas como “sempre-vivas”, pois mesmo após serem colhidas e secas, suas inflorescências mantêm praticamente o mesmo aspecto que apresentavam antes da colheita (GIULIETTI et al., 1996; PARRA et al., 2010; TROVÓ; ECHTERNACHT; SANO, 2013). No Brasil, a espécie é registrada no domínio Amazônico, em planícies abertas e no domínio do Cerrado em campos abertos, savanas típicas e nos campos rupestres, especialmente na Cadeia do Espinhaço, Serra da Canastra, Chapada dos Veadeiros e na Serra Dourada no Estado de Goiás (SÁ E CARVALHO; RIBEIRO, 1994; TROVÓ; ECHTERNACHT; SANO, 2013).

Para definir o padrão espacial foram calculados e discutidos os principais índices e coeficientes de dispersão publicados entre 1915-1975. Para tanto, foram identificados e georreferenciados indivíduos jovens e adultos de *P. chiquitensis* situados em um campo rupestre, fitofisionomia do Cerrado, no município de Tapira-MG (Figura 1A) entre as coordenadas 19°51'14.55"S/ 46°54'30.56"O e 19°51'16.21"S/ 46°54'28.09"O. A área de 2.72 ha (160 m x 170 m) foi virtualmente dividida em *quadrats* de dimensões 10 x 10 m (Figura 1B), obtendo-se 272 unidades amostrais (N) dentro das quais quantificou-se os indivíduos: $x_1, x_2, x_3, \dots, x_N$; onde $\sum_{i=1}^N x_i = n = 977$.

Figura 1 – Localização dos indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae) e delimitação de uma área de 2.72 ha (160 m x 170 m), de campo rupestre no município de Tapira-MG (A), subdividida em 272 *quadrats* de dimensões 10 x 10 m (B).



Fonte: Adaptado de Google Maps (2020).

Todos os índices indicaram que a distribuição espacial dos indivíduos de *P. chiquitensis* na área de campo rupestre segue padrão agregado (Tabela 1). Esse resultado era esperado, uma vez que a agregação dos indivíduos da espécie é contundente no campo. Alguns índices apresentaram relação muito estreita entre si e pouco avançaram em relação a seus precursores (Lexis e Charlier) ainda que com magnitudes distintas. Pode-se destacar a similaridade dos índices χ^2 , I_d e I com o coeficiente de Lexis (L). A variância relativa ($I_d=11.86$), dada pelo quadrado de Lexis ($L=3.44$), diferiu em apenas uma unidade do índice de agregação ($I=10.86$). De magnitude maior em relação aos demais índices, o índice de dispersão ($\chi^2=3214.36$) foi

muito maior que os demais por ser proveniente da variância relativa multiplicada pela quantidade de *quadrats* (272) menos 1. Ao contrário deste último, Green retornou valor muito baixo ($C_x = 0.011$). Isto se deve ao fato de sua expressão ser o índice de agregação dividido pela quantidade total de indivíduos (977) menos 1, assim o denominador se tornou muito grande em relação ao numerador. Essas relações sugerem que grande parte dos índices possuem mais proximidade com Lexis do que Charlier, confirmando o caráter precursor da série de Lexis. O inverso de k ($I_k = 3.02$) e Morisita possuem maior similaridade com o coeficiente de Charlier ($C = 173.89$), sendo este último a raiz quadrada do inverso de k multiplicada por 100. Além disso, verificou-se a diferença de aproximadamente uma unidade entre Morisita ($I_\delta = 4.01$) e o inverso de k , relação essa, $I_\delta \cong I_k - 1$, demonstrada por Morisita (1962).

Desses índices, cabe destacar as diferenças entre eles em relação aos valores de referência muitos, especialmente os limites máximos de agregação, são funções do número de indivíduos (L, I_d, I) e/ou do número de *quadrats* (C, χ^2, I_d, I_k e I_δ), gerando magnitudes distintas. Diferente dos outros índices, Morisita padronizado possui os três valores de referência fixos, não dependentes de N e n , facilitando sua interpretação (Tabela 1). As diferentes magnitudes dos valores pontuais e dos valores de referência podem equivocadamente sugerir que se tratam de índices distintos, mas esta revisão mostrou que são apenas variações algébricas das expressões de seus precursores e todos resultaram na indicação do mesmo padrão. Alguns destes índices (Green, Morisita e Morisita padronizado) surgiram para minimizar a interferência da média (\bar{x}), do número de indivíduos (n) ou do número de *quadrats* (N), característica importante na comparação de áreas com diferentes densidades de indivíduos e/ou diferentes quantidades de *quadrats* amostrados. Entretanto, esta revisão também apontou que não é consenso entre os autores a não influência de \bar{x} , n , e N nestas medidas.

Como grande parte dos índices de dispersão não possuem distribuição amostral conhecida (L, C, I, I_k e C_x), a hipótese de aleatoriedade espacial foi testada por meio de intervalos de confiança obtidos pela técnica *bootstrap*, utilizando o método percentil, a 0.95 de confiança (sensu MANTEIGA; SÁNCHEZ; ROMO, 1992). Como os intervalos não continham o valor de referência do padrão aleatório, rejeitou-se a hipótese de nulidade (aleatoriedade espacial), a 0.05 de significância (Tabela 1). Para os índices χ^2, I_d e I_δ , que possuem distribuição amostral qui-quadrado, a hipótese de nulidade foi testada e rejeitada a 0.05 de significância. Dessa forma, confirmou-se a significância do padrão agregado de *P. chiquitensis*.

Tabela 1 - Índices de dispersão, incluindo testes de hipóteses, e valores de referência, para o estudo da distribuição espacial de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae) em uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.

(continua...)							
Denominação	Índices	Valores (IC)	Padrão	MU	RA	MA	Referência
Lexis	$L = \frac{S}{\sqrt{\bar{x}}}$	3.44 (3.20 ; 3.69)	$L > 1$ (agregado)	0	1	31.26	Fisher (1915)
Charlier	$C = \frac{100\sqrt{s^2 - \bar{x}}}{\bar{x}}$	173.89 (154.64 ; 194.91)	$C > 0$ (agregado)	Imaginário	0	1648.40	Fisher (1915)
Índice de dispersão	$\chi^2 = \frac{s^2(N-1)}{\bar{x}}$	3214.36*	$\chi^2 > 271$ (agregado)	0	271	264767	Fisher, Thornton e Mackenzie (1922)
Variância relativa	$I_d = \frac{s^2}{\bar{x}}$	11.86*	$I_d > 1$ (agregado)	0	1	977	Clapham (1936) Blackman (1942)
Índice de agregação	$I = \frac{s^2}{\bar{x}} - 1$	10.86 (9.01 ; 12.59)	$I > 0$ (agregado)	-1	0	976	David e Moore (1954)
Índice de Green	$C_x = \frac{\frac{s^2}{\bar{x}} - 1}{n-1}$	0.011 (0.009 ; 0.013)	$C_x > 0$ (agregado)	-0.001	0	1	Green (1966)
Inverso de k	$I_k = \frac{s^2 - \bar{x}}{\bar{x}^2}$	3.02 (2.40 ; 3.85)	$I_k > 0$ (agregado)	-0.28	0	271.72	Fisher (1941); Bliss e Fisher (1953)
Índice de Morisita (não padronizado)	$I_\delta = N \left[\frac{\sum_{i=1}^N x_i^2 - \sum_{i=1}^N x_i}{(\sum_{i=1}^N x_i)^2 - \sum_{i=1}^N x_i} \right]$	4.01*	$I_\delta > 1$ (agregado)	0.72	1	272	Morisita (1959)

Tabela 1 - Índices de dispersão, incluindo testes de hipóteses, e valores de referência, para o estudo da distribuição espacial de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae) em uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.

(conclusão...)							
Denominação	Índices	Valores	Padrão	MU	RA	MA	Referência
Índice de Morisita (padronizado) $(I_p)^1$	<ul style="list-style-type: none"> $0.5 + 0.5 \left[\frac{(I_\delta - M_c)}{N - M_c} \right]$, se $I_\delta \geq M_c > 1$ 	0.51	$I_p > 0$ (agregado)	-1	0	1	Smith-Gill (1975)
	<ul style="list-style-type: none"> $0.5 \left[\frac{(I_\delta - 1)}{M_c - 1} \right]$, se $M_c > I_\delta \geq 1$ 						
	<ul style="list-style-type: none"> $-0.5 \left[\frac{(I_\delta - 1)}{M_u - 1} \right]$, se $1 > I_\delta > M_u$ 						
	<ul style="list-style-type: none"> $-0.5 + 0.5 \left[\frac{(I_\delta - M_u)}{M_u} \right]$, se $1 > M_u > I_\delta$ 						

Fonte: A autora.

¹ $M_c = \left(\chi^2_{\left(\frac{\alpha}{2}, N-1\right)} - N + \sum_{i=1}^N x_i \right) / \left[\sum_{i=1}^N x_i - 1 \right]$; $M_u = \left(\chi^2_{\left(1-\frac{\alpha}{2}, N-1\right)} - N + \sum_{i=1}^N x_i \right) / \left[\sum_{i=1}^N x_i - 1 \right]$; $\chi^2_{\left(\frac{\alpha}{2}, N-1\right)}$ e $\chi^2_{\left(1-\frac{\alpha}{2}, N-1\right)}$ são os valores críticos de qui-quadrado com $N-1$ graus de liberdade e significância α . * Rejeitou-se a hipótese de aleatoriedade espacial. IC: Intervalos de confiança; RA: aleatoriedade; MU: máxima uniformidade e MA: máxima agregação.

5. SOBRE A PRESCRIÇÃO DOS ÍNDICES DE DISPERSÃO

Todos os índices e coeficientes de dispersão revisados nesse texto mostraram-se eficientes na detecção do padrão agregado dos indivíduos de *P. chiquitensis*. Entretanto, em casos como esse, nos quais a agregação é visível no campo, estas medidas foram irrelevantes, não auxiliando na

identificação dos possíveis motivos de sua ocorrência em sítios específicos da área. As limitações vão muito além das interferências de N , n e \bar{x} apontadas nessa revisão. Estas medidas não fornecem informações sobre as dimensões espaciais (escalas) em que os padrões ocorrem, prejudicando o completo entendimento da distribuição, assim como a identificação de fatores endógenos e exógenos subjacentes (FLETCHER; FORTIN, 2018).

Apesar de todas as limitações, a grande vantagem está na simplicidade de amostragem e interpretação ao descreverem o padrão de distribuição espacial por meio de um simples valor (SZMYT, 2014; ERFANIFARD et al., 2016). É bastante provável que essa facilidade seja responsável pela grande quantidade de trabalhos encontrados na literatura científica recente, envolvendo pelo menos um dos índices e coeficientes de dispersão revisados nesse texto (ABREU et al., 2014; COCCARO et al., 2014; AMARAL et al., 2015; ERFANIFARD et al., 2016; ESTIGARRIBIA et al., 2017; ZIMMERMANN; HOFIÇO; FLEIG, 2017; BASTOS et al., 2018; BIDARNAMANI; SHABANIPOOR et al., 2018; HERNÁNDEZ et al., 2018; PARK et al., 2018; PIROOZI et al., 2018; SOUSA; CUNHA, 2018; YARI et al., 2018; SASAKI et al., 2019; SIAHAAN; HILWAN; SETIAWAN, 2019; UTAMI et al., 2019; BUTTURI-GOMES; PETRERE JÚNIOR., 2020; SANTOS et al., 2020).

O crescente interesse dos ecologistas no detalhamento de padrões de distribuição espaciais de plantas são responsáveis pela utilização cada vez menor destes índices e cada vez maior de métodos de distâncias, uma vez que permitem a análise em diferentes escalas espaciais e possibilitam a investigação das causas relacionados a distribuição dos indivíduos (VELÁZQUEZ et al. 2016). Índices baseados em medições de distâncias são utilizados há várias décadas para analisar a distribuição espacial de plantas. Por não utilizarem *quadrats* evitam efeitos de seu tamanho na identificação do padrão (CLARK; EVANS, 1954). Os mais conhecidos envolvem as medições de distâncias aos vizinhos mais próximos e foram muito utilizados na silvicultura baseados no fato de que quanto mais densas as florestas, menores as distâncias entre um indivíduo (ou um ponto) e os indivíduos vizinhos (PIELOU, 1959; RIPLEY, 1981). No entanto, os índices baseados nas distâncias aos vizinhos mais próximos descrevem a estrutura espacial apenas na escala fina dos dados (nas distâncias dos vizinhos mais próximos), resultando em perda de informação sobre os padrões nas diferentes escalas espaciais (DALE et al., 2002).

Além de índices, também fazem parte dos métodos de distâncias as funções K de Ripley e correlação de pares. Muito utilizadas em ecologia, se baseiam na distância entre todos os indivíduos e não apenas entre os vizinhos mais próximos, possibilitando a análise em diferentes

escalas espaciais e, conseqüentemente, a distinção de diferentes processos ecológicos relacionados ao padrão de distribuição dos indivíduos (SZMYT, 2014). Estas funções possibilitam a detecção de padrões mistos, como um padrão mais disperso em escalas menores e agregações em escalas maiores (WIEGAND; MOLONEY, 2004). Além disso, podem ser associadas a métodos de modelagem que permitem a inclusão de covariáveis possivelmente relacionadas a intensidade de indivíduos (FLETCHER; FORTIN, 2018). Portanto, estas funções representam grande avanço na análise do padrão de distribuição de plantas, em relação aos índices e coeficientes de dispersão.

Além das limitações apontadas, os índices e coeficientes de dispersão também têm em comum o fato de considerarem as observações como independentes, face a autocorrelação espacial dos fenômenos ecológicos (LEGENDRE; FORTIN, 1989; ROSSI et al., 1992; LEGENDRE, 1993; SZMYT, 2014; FORTIN; DALE; HOEF, 2016). Os indivíduos muitas vezes se agregam de forma que unidades amostrais mais próximas tendem a ser mais semelhantes do que nas mais distantes, caracterizando dependência espacial positiva; o efeito contrário, embora menos comum, também pode ocorrer quando a distribuição for uniforme, resultando em dependência espacial negativa (DRAY et al., 2012). Especificamente na análise do padrão espacial de plantas, desconsiderar a existência de dependência poderá resultar em interpretações incompletas e/ou incorretas em relação a distribuição dos indivíduos. Com o reconhecimento da dependência em dados ecológicos, outras metodologias da estatística espacial como a geoestatística foram incorporadas, possibilitando a quantificação e interpretação dessa dependência em função da distância geográfica, podendo gerar hipóteses importantes para a investigação dos fatores relacionados a estrutura espacial (FLETCHER; FORTIN, 2018).

Além da geoestatística outra abordagem envolve o uso de gráficos denominados autocorrelogramas, que possibilitam estimar a intensidade e a escala do padrão (FLETCHER; FORTIN, 2018). Nesta abordagem, a autocorrelação é estimada por meio dos índices de Moran (MORAN, 1950) e Geary (GEARY, 1954). O índice de Moran pode ser comparado ao coeficiente de correlação de Pearson, porém enquanto Pearson calcula a correlação entre duas variáveis, Moran mede a correlação entre uma variável e ela mesma em outra posição (FORTIN; DALE; HOEF, 2016). O índice de Geary possui o comportamento de uma medida de distância, medindo as diferenças entre os valores de uma variável em diferentes locais (FORTIN; DALE; HOEF, 2016). Os gráficos são formados pelas autocorrelações espaciais plotadas no eixo das ordenadas e as classes de distâncias entre os locais de amostragem plotadas

no eixo das abscissas (LEGENDRE, 1993), permitindo interpretar a variação do padrão espacial de acordo com a distância (FLETCHER; FORTIN, 2018).

Apesar da longa história em estudos ecológicos e da facilidade de cálculo e interpretação, os índices e coeficientes de dispersão revisados neste texto possuem como principal limitação não possibilitarem uma análise das dimensões espaciais em que os padrões de distribuição ocorrem, bem como dos fatores relacionados. Dessa forma, estas medidas não atendem ao crescente interesse dos ecologistas na identificação de processos, como mecanismos de dispersão de sementes, interação interespecífica, dentre outros associados aos padrões. Com os avanços da estatística espacial, a análise em diferentes escalas e a inclusão da dependência espacial tornaram estes índices ultrapassados e com tendência a prescrição. Cabe destacar que estas medidas cumpriram seu papel e contribuíram com a ciência em épocas de escassas tecnologias para dados de natureza espacial.

REFERÊNCIAS

- ABREU, J. C.; GUEDES, M. C.; GUEDES, A. C. L.; BATISTA, E. M. Estrutura e distribuição espacial de andirobeiras (*Carapa* spp.) em floresta de várzea do estuário amazônico. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 24, n. 4, p. 1007-1016, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/1980-509820142404020>.
- ALMEIDA, F. S.; CORTINEZ, E. Estrutura populacional e distribuição espacial de *Piptadenia gonoacantha* (Mart.) J.F. Macbr. **Floresta e Ambiente**, [S. l.], v. 15, n. 2, p. 18-23, 2008.
- AMARAL, M. K.; PELLICO NETTO, S.; LINGNAU, C.; FIGUEIREDO FILHO, A. Evaluation of the Morisita index for determination of the spatial distribution of species in a fragment of Araucaria forest. **Applied Ecology and Environmental Research**, Budapest, v. 13, n. 2, p. 361-372, 2015. DOI: https://doi.org/10.15666/aeer/1302_361372.
- ANSCOMBE, F. J. Sampling theory of the negative binomial and logarithmic series distributions. **Biometrika**, [S. l.], v. 37, n. 3/4, p. 358-382, 1950. DOI: <https://doi.org/10.2307/2332388>.
- BASTOS, M. J. S. M.; BASTOS, L. P.; SOUZA, E. H.; COSTA, G. M.; ROCHA, M. A. C.; SOUZA, F. V. D.; COSTA, M. A. P. C. Spatial distribution and associated flora of *Alcantarea nahoumii*, a vulnerable endemic species to rocky outcrops of the Serra da Jibóia, Bahia, Brazil. **Rodriguésia**, [S. l.], v. 69, n. 2, p. 503-514, 2018. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/2175-7860201869219>.
- BEALL, G. Study of Arthropod Populations by the Method of Sweeping. **Ecology**, [S. l.], v. 16, n. 2, p. 216-225, 1935. DOI: <https://doi.org/10.2307/1932428>.
- BENSMAN, S. J. Donald J. Urquhart and the integration of science with librarianship: Part 1. **Interlending & document supply**, [S. l.], v. 35, n. 2, p. 74-84, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1108/02641610710754079>.
- BERNASOL, W. P.; LIMA-RIBEIRO, M. S. Estrutura espacial e diamétrica de espécies arbóreas e seus condicionantes em um fragmento de cerrado sentido restrito no sudoeste goiano. **Hoehnea**, São Paulo, v. 37, n. 2, p. 181-198, 2010. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/S2236-89062010000200001>.
- BIDARNAMANI, F.; SHABANIPOOR, M. Comparison of distance indicators and quadrat indicators in determining dispersion pattern of *Fritillaria imperialis* L. in Ilam. **Journal of Ornamental Plants**, [S. l.], v. 8, n. 3, p. 193-203, 2018.
- BLACKMAN, G. E. Statistical and Ecological Studies in the Distribution of Species in Plant Communities. **Annals of Botany**, [S. l.], v. 6, n. 22, p. 351-370, 1942. DOI: <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aob.a088411>.
- BLISS, C. I.; FISHER, R. A. Fitting the Negative Binomial Distribution to Biological Data. **Biometrics**, [S. l.], v. 9, n. 2, p. 176-200, 1953. <https://doi.org/10.2307/3001850>.

BOLKER, B. M. Combining endogenous and exogenous spatial variability in analytical population models. **Theoretical Population Biology**, [S. l.], v. 64, p. 255–270, 2003. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0040-5809\(03\)00090-X](https://doi.org/10.1016/S0040-5809(03)00090-X).

BUTTURI-GOMES, D.; PETRERE JÚNIOR, M. Edge influence and population aggregation: On point and interval statistical performances of Morisita patchiness index estimators in different sampling schemes. **Ecological Indicators**, [S. l.], v. 108, p. 1-10, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2019.105736>.

CASTELLANI, T. T.; VIEIRA, S.; SCHERER, K. Z. Contribuição ao conhecimento da distribuição espacial de *Paepalanthus polyanthus* (Bong.) Kunth (Eriocaulaceae) em áreas de baixada úmida de dunas. **Acta Botânica Brasilica**, [S. l.], v. 10, n. 1, p. 25-36, 1996. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0102-33061996000100003>.

CLAPHAM, A. R. Over-dispersion in grassland communities and the use of statistical methods in plant ecology. **Journal of Ecology**, [S. l.], v. 24, n. 1, p. 232-251, 1936. DOI: <https://doi.org/10.2307/2256277>.

CLARK, P. J.; EVANS, F. C. Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. **Ecology**, [S. l.], v. 35, n. 4, p. 445-453, 1954. DOI: <https://doi.org/10.2307/1931034>.

COCCARO, P.; MORAES, S.; GIORDANO, F.; MAGENTA, M. A. G. Distribuição Espacial de bromélias (Bromeliaceae epífitas) na Floresta da Mata Atlântica APA - Serra do Guararu – Guarujá-SP - Brasil. **UNISANTA BioScience**, [S. l.], v. 3, n. 3, p. 184-190, 2014.

COLE, L. C. A Study of the Cryptozoa of an Illinois Woodland. **Ecological Monographs**, [S. l.], v. 16, n. 1, p. 49-86, 1946. DOI: <https://doi.org/10.2307/1943574>.

DALE, M. R. T.; DIXON, P.; FORTIN, M. J.; LEGENDRE, P.; MYERS, D. E.; ROSENBERG, M. S. Conceptual and mathematical relationships among methods for spatial analysis. **Ecography**, [S. l.], v. 25, n. 5, p. 558-577, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1034/j.1600-0587.2002.250506.x>.

DANTAS, T. V. P.; RIBEIRO, A. S. Estrutura populacional de *Kielmeyera rugosa* Choisy (Clusiaceae) no Parque Nacional Serra de Itabaiana, Estado do Sergipe. **Acta Scientiarum Biological Sciences**, Maringá, v. 32, n. 2, p. 141-146, 2010. DOI: <https://doi.org/10.4025/actascibiolsci.v32i2.5127>.

DAVID, F. N.; MOORE, P. G. Notes on Contagious Distributions in Plant Populations. **Annals of Botany**, [S. l.], v. 18, n. 69, p. 47-53, 1954. DOI: <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aob.a083381>.

DRAY, S.; PÉLISSIER, R.; COUTERON, P.; FORTIN, M. J.; LEGENDRE, P.; PERES-NETO, P. R.; BELLIER, E.; BIVAND, R.; BLANCHET, F. G.; CÁCERES, M.; DUFOUR, A. B.; HEEGAARD, E.; JOMBART, T.; MUNOZ, F.; OKSANEN, J.; THIOULOUSE, J.; WAGNER, H. H. Community ecology in the age of multivariate multiscale spatial analysis. **Ecological Monographs**, [S. l.], v. 82, n. 3, p. 257-275, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1890/11-1183.1>.

ELIAS, F.; MARIMON, B. S.; REIS, S. M. A.; FORSTHOFER, M.; GOMES, L.; MORANDI, P. S.; MARIMON-JUNIOR, B. H. Dinâmica da distribuição espacial de populações arbóreas, ao longo de uma década, em cerrado na transição Cerrado-Amazônia, Mato Grosso. **Biota Amazônia**, Macapá, v. 3, n. 3, p. 1-14, 2013. DOI: <http://doi.org/10.18561/2179-746/biotaamazonia.v3n3p1-14>.

ERFANIFARD, Y.; SABOROWSKI, J.; WIEGAND, K.; MEYER, K. M. Efficiency of sample-based indices for spatial pattern recognition of wild pistachio (*Pistacia atlantica*) trees in semi-arid woodlands. **Journal of Forestry Research**, [S. l.], v. 27, n. 3, p. 583-594, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11676-015-0205-y>.

ESTIGARRIBIA, F.; APARÍCIO, W. C.; GALVÃO, F. G.; PEREIRA, L. C. B.; GAMA, R. C. Estrutura da vegetação de fragmentos florestais no Campus da Universidade Federal do Amapá-Brasil. **Biota Amazônia**, Macapá, v. 7, n. 3, p.17-22, 2017. DOI: <http://dx.doi.org/10.18561/2179-5746/biotaamazonia.v7n3p17-22>.

FISHER, A. **The mathematical theory of probabilities and its application to frequency curves and statistical methods**. New York: The Macmillan, 1915.

FISHER, R. A. The negative binomial distribution. **Annals of Eugenics**, [S. l.], v. 11, n. 1, 1941. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1469-1809.1941.tb02284.x>.

FISHER, R. A.; THORNTON, H. G.; MACKENZIE, W. A. The accuracy of the plating method of estimating the density of bacterial populations. **Annals of Applied Biology**, [S. l.], v. 9, n. 3-4, p. 325-359, 1922. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1744-7348.1922.tb05962.x>.

FLETCHER, R.; FORTIN, M. J. **Spatial Ecology and Conservation Modeling: applications with R**. Cham: Springer, 2018.

FORTIN, M. J.; DALE, M. R. T.; HOEF, J. V. Spatial analysis in ecology. **Wiley StatsRef: Statistics Reference Online**, [S. l.], 2016. DOI: <https://doi.org/10.1002/9781118445112.stat07766.pub2>.

GEARY, R. C. The contiguity ratio and statistical mapping. **The incorporated statistician**, [S. l.], v. 5, n. 3, p. 115-146, 1954. DOI: <https://doi.org/10.2307/2986645>.

GIULIETTI, A. M.; WANDERLEY, M. G. L.; LONGHI-WAGNER, H. M.; PIRANI, J. R. Estudos em "sempre-vivas": taxonomia com ênfase nas espécies de Minas Gerais, Brasil. **Acta Botanica Brasilica**, v.10, p. 329-377, 1996.

GOLAY, J.; KANEVSKI, M.; OROZCO, C. D. V.; LEUENBERGER, M. The multipoint Morisita index for the analysis of spatial patterns. **Physica A**, [S. l.], v. 406, p. 191-202, 2014. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2014.03.063>.

GOOGLE MAPS. [S. l.], 2020. Portal. Disponível em: <https://www.google.com/maps/>. Acesso em: 10 mar. 2020.

GREEN, R. H. Measurement of non-randomness in spatial distributions. **Researches on Population Ecology**, [S. l.], v. 8, p. 1-7, 1966. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF02524740>.

GREIG-SMITH, P. **Quantitative plant ecology**. 3. ed. California: University of California Press, 1983.

HAY, J. D.; BIZERRIL, M. X.; CALOURO, A. M.; COSTA, E. M. N.; FERREIRA, A. A.; GASTAL, M. L. A.; JUNIOR, C. D. G.; MANZAN, D. J.; MARTINS, C. R.; MONTEIRO, J. M. G.; OLIVEIRA, S. A.; RODRIGUES, M. C. M.; SEYFFARTH, J. A. S.; WALTER, B. M. T. Comparação do padrão da distribuição espacial em escalas diferentes de espécies nativas do cerrado, em Brasília, DF. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 23, n. 3, p. 341-347, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-84042000000300008>.

HAYES, J. J.; CASTILLO, O. A new approach for interpreting the morisita index of aggregation through *quadrat* size. **International Journal of Geo-Information**, [S. l.], v. 6, n. 10, p. 1-15, 2017. DOI: <https://doi.org/10.3390/ijgi6100296>.

HERNÁNDEZ, F. J.; MATA, C. B. N.; MONTAÑEZ, R. P.; LUNA, A. N. Pattern of spatial distribution of the tree species of the El Salto region of Durango. **Revista Mexicana de Ciencias Forestales**, [S. l.], v. 9, n. 47, p. 169-186, 2018. DOI: <https://doi.org/10.29298/rmcf.v9i47.161>.

HESSELBARTH, M. H. K.; WIEGAND, K.; DREBER, N.; KELLNER, K.; ESSER, D.; TSVUURA, Z. Density-dependent spatial patterning of woody plants differs between a semi-arid and a mesic savanna in South Africa. **Journal of Arid Environments**, [S. l.], v. 157, p. 103-112, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jaridenv.2018.06.002>.

HILL, M. O. The intensity of spatial pattern in plant communities. **Journal of Ecology**, [S. l.], v. 61, n. 1, p. 225-235, 1973. DOI: <https://doi.org/10.1093/ee/7.5.619>.

HURLBERT, S. H. Spatial Distribution of the Montane Unicorn. **Oikos**, Copenhagen, v. 58, n. 3, p. 257-271, 1990. DOI: <https://doi.org/10.2307/3545216>.

KINGSTON, J. **A teoria da indução estatística**. Rio de Janeiro: Serviço Gráfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1945.

KREBS, C. J. **Ecological methodology**. 2. ed. Califórnia: Adisson-Welsey Education Publishers, 1999.

LEGENDRE, P. Spatial Autocorrelation: Trouble or New Paradigm? **Ecology**, [S. l.], v. 74, n. 6, p. 1659-1673, 1993. <https://doi.org/10.2307/1939924>.

LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetatio**, Belgium, v. 80, p. 107-138, 1989. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF00048036>.

LEGENDRE, P.; DALE, M. R.T.; FORTIN, M. J.; GUREVITCH, J.; HOHN, M.; MYERS, D. The consequences of spatial structure for the design and analysis of ecological field surveys. **Ecography**, [S. l.], v. 25, n. 5, p. 601-615, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1034/j.1600-0587.2002.250508.x>.

LIMA-RIBEIRO, M. S. Distribuição espacial de espécies arbóreas em fragmentos de cerrado sentido restrito no planalto central brasileiro – GO. **Biociências**, Porto Alegre, v. 15, n. 2, p. 160-165, 2007.

LIM, Y.; NA, S. T.; LEE, S. J.; CHO, K. H.; SHIN, H. Spatial distribution patterns and implications for conservation of *Scrophularia takesimensis* (Scrophulariaceae), an endangered endemic species on Ulleung Island, Korea. **Journal of Plant Biology**, [S. l.], v. 51, n. 3, p. 213–220, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF03030701>.

LUDWIG, J. A.; REYNOLDS, J. F. **Statistical Ecology**: a primer on methods and computing. New York: John Wiley & Sons, 1988.

MANTEIGA, W. G.; SÁNCHEZ, J. M. P.; ROMO, J. The *bootstrap*: a review. **Computational Statistics**, [S. l.] v. 9, p. 165–205, 1992.

MYERS, J. H. Selecting a measure of dispersion. **Environmental Entomology**, [S. l.] v. 7, n. 5, p. 619-621, 1978. <https://doi.org/10.1093/ee/7.5.619>.

MORAN, P. A. P. Notes on continuous stochastic phenomena. **Biometrika**, Oxford, v. 37, n. 1-2, p. 17-23, 1950. DOI: <https://doi.org/10.2307/2332142>.

MORISITA, M. Measuring of the dispersion of individuals and analysis of the distributional patterns. **Memoir of the Faculty of science**, Kyushu, v. 2, n. 4, p. 215-235, 1959.

MORISITA, M. I_δ -Index, a measure of dispersion of individuals. **Researches on Population Ecology**, Kyoto, v. 4, n. 1, p. 1-7, 1962. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF02533903>.

MORISITA, M. Composition of the I_δ -Index. **Population Ecology**, Kyoto, v. 13, n. 1, p. 1-27, 1971. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF02530774>.

NASCIMENTO, A. R. T.; LONGHI, S. J.; BRENA, D. A. Estrutura e padrões de distribuição espacial de espécies arbóreas em uma amostra de floresta ombrófila mista em Nova Prata, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 105-119, 2001. DOI: <https://doi.org/10.5902/19805098499>.

PARK, H. M.; YOON, D. C.; BYUN, W. H.; JANG, N. Y.; JANG, Y. J.; HA, Y. K.; YOON, N. Y.; CHOI, M. J.; HU, M. K. Analysis of spatial correlation of the populations of *Plantago asiatica* L. at mt. Geumjeong. **European Journal of Advanced Research in Biological and Life Sciences**, [S. l.], v. 6, n. 3, 2018.

PARKER, K. C.; PARKER, A. J.; BEATY, M.; FULLER, M. M.; FAUST, T. D. Population Structure and Spatial Pattern of Two Coastal Populations of Ocala Sand Pine (*Pinus clausa* (Chapm. ex Engelm.) Vasey ex Sarg. var. *clausa* D. B. Ward). **The Journal of the Torrey Botanical Society**, [S. l.], v. 124, n. 1, p. 22-33, 1997. DOI: <https://doi.org/10.2307/2996595>.

PARRA, L. R.; GIULIETTI, A. M.; ANDRADE, M. J. G.; van den BERG, C. Reestablishment and new circumscription of *Comanthera* (Eriocaulaceae). **Taxon**, v. 59, n. 4, p. 1135-1146, 2010.

PER OTTESTAD. On Bernoullian, Lexis, Poisson and Poisson-Lexis Series, **Scandinavian Actuarial Journal**, [S. l.], v. 1943, n. 1, p. 15-67, 1943. DOI: <http://doi.org/10.1080/03461238.1943.10404742>.

- PERRY, G. L. W.; MILLER, B. P.; ENRIGHT, N. L. A comparison of methods for the statistical analysis of spatial point patterns in plant ecology. **Plant Ecology**, [S. l.], v. 187, p. 59-82, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11258-006-9133-4>.
- PIELOU, E. C. The use of point-to-plant distances in the study of the pattern of plant populations. **Journal of Ecology**, [S. l.], v. 47, n. 3, p. 607-613, 1959. DOI: <https://doi.org/10.2307/2257293>.
- PIROOZI, N.; KOHANDEL, A.; JAFARI, M.; TAVILI, A.; FARIZHENDI, G. M. Plant alpha and beta diversity in relation to spatial distribution patterns in different plant community types. **Pakistan Journal of Botany**, [S. l.], v. 50, n. 6, p. 2317-2323, 2018.
- RESENDE, J. C. F.; KLINK, C. A.; SCHIAVINI, I. Spatial heterogeneity and its influence on *Copaifera langsdorffii* Desf. (Caesalpiniaceae). **Brazilian Archives of Biology and Technology. An International Journal**, Curitiba, v. 46, n. 3, p. 405-414, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1516-89132003000300012>.
- RIPLEY, B. D. **Spatial Statistics**. New Jersey: John Wiley & Sons, 1981.
- ROSSI, R. E.; MULLA, D. J.; JOURNEL, A. G.; FRANZ, E. H. Geostatistical tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence. **Ecological Monographs**, [S. l.], v. 62, n. 2, p. 277-314, 1992. DOI: <https://doi.org/10.2307/2937096>.
- SÁ E CARVALHO, C. G.; RIBEIRO, M. C. Efeitos de choques térmicos na germinação de *Paepalanthus Speciosus* Koern. (Eriocaulaceae), **Acta Botanica Brasilica**, v. 8, n. 2, p. 205-211, 1994.
- SANTOS, R. O.; LIMA, R. B.; SOARES, R. N.; DANTAS, B. S.; BRITO, A. C.; CORDEIRO, M. V.; ABREU, J. C.; SILVA E SILVA, B. M. Influence of the soil on the spatial structure of forest species – preliminary results in a terra firme secondary forest plot, Amapá, Brazil. **Southern Forests**, [S. l.], v. 82, n. 1, p. 1-17, 2020. DOI: <https://doi.org/10.2989/20702620.2020.1759294>.
- SASAKI, T.; KONNO, M.; HASEGAWA, Y.; IMAJI, A.; TERABARU, M.; NAKAMURA, R.; OHIRA, N.; MATSUKURA, K.; SEIWA, K. Role of mycorrhizal associations in tree spatial distribution patterns based on size class in an old-growth forest. **Oecologia**, [S. l.], v. 189, n. 4, p. 971-980, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00442-019-04376-2>.
- SCHERER, K. Z.; CASTELLANI, T. T. Ecologia populacional de *Paepalanthus polyanthus* (Bong.) Kunth: variação temporal da distribuição espacial. **Biotemas**, [S. l.], v. 17, n. 2, p. 27-45, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0102-33061996000100003>.
- SCHULZE, E. D.; BECK E.; BUCHMANN, N.; CLEMENS, S.; MÜLLER-HOHENSTEIN, K., SCHERER-LORENZEN, M. **Plant Ecology**. Berlim: Springer, 2019.
- SIAHAAN, L.; HILWAN, I.; SETIAWAN, Y. Spatial distribution of Andaliman potential habitat (*Zanthoxylum acanthopodium* DC.) in Samosir Island, North Sumatera. **Journal of Natural Resources and Environmental Management**, [S. l.], v. 9, n. 4, p. 861-871, 2019. DOI: <http://dx.doi.org/10.29244/jpsl.9.4.861-871>.

SIMPSON, E. H. Measurement of diversity. **Nature**, [S. l.], v. 163, n. 1, p. 688, 1949. DOI: <https://doi.org/10.1038/163688a0>.

SMITH-GILL, S. J. Cytophysiological Basis of Disruptive Pigmentary Patterns in the Leopard Frog *Rana pipiens*. **Journal of Morphology**, [S. l.], v. 146, n. 1, p. 35-54, 1975. DOI: <https://doi.org/10.1002/jmor.1051460103>.

SOUSA, D. G.; CUNHA, H. F. Population structure, spatial distribution and phenology of *Anacardium humile* A. St.-Hil. (Anacardiaceae) in cerrado *stricto sensu*. **Hoehnea**, v. 45, n. 3, p. 450-467, 2018. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/2236-8906-81/2017>.

SOUZA, J. P.; COIMBRA, F. G. Estrutura populacional e distribuição espacial de *Qualea parviflora* Mart. em um cerrado sensu stricto. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v. 21, n. 2, p. 65-70, 2005.

SOUZA, A. F.; MARTINS, F. R. Spatial distribution of an undergrowth palm in fragments of the Brazilian Atlantic Forest. **Plant Ecology**, Netherlands, v. 164, p. 141–155, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1021229832634>.

SOUZA, V. L.; SILVA, O. A. Estrutura e distribuição espacial de uma população de *Stryphnodendron adstringens* (Mart.) Coville em Cerrado da Reserva Biológica e Estação Experimental de Mogi Guaçu, Estado de São Paulo, Brasil. **Holos Environment**, [S. l.], v. 6, n. 1, p. 55-69. 2006. DOI: <https://doi.org/10.14295/holos.v6i1.201>.

SUBEDI, M. R.; TIMILSINA, Y. P. Distribution pattern of *Cinnamomum tamala* in Annapurna Conservation area, Kaski, Nepal. **Nepal Journal of Science and Technology**, [S. l.], v. 15, n. 2, p. 29-36, 2014. DOI: <https://doi.org/10.3126/njst.v15i2.12110>.

SZMYT, J. Spatial statistics in ecological analysis: from indices to functions. **Silva Fennica**, [S. l.], v. 48, n. 1, p. 1-31, 2014. DOI: <http://dx.doi.org/10.14214/sf.1008>.

TROVÓ, M.; ECHTERNACHT, L.; SANO, P. T. Distribution and Conservation of *Paepalanthus* Mart. sect. *Diphyomene* Ruhland (Eriocaulaceae) in Neotropical savannas. **Adansonia**, v. 35, n. 2, p. 195-206, 2013.

UENO, S.; TOMARU, N.; YOSHIMARU, H.; MANABE, T.; YAMAMOTO, S. Size-class differences in genetic structure and individual distribution of *Camellia japonica* L. in a Japanese old-growth evergreen forest. **Heredity**, [S. l.], v. 89, n. 1, p. 120-126, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1038/sj.hdy.6800111>.

UTAMI, F.; HASAN, Z.; RIZAL, A.; HERAWATI, H. Spatial Distribution of Plankton in Cikeruh River, Jatinangor District, West Java Province, Indonesia. **Asian Journal of Fisheries and Aquatic Research**, v. 5, n. 2, p.1-9, 2019. DOI: <https://doi.org/10.9734/AJFAR/2019/v5i230072>.

VELÁZQUEZ, E.; MARTÍNEZ, I.; GETZIN, S.; MOLONEY, K. A.; WIEGAND, T. An evaluation of the state of spatial point pattern analysis in ecology. **Ecography**, [S. l.], v. 39, n. 11, p. 1042-1055, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1111/ecog.01579>.

VIVA, L. H. C.; NOTZ, A. Distribución espacial en poblaciones de *Oebalus insularis* Stal (Hemiptera: Pentatomidae) en el cultivo de arroz en Calabozo, estado Guárico, Venezuela. **UDO Agrícola**, [S. l.], v. 11, n. 1, p. 109-125, 2011.

VOKOU, D. The allelopathic potential of aromatic shrubs in phryganic (east Mediterranean) ecosystems. *In*: RIZVI, S. J. H.; RIZVI, V. (org.). **Allelopathy: Basic and applied aspects**. London:Chapman & Hall, 1992. cap. 18, p. 303-320.

WIEGAND, T.; MOLONEY, K. A. Rings, circles, and null-models for point pattern analysis in ecology, **Oikos**, [S. l.], v. 104, n. 2, p. 209-229, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.0030-1299.2004.12497.x>.

YARI, R.; GHOLAMI, A.; SHALAMZARI, M. J.; HESHMATI, G. Evaluation of Distance and Quadratic Indices for Determination of Plant Species Distribution Pattern in Khoosef Rangelands, Birjand, Iran. **Journal of Rangeland Science**, [S. l.], v. 8, n. 4, p. 373-382, 2018.

ZIMMERMANN, A. P. L.; HOFIÇO, N. A. S.; FLEIG, F. D. Regeneração natural de espécies comerciais em uma área antropizada na Floresta Estacional Decidual, RS. **Revista Brasileira de Ciências da Amazônia**, [S. l.], v. 6, n. 3, p. 7-14, 2018.

CAPÍTULO II

ENFOQUE GEOESTATÍSTICO DA RESTRITA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE
Paepalanthus chiquitensis Herzog EM CAMPOS RUPESTRES

ENFOQUE GEOESTATÍSTICO DA RESTRITA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE *Paepalanthus chiquitensis* Herzog EM CAMPOS RUPESTRES

RESUMO

A incorporação da dependência espacial à análise do padrão de distribuição espacial de plantas representa um dos grandes avanços da pesquisa ecológica, possibilitando melhor compreensão dos processos subjacentes a esses padrões. O objetivo da pesquisa foi caracterizar a distribuição espacial de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog e identificar, por meio da geoestatística associada à análise fatorial, os motivos que condicionam a espécie a se estabelecer em locais restritos dos campos rupestres. Para tanto, realizou-se a contagem (NI) e georreferenciamento dos indivíduos em 272 unidades amostrais em uma área de campo rupestre localizada no município de Tapira-MG. Posteriormente obteve-se de 60 pontos amostrais georreferenciados dados de altitude, umidade, além de outras propriedades físico-químicas do solo. Com a finalidade de compreender a relação entre as variáveis do solo e facilitar a identificação das causas relacionadas a ocorrência da espécie, realizou-se a análise fatorial estimando-se fatores a partir das correlações observadas entre as variáveis originais. Para determinar a existência e/ou o grau de dependência espacial utilizou-se técnicas geoestatísticas, com obtenção de semivariogramas e construção de mapas de interpolação, tanto para os fatores quanto para as variáveis individuais. Os métodos geoestatísticos permitiram estabelecer a relação entre a distribuição espacial da espécie e os principais fatores edáficos que a condicionam a se estabelecer de forma agregada e restrita nas áreas de ocorrência. Os semivariogramas apontaram forte dependência espacial para número de indivíduos com um raio médio de agregação de 50.89 m. Os mapas de interpolação mostraram que a ocorrência dos indivíduos coincide com os maiores teores de umidade e argila e menores teores de areia. A espécie possui maior exigência por locais com maior disponibilidade de água, por vezes em solo saturado, com o estabelecimento dificultado em solos com textura arenosa. A ocorrência de indivíduos em locais com maiores capacidade de efetiva, menores saturações de bases e maiores saturações de alumínio mostram a não dependência desses indivíduos por bases trocáveis como Ca, Mg e K, além de ser um indicativo de sua tolerância ao alumínio. Essas informações serão úteis para programas de manejo, não somente da espécie como também outras representantes da família Eriocaulaceae, impactadas por coletas de partes vegetativas e reprodutivas e pela degradação de seus locais de ocorrência.

Palavras-chave: Dependência espacial. “Sempre-viva”. Campo rupestre. Semivariogramas. Krigagem.

GEOSTATISTIC APPROACH TO THE RESTRICTED SPATIAL DISTRIBUTION OF *Paepalanthus chiquitensis* Herzog IN RUPESTRIAN FIELDS

ABSTRACT

The incorporation of spatial dependence in the analysis of the spatial distribution pattern of plants represents one of the great advances in ecological research, enabling a better understanding of the processes underlying these patterns. The objective of the research was to characterize the spatial distribution of *Paepalanthus chiquitensis* Herzog and to identify, through geostatistics associated with factor analysis, the reasons that condition the species to establish in restricted places of the rupestrian fields. For that, counting (NI) and georeferencing of individuals was carried out in 272 sample units in an area of rupestrian field, located in the municipality of Tapira-MG. Subsequently, in 60 georeferenced sample points were obtained, data on altitude, humidity and other physical-chemical properties of the soil. In order to understand the relationship between soil characteristics and facilitate the identification of causes related to the occurrence of the species, a factor analysis was carried out estimating factors from the correlations observed between the original variables. To determine the existence and / or the degree of spatial dependence, geostatistical techniques were used, obtaining semivariograms and building interpolation maps, both for the factors and for the individual variables. The geostatistical methods allowed to establish the relationship between the spatial distribution of the species and the main edaphic factors that condition it to establish itself in an aggregated and restricted way in the areas of occurrence. The semivariograms showed strong spatial dependence on the number of individuals with an average aggregation radius of 50.89 m. The interpolation maps showed that the occurrence of individuals coincides with the highest levels of moisture and clay and lowest levels of sand. The species has a higher demand for locals with greater availability of water, sometimes in saturated soil, with difficult establishment in soils with sandy texture. The occurrence of individuals in places with greater effective cation exchange capacity, lower base saturation and higher aluminum saturation show the non-dependence of these individuals for exchangeable bases such as Ca, Mg and K, in addition to being an indication of their tolerance to aluminum. This information will be useful for management programs, not only of the species, but also other representatives of the Eriocaulaceae family, impacted by collections of vegetative and reproductive parts and by the degradation of their places of occurrence.

Keywords: Spatial dependence. Everlasting. Rupestrian field. Semivariograms. Krigagem.

1 INTRODUÇÃO

Identificar os fatores relacionados aos padrões de distribuição espacial de plantas é um desafio constante dos ecologistas. Nesse sentido, um dos grandes avanços da pesquisa ecológica foi o reconhecimento da existência de dependência espacial entre observações. Embora tenha sido ignorada por vários anos, percebeu-se que a incorporação dessa dependência à análise possibilita melhor compreensão dos processos ecológicos subjacentes à distribuição dos indivíduos (WAGNER; FORTIN, 2005; KENT et al., 2006; FORTIN; DALE; HOEF, 2016; FLETCHER; FORTIN, 2018). Para tanto, um dos métodos é a geoestatística que fornece ferramentas úteis à interpretação dos padrões espaciais dos indivíduos, assim como dos fatores ambientais com os quais eles interagem (ROSSI et al., 1992).

Embora os indivíduos de determinada espécie possam estar aleatoriamente distribuídos em sua área de ocorrência ou apresentarem distribuição regular (uniforme), sugerindo uma interação negativa entre eles, a distribuição mais comum entre as espécies vegetais é a agregação, que indica a existência de dependência espacial (PERRY et al., 2002). O significado prático da existência de dependência está relacionado a 1ª lei da geografia, definida por Tobler em 1970, e diz respeito ao fato de medidas mais próximas serem mais parecidas quando comparadas a medidas mais distantes (FLETCHER; FORTIN, 2018). Dessa forma, é possível estabelecer uma associação entre agregação e dependência espacial, pois quando os indivíduos se agregam em determinados locais da área, as contagens em unidades amostrais próximas tendem a ter valores mais parecidos do que as contagens em unidades amostrais distantes.

Na ecologia de plantas, a existência de dependência sugere a influência de muitos fatores como características do solo, disponibilidade de água, microclima, interação entre espécies, dispersão de sementes, podendo determinar a forma como as plantas se distribuem em determinados locais. A geoestatística possibilita não apenas a identificação de dependência espacial, mas também a descrição, modelagem e o mapeamento de padrões existentes, predizendo valores em locais não amostrados (ANDRIOTTI, 2003). Enquanto a estatística clássica requer independência entre as unidades amostrais, a geoestatística atua justamente na possível dependência existente entre elas (KHANAL; FULTON; SHEARER, 2017).

Embora a teoria formal da geoestatística tenha se desenvolvido na década de 60, Vieira et al. (1983) e Webster e Oliver (2001) citam pesquisadores anteriores que haviam percebido a existência de dependência. Alguns destes trabalhos envolviam estudos para avaliar os efeitos da variabilidade do solo sobre a produção de determinadas culturas. Neste contexto, pode-se

destacar o apêndice do artigo de Student, com sua percepção em relação ao fato dos rendimentos em parcelas mais próximas serem mais parecidos em comparação as mais distantes (WEBSTER; OLIVER, 2001).

Fisher em 1919, citado por Webster e Oliver (2001), também reconheceu a dependência espacial no campo ao analisar a resposta de determinadas culturas à diferentes variedades e práticas agrícolas e a considerou um impedimento para suas análises. O autor desenvolveu a análise de variância na tentativa de solucionar o problema removendo os efeitos da variabilidade espacial. Em 1925, publicou seu livro intitulado *Statistical Methods for Research Workers* transmitindo grande parte do desenvolvimento do assunto. Devido ao grande sucesso da metodologia de Fisher, que revolucionou a estatística agrícola, a variabilidade espacial foi considerada pouco importante por muito tempo (VIEIRA, 2000; WEBSTER; OLIVER, 2001). Em 1937 dois agrônomos, Youden e Mehlich, adaptaram os conceitos de análise de variância de Fisher para analisar as variações da escala espacial. Para isso, estimaram a variação de propriedades do solo a diferentes distâncias e depois planejaram novas amostras com o conhecimento obtido sobre a variabilidade. Infelizmente estes resultados foram publicados apenas em seu próprio instituto, ficando inativo por muitos anos (WEBSTER; OLIVER, 2001).

Apesar dos vários estudos, como os citados acima, a ideia central da geoestatística surgiu com os trabalhos de um engenheiro de minas sul-africano, chamado Daniel Gerhardus Krige em 1951. Ao analisar dados de concentração de ouro, o autor verificou a necessidade de levar em consideração a distância entre as observações na análise dos dados (VIEIRA, 2000). Posteriormente, Matheron desenvolveu a base teórica da geoestatística, chamada de Teoria das Variáveis Regionalizadas (MATHERON, 1962; 1963; 1971). Com o desenvolvimento teórico, essa metodologia passou a ter ampla aplicabilidade em várias áreas como ciência do solo (VIEIRA et al., 1983) cartografia, climatologia, hidrogeologia, engenharia florestal, dentre outras (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Assim como ocorreu em outras áreas, as análises geoestatísticas também passaram a ser exploradas pela ecologia (ROBERTSON, 1987; LEGENDRE; FORTIN, 1989; ROSSI, 1992; JACKSON; CALDWELL, 1993; KEITT et al., 2002; WAGNER, 2003; KENT et al., 2006; PARK; LEE, 2014; FLETCHER; FORTIN, 2018; RODRIGUES et al., 2020). Com os métodos geoestatísticos pode-se obter valiosas informações na identificação do padrão de distribuição espacial de espécies vegetais (PARK; LEE, 2014). É possível construir semivariogramas que graficamente identificam a existência e/ou o grau de dependência espacial em determinada área. A modelagem estatística destes gráficos possibilita a realização de

interpolações, pelo método de krigagem, estimando valores em qualquer local da área e resultando em mapas que irão representar a variabilidade existente (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Essa modelagem também permite estabelecer a distância na qual os dados estão correlacionados, estimando o alcance da dependência espacial. Na ecologia de plantas, o alcance pode ser interpretado como uma estimativa do agrupamento médio dos indivíduos (PERRY et al., 2002). Além disso, o alcance pode ser visto como a distância na qual a variável é espacialmente influenciada pelo mesmo processo subjacente (FORTIN; DALE; HOEF, 2016). Os mapas de krigagem podem ser úteis na identificação de possíveis fatores relacionados a distribuição de indivíduos, permitindo a visualização da distribuição espacial tanto das plantas quanto dos fatores ambientais possivelmente relacionados a essa distribuição.

Estabelecer o padrão da distribuição espacial de espécies vegetais é uma ferramenta útil para auxiliar programas de manejo e conservação. Porém, essas pesquisas têm se restringido a espécies arbóreas (RIBEIRO; FERNANDES, 2000; NASCIMENTO; LONGHI; BRENA, 2001; RESENDE; KLINK; SCHIAVINI, 2003; SOUZA; COIMBRA, 2005; SOUZA; ARAÚJO; HARIDASAN, 2007; JOHN et al., 2007; ELIAS et al., 2013; CIPRIANI et al., 2016). Pesquisas sobre a distribuição espacial de espécies herbáceas, como as da família Eriocaulaceae, especialmente das popularmente conhecidas como “sempre-vivas”, são fundamentais para que possam ser manejadas de forma sustentável. Importante fonte de renda e empregos, a exploração de “sempre-vivas” pode colocar muitas espécies em risco de extinção, principalmente as que são consideradas endêmicas de áreas específicas em seus locais de ocorrência (GIULIETTI et al., 1988; ALVES; KOLBEK, 1994; COSTA; TROVÓ; SANO, 2008).

Comum à família Eriocaulaceae, *Paepalanthus chiquitensis* Herzog é uma das espécies herbáceas popularmente conhecidas como “sempre-vivas”, pois mesmo após serem colhidas e secas, suas inflorescências se mantêm praticamente com o mesmo aspecto que apresentavam antes da colheita (GIULIETTI et al., 1996; PARRA et al., 2010). Na literatura pouco se conhece sobre o padrão de distribuição espacial de espécies herbáceas (CASTELLANI; VIEIRA; SCHERER, 1996; SCHERER; CASTELLANI, 2004; RODRIGUES et al., 2020), especialmente de *P. chiquitensis*. Um fator apontado como ameaça a extinção de várias “sempre-vivas” são as queimadas praticadas com a finalidade de induzir a floração (NEVES; BEDÊ; MARTINS, 2011). Além disso, a colheita descontrolada de plantas para o artesanato aumentou o risco de extinção de muitas espécies da família Eriocaulaceae (SILVEIRA et al., 2016). A extinção de qualquer espécie nativa do cerrado possui tanto impacto ecológico quanto

econômico, pois são de extrema importância para manutenção dos recursos naturais essenciais ao ser humano (LAMBERS et al., 2020). Embora *P. chiquitensis* não se encontre em risco de extinção (TROVÓ; ECHTERNACHT; SANO, 2013) o potencial ornamental, o manejo não sustentável, assim como as queimadas e o extrativismo são fatores que podem colocá-la em risco.

Esta espécie não possui distribuição única no Brasil, ocorrendo também na Bolívia, Colômbia e Venezuela (TROVÓ; ECHTERNACHT; SANO, 2013). No Brasil, existem registros de sua ocorrência no domínio Amazônico, em planícies abertas e no domínio do Cerrado em campos abertos, savanas típicas e nos campos rupestres, especialmente na Cadeia do Espinhaço, Serra da Canastra, Chapada dos Veadeiros e na Serra Dourada no Estado de Goiás (SÁ E CARVALHO; RIBEIRO, 1994; TROVÓ; ECHTERNACHT; SANO, 2013). O campo rupestre compreende um dos tipos fitofisionômicos do Cerrado e geralmente ocorre em áreas bastante acidentadas de relevo ondulado até montanhoso, o solo ácido e pobre em nutrientes denominados de Neossolos Litólicos, são muito rasos e limitam a penetração do sistema radicular das plantas (RIBEIRO; WALTER, 1998; SANO; ALMEIDA; RIBEIRO, 2008). Nesta fitofisionomia existem registros de 285 espécies de *Paepalanthus* (SILVEIRA et al., 2016).

A densidade de espécies que ocorrem nos campos rupestres, assim como a grande heterogeneidade de sua composição florística, estão associadas a fatores como a profundidade do solo, fertilidade, disponibilidade de água, topografia e seu clima peculiar (SANO; ALMEIDA; RIBEIRO, 2008; LE STRADIC, 2012). Ainda que possam ocorrer a partir de 700 m de altitude, são mais comuns em altitudes acima de 900 m onde predominam espécies herbáceo-arbustivas com alto grau de endemismo (SANO; ALMEIDA; RIBEIRO, 2008; VASCONCELOS, 2011).

O fato de algumas espécies serem endêmicas de uma formação geológica específica, como os campos rupestres, não determina seu padrão de distribuição espacial. Nestes campos, a espécie pode estar distribuída tanto de forma aleatória, quanto agregada ou uniforme. No entanto, algumas espécies além de ocorrerem em apenas um tipo de localidade, são consideradas endêmicas de pequenos locais de suas áreas de ocorrência com altitudes e substratos específicos (ALVES; KOLBEK, 1994), sugerindo um padrão de distribuição agregado. Embora *P. chiquitensis* não seja endêmica de campos rupestres, sua ocorrência em locais restritos destes campos sugere a existência de áreas com características mais favoráveis ao seu estabelecimento, gerando agregações. Existem muitos registros de ocorrência de *P.*

chiquitensis em áreas úmidas (TANNUS; ASSIS, 2004; MAGALHÃES, 2018; DURIGAN et al., 2018; TROPICOS.ORG, 2020) ainda que os campos rupestres estejam muito associados a baixa disponibilidade de água, a espécie pode estar confinada em locais próximos a cursos d'água.

Para o manejo sustentável e conservação de *Paepalanthus chiquitensis* é imperativo pesquisas para analisar de que forma os indivíduos da espécie se distribuem em seu habitat natural e quais fatores influenciam essa distribuição. A espécie é registrada naturalmente em campos rupestres do Cerrado e, portanto, sujeita a estresse hídrico ao longo do ano. Contudo, parece estar sempre associada as áreas úmidas, gerando certo contrassenso. Assim, o objetivo dessa pesquisa foi aplicar técnicas geoestatísticas com a finalidade de investigar os possíveis fatores que determinam sua ocorrência restrita nos campos rupestres da Serra de Tapira-MG.

2 HIPÓTESES

- i. As técnicas geoestatísticas possibilitam a identificação dos possíveis fatores relacionados a agregação de indivíduos de *P. chiquitensis* em locais específicos de sua área de ocorrência;
- ii. Entre os fatores edáficos, a umidade do solo é o principal fator que leva a espécie a se agrupar em sua área de ocorrência.

3 MATERIAL E MÉTODOS

Para atender aos objetivos de determinar a distribuição espacial de *P. chiquitensis* (Figura 1) e elencar os fatores relacionados a sua preferência, ou não, a nichos da área utilizou-se a metodologia geoestatística. Para tanto, coletou-se informações no mês de setembro de 2018, após um longo período de seca, em uma área localizada no município de Tapira - Minas Gerais, (Figuras 2A e B), entre as coordenadas 19°51'14.55"S/ 46°54'30.56"O e 19°51'16.21"S/ 46°54'28.09"O. A região é caracterizada por apresentar verão chuvoso e inverno seco, com temperaturas médias anual e mensal, de 21.1 °C, e 18.4 °C, respectivamente, e com precipitação média anual em torno de 1500 mm (INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA, 2019).

A fitofisionomia predominante na área é de campo rupestre, com afloramento de rochas, vegetação arbustiva e rasteira. Os solos de campos rupestres geralmente são Neossolos Litólicos

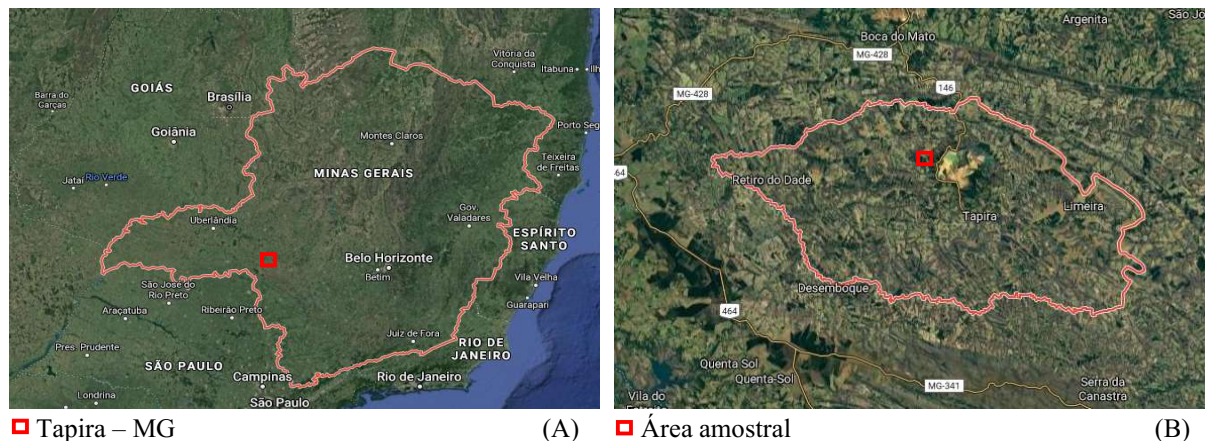
e ocorrem sobre formações ferruginosas de quartzito ou arenito (SANO; ALMEIDA; RIBEIRO, 2008; SILVEIRA et al., 2016).

Figura 1 – Indivíduo de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog em uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.



Fonte: A autora.

Figura 2 – Localizações do município de Tapira no estado de Minas Gerais (A) e da área de amostragem (B) no município de Tapira-MG.



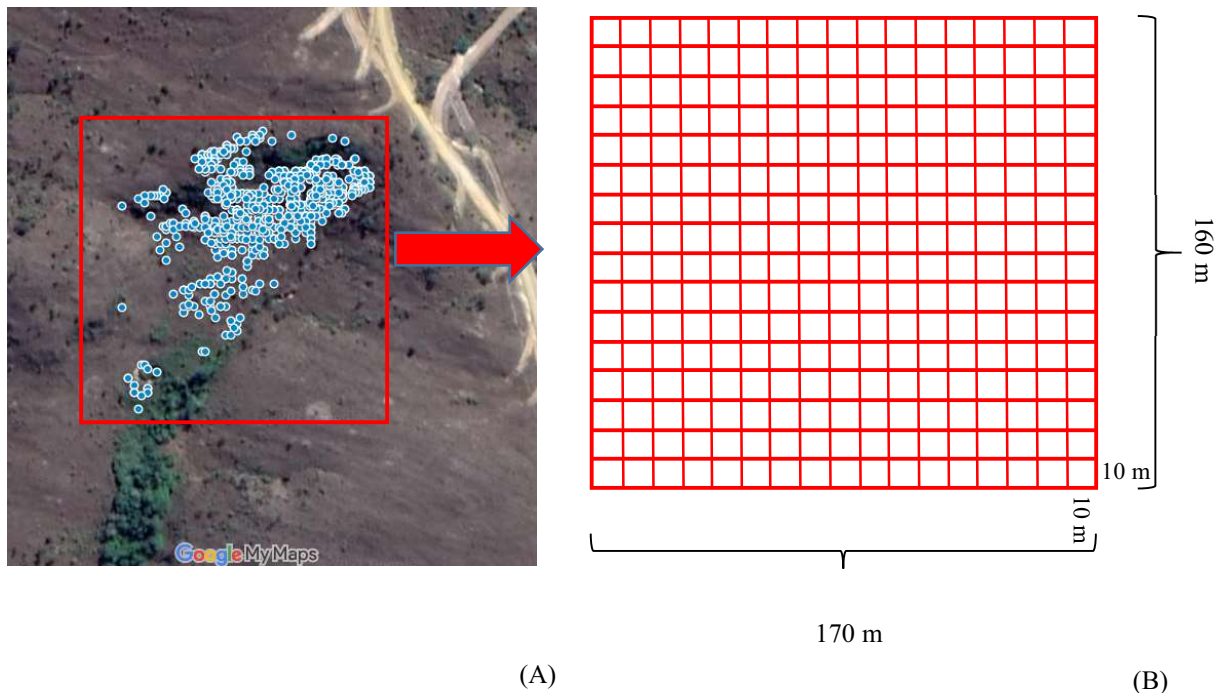
Fonte: Adaptado de Google Maps (2020).

Delimitou-se uma área amostral de 2.72 ha (160 m x 170 m) na qual a espécie se encontra confinada em local restrito entre as altitudes de 1240 e 1297 m em terreno declivoso (68.53% de declive). Na área foi possível visualizar cursos d'água, com afloramentos nos locais mais altos.

Inicialmente realizou-se a identificação e o georreferenciamento de 977 indivíduos de *P. chiquitensis* (Figura 3A). Posteriormente, a área amostral foi virtualmente dividida em

quadrats de dimensões 10 x 10 m, obtendo-se 272 pontos amostrais (Figura 3B). Em cada *quadrat* quantificou-se o número de indivíduos (NI), $(x_1, x_2, x_3, \dots, x_{272})$. Para a análise espacial obteve-se as coordenadas geográficas, $s_i = (u_i, v_i)$, $i = 1, 2, \dots, 272$, do centro de cada ponto amostral, com u_i representando a latitude da coordenada e v_i a longitude.

Figura 3 – Localização dos indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae) e delimitação de uma área de 2.72 ha (160 m x 170 m), de campo rupestre no município de Tapira-MG (A), subdividida em 272 *quadrats* de dimensões 10 x 10 m (B).



Fonte: Adaptado de Google Maps (2020).

Com a finalidade de investigar os possíveis motivos da distribuição restrita foram tomadas as coordenadas s_i e obtidas informações em 60 pontos da área (Figura 4), incluindo locais de ocorrência e não ocorrência dos indivíduos. As variáveis foram: altitude (Alt, m), umidade do solo (Umi, %), pH em água (pH), potássio (K, mg dm^{-3}), fósforo (P, mg dm^{-3}), cálcio (Ca, $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$), magnésio (Mg, $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$), alumínio (Al, $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$), acidez potencial (H+Al, $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$), índice de saturação de alumínio (m, %), capacidade de troca catiônica efetiva (t, $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$), soma de bases trocáveis (SB, $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$), índice de saturação de bases (V, %) e matéria orgânica (MO, dag kg^{-1}). Avaliou-se também os teores de argila (Arg, dag kg^{-1}) e areia (Are, dag kg^{-1}) em 56 dos 60 pontos. As altitudes, assim como as coordenadas geográficas dos pontos amostrais, foram obtidas por meio de GPS.

As propriedades físico-químicas do solo foram determinadas por amostras simples deformadas retiradas a profundidade de 0 a 10 cm e posteriormente encaminhadas para o

laboratório de análise de solos da Universidade Federal de Lavras. Os teores de P e K foram obtidos por extrator Mehlich 1, os de Ca, Mg e Al por extrator KCl, a acidez potencial por extrator SMP e a soma de bases (SB) foi obtida pela soma dos teores de Ca, Mg e K. Para determinação da umidade do solo também foram coletadas amostras deformadas de 0 a 10 cm nos 60 pontos, sendo transportadas para o Laboratório de Sementes da Universidade Federal de Uberlândia (LASEM – UFU) em embalagem impermeável e vedada. No laboratório estas amostras foram pesadas, posteriormente colocadas em estufa para secar a 105 °C até obtenção de peso constante, seguida da determinação da massa das amostras secas. O percentual de umidade foi obtido pela diferença entre o peso inicial de cada amostra e o peso da amostra seca, dividindo-se essa diferença pelo peso inicial e multiplicando o resultado por 100. O processo de determinação da umidade seguiu a metodologia descrita no manual de métodos de análise de solos da Embrapa (VIANA; TEIXEIRA; DONAGEMMA, 2017).

Figura 4 – Localização de 60 amostras de solo coletadas em uma área de 2.72 ha (160 m x 170 m) de campo rupestre no município de Tapira-MG.



Fonte: Adaptado de Google Maps (2020).

Inicialmente realizou-se uma análise descritiva para verificar o comportamento geral das variáveis e principalmente para caracterizar o solo da área de ocorrência dos indivíduos de *P. chiquitensis*. Para tanto foram obtidos média aritmética (\bar{x}), variância (s^2), desvio padrão (s), coeficiente de variação (CV) e valores máximos e mínimos.

3.1 Análise Fatorial Exploratória

Antecedeu a análise geoestatística a chamada de Análise Fatorial (AF), técnica multivariada que teve a finalidade de compreender a relação entre as variáveis e facilitar a identificação das causas relacionadas a ocorrência de *P. chiquitensis*. Nesta análise utilizou-se dados de altitude e características físico-químicas do solo (Umi, pH, K, P, Ca, Mg, Al, H+Al, m, t, SB, V, MO, Arg e Are). A variável NI (número de indivíduos) não foi incluída na AF por não ter sido coletada nos mesmos pontos que as demais. Inicialmente os quatro pontos amostrais nos quais não se avaliou os teores de argila e areia foram retirados das demais variáveis, totalizando 56 pontos amostrais.

Toda a análise fatorial descrita foi baseada em Fávero et al. (2009). Inicialmente testou-se por Kolmogorov-Smirnov a 0.01 de significância a hipótese (H_0) de que os dados seguem Distribuição Normal. As variáveis que não apresentaram normalidade foram retiradas da análise fatorial. Posteriormente, estimou-se fatores a partir das correlações observadas entre as variáveis originais. A adequação dos dados de altitude e propriedades físico-químicas do solo à AF foi verificada pelo teste de esfericidade de Bartlett e pela estatística de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Pelo teste de Bartlett a 0.05 de significância foi testada a hipótese H_0 de que a matriz de correlações é a identidade, ou seja, as variáveis não são correlacionadas e, portanto, inadequadas para a análise fatorial. Com a estatística KMO comparou-se as correlações simples entre as variáveis com as correlações parciais (correlação duas a duas, removendo-se o efeito das demais variáveis sobre elas), considerando-se adequados valores de KMO maiores que 0.6 (quanto mais próximos de 1 menor o grau de correlação parcial e mais forte a correlação simples entre as variáveis).

Para extração dos fatores aplicou-se o método dos componentes principais (ACP), via rotação ortogonal do tipo *varimax*, usando o critério da porcentagem de variância explicada para determinar o número de fatores. No processo de extração obteve-se as cargas fatoriais, representando o grau de correlação entre as variáveis e os fatores, além das comunalidades que quantificaram a proporção da variância de cada variável explicada pelos fatores extraídos. As cargas fatoriais foram utilizadas para nomeação e interpretação dos fatores e as comunalidades para identificação de variáveis com pequena proporção da variância explicada pelos fatores. Variáveis com comunalidades abaixo de 0.5, *sensu* Figueiredo Filho e Silva Júnior (2010) foram retiradas e a AF refeita. Por fim, obteve-se os coeficientes dos escores fatoriais (pesos de cada variável) e os valores dos fatores (escores fatoriais) por meio do somatório do produto dos

coeficientes pelos valores padronizados das variáveis originais (diferença de cada valor pela média e divisão pelo desvio padrão).

3.2 Análise Geoestatística

Embora o padrão agregado dos indivíduos de *P. chiquitensis* na área seja visível, o maior interesse da pesquisa foi determinar os motivos de sua ocorrência de forma tão restrita. Para tanto, realizou-se a análise espacial a partir de técnicas geoestatísticas, considerando que os pontos amostrais se encontram continuamente distribuídos na área. Esta análise foi feita para número de indivíduos, altitude, características físico-químicas do solo individuais e para os fatores extraídos da análise fatorial. Cada contagem, medição ou escore fatorial foi denominado $z(s_i)$, representando uma realização de uma variável aleatória $Z(s_i)$, seja ela o número de indivíduos, propriedades físico-químicas do solo ou fatores. A primeira etapa consistiu em uma análise exploratória com a investigação de assimetrias, valores discrepantes (*outliers*) e tendências nos dados, situações que têm grande influência nas semivariâncias e, conseqüentemente, na construção e ajustes dos semivariogramas. Posteriormente, obteve-se o semivariograma experimental, seguido do ajuste de um modelo teórico, permitindo a identificação e a modelagem da dependência espacial. Por fim, construiu-se mapas de interpolação, representando o comportamento espacial de cada variável dentro da área.

3.2.1 Análise Exploratória

A análise exploratória iniciou-se com a identificação das distribuições quanto à simetria. Para tanto, calculou-se o coeficiente de assimetria ($C_s = 0$, distribuição simétrica; $C_s > 0$, distribuições assimétricas à direita e $C_s < 0$, assimétricas à esquerda). No entanto, como é improvável $C_s = 0$, valores próximos a zero ($C_s \leq 0.25$) foram considerados aproximadamente simétricos. Para melhor visualização dos comportamentos assimétricos, construiu-se histogramas para cada variável (número de indivíduos, altitude, propriedades físico-químicas do solo individuais e fatores).

Posteriormente, construiu-se gráficos *boxplots*, descritos em Triola (2014), baseados na amplitude interquartil (AIQ), dada pela diferença entre o terceiro quartil (Q_3) e o primeiro (Q_1) e foram considerados *outliers* valores superiores a $Q_3 + 1.5(\text{AIQ})$ e inferiores a $Q_1 - 1.5(\text{AIQ})$. Os *outliers* foram investigados quanto à necessidade ou não de retirada do conjunto de dados.

Após a investigação e retirada de *outliers*, as variáveis que permaneceram com assimetria acentuada ($C_s > 0.5$) foram transformadas utilizando-se a função $\ln[z(s_i)]$, para reduzir a influência nas estimativas geoestatísticas. Como a função \ln é definida apenas para valores maiores que zero, variáveis com assimetria acentuada e presença de zero foram transformadas pela função $\ln[z(s_i) + 1]$.

Os quartis foram plotados em *potplots* permitindo a visualização prévia da distribuição espacial de cada variável. Gráficos de dispersão ou *scatterplots* de cada variável versus cada uma das coordenadas (u_i, v_i) possibilitaram a identificação de tendência; tendência linear positiva, quando as variáveis apresentaram comportamento crescente em relação à latitude (u_i) e/ou a longitude (v_i); negativa quando o comportamento foi decrescente e tendência quadrática para variáveis com comportamento parabólico em relação a u_i e/ou v_i .

Nas situações em que os *scatterplots* indicaram a existência de tendência ajustou-se superfícies de tendência de acordo com a equação geral, descrita em Vieira (2000),

$$\hat{z}(s_i) = b_0 + b_1u_i + b_2v_i + b_3u_i^2 + b_4v_i^2 + b_5u_iv_i \quad (1)$$

Em que b_0, b_1, b_2, b_3, b_4 e b_5 são os parâmetros estimados do modelo, u_i a latitude e v_i a longitude das coordenadas geográficas. Posteriormente, testou-se a significância dos parâmetros estimados pelo teste *t-Student* e, quando significativos, a 0.05 de significância, a tendência foi removida subtraindo-se os valores amostrados ($z(s_i)$) dos valores ajustados ($\hat{z}(s_i)$), ou seja, por meio dos resíduos do ajuste. Esses resíduos foram usados para o cálculo das semivariâncias.

3.2.2 Semivariogramas

Após a análise exploratória foi iniciada a geoestatística propriamente dita determinando-se pelo semivariograma experimental a existência e/ou o grau de dependência espacial de cada variável. O gráfico é formado pelas semivariâncias experimentais, $\hat{\gamma}(h)$, plotadas no eixo y , e pelas distâncias (h) entre os pontos amostrais, plotadas no eixo x . $\hat{\gamma}(h)$ foi calculado pelo estimador de Matheron (1962):

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(s_i) - z(s_i + h)]^2 \quad (2)$$

onde $N(h)$ é o número de pares possíveis para a distância (h) entre as observações $z(s_i)$ e $z(s_i + h)$, representando as contagens, medições, resíduos ou escores fatoriais nas posições s_i e $s_i + h$, respectivamente.

Sob dependência espacial, contagens, medições, resíduos ou escores fatoriais mais próximos são mais parecidos do que os mais distantes, ocasionando comportamento decrescente das diferenças $z(s_i) - z(s_i + h)$ com o decréscimo de h . Assim, na teoria, para $h=0$ a semivariância ($\hat{\gamma}(h)$) é igual a zero e para $h \neq 0$, $\hat{\gamma}(h)$ é crescente com o aumento da distância até o ponto de estabilização chamado de patamar. Nesta situação o patamar será igual a contribuição da dependência espacial (C). A distância até a estabilização é denominada alcance (a) da dependência espacial. Embora, por definição $\hat{\gamma}(0)$ seja igual a zero, na prática, a existência de variabilidade a distâncias menores que a menor distância amostrada, assim como erros de medição levam $\hat{\gamma}(h)$ a se aproximar de um valor positivo à medida que h se aproxima de 0, surgindo o chamado efeito pepita (C_0) (VIEIRA et al., 1983). Com o efeito pepita o patamar é dado por $C_0 + C$.

Nos casos em que o semivariograma formou um patamar claro e bem definido considerou-se que a hipótese de estacionariedade intrínseca, exigida pela geoestatística, foi atendida. Semivariogramas com comportamento crescente em todas as distâncias e sem estabilização do patamar, também apontaram a existência de tendência nos dados, indicando que a hipótese intrínseca não foi atendida. Estes casos reforçaram a necessidade de remoção de tendência, complementando a análise realizada por meio dos *scatterplots*. Os casos em que o semivariograma não apresentou crescimento com a distância e as semivariâncias oscilaram em torno do patamar, denominou-se de efeito pepita puro. O efeito pepita puro caracteriza a ausência de dependência espacial (OLIVEIRA; GREGO; BRANDÃO, 2015).

A próxima etapa consistiu no ajuste de três modelos teóricos de semivariogramas às semivariâncias experimentais, de acordo com Vieira (2000):

$$\text{Modelo Esférico: } \gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[1.5 \frac{h}{a} - 0.5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right], & \text{para } 0 < h < a \\ C_0 + C, & \text{para } h \geq a \end{cases} \quad (3)$$

$$\text{Modelo Exponencial: } \gamma(h) = C_0 + C \left[1 - e^{-\frac{3h}{a}} \right], 0 < h < d \quad (4)$$

$$\text{Modelo Gaussiano: } \gamma(h) = C_0 + C \left[1 - e^{-3\left(\frac{h}{a}\right)^2} \right], 0 < h < d \quad (5)$$

Em que C_o é o efeito pepita, $C_o + C$ o patamar, a o alcance da dependência espacial, h as distâncias entre os pares de pontos amostrais e d a máxima distância para a qual o semivariograma é definido.

Diferente do modelo esférico, os modelos exponencial e gaussiano atingem o patamar apenas assintoticamente (VIEIRA, 2000). Para o ajuste dos modelos teóricos utilizou-se o método a sentimento, associado a validação cruzada, descrito em Vieira et al. (1983). Pela validação cruzada, cada valor medido $z(s_i)$ foi retirado do conjunto de dados e, posteriormente, estimado ($z^*(s_i)$) por krigagem, utilizando informações da dependência espacial expressa pelo semivariograma ajustado. Posteriormente, estimou-se a média (\bar{E}) e a variância (V) dos erros reduzidos de predição, dados respectivamente por:

$$\bar{E} = \frac{E[z^*(s_i) - z(s_i)]}{\sigma_k(s_i)} \quad (6)$$

$$V = \frac{E[z^*(s_i) - z(s_i)]^2}{\sigma_k^2(s_i)} \quad (7)$$

sendo $\sigma_k(s_i)$ e $\sigma_k^2(s_i)$, respectivamente o desvio padrão e a variância de cada estimativa ($z^*(s_i)$). O modelo selecionado foi o que apresentou estimativas de \bar{E} mais próximas de 0 e V próxima de 1.

Após a seleção do modelo teórico, calculou-se o grau de dependência espacial (GDE) de cada variável dado por (CAMBARDELLA et al., 1994):

$$GDE = \frac{C_o}{C_o + C} \quad (8)$$

sendo C_o o efeito pepita e $C_o + C$ o patamar.

As variáveis foram classificadas da seguinte forma: forte dependência espacial ($GDE < 25\%$); dependência espacial moderada ($25\% \leq GDE \leq 75\%$); dependência fraca ($GDE > 75\%$).

3.3 Interpolação dos Dados

Confirmada a dependência espacial, utilizou-se o método de interpolação de dados denominado krigagem, descrito em Vieira et al., 1983. Pelo método estimou-se valores dentro da área pela seguinte combinação linear:

$$z^*(s_0) = \sum_{i=1}^{n_v} \lambda_i z(s_i) \quad (9)$$

onde n_v é a quantidade de valores observados, $z(s_i)$, envolvidos na estimativa e λ_i são os pesos associados a cada valor $z(s_i)$, sendo cada peso obtido conforme a variabilidade espacial expressa no semivariograma.

Nos casos em que os semivariogramas indicaram efeito pepita puro, o método de interpolação utilizado para geração dos mapas foi o inverso do quadrado da distância (IQD), descrito em Mello et al. (2003). Por meio do IQD estimou-se valores das variáveis ao longo da área atribuindo pesos a cada um dos N^* vizinhos mais próximos ao ponto interpolado. Tais pesos foram obtidos conforme a distância entre o ponto de interesse e seu vizinho, segundo a estimativa:

$$Z_i^* = \frac{\sum_{i=1}^{N^*} \left(\frac{1}{d_i^2} z_i \right)}{\sum_{i=1}^{N^*} \left(\frac{1}{d_i^2} \right)} \quad (10)$$

em que z_i é o valor da variável no i -ésimo ponto vizinho ao ponto interpolado e d_i é a distância euclidiana entre o i -ésimo ponto vizinho e o ponto de interesse.

Para as variáveis transformadas, após às interpolações, realizou-se a transformada reversa para retornar à escala original dos dados utilizando o pacote *geoR* do software R (RIBEIRO JÚNIOR et al., 2020). Para as variáveis com dependência espacial e tendência significativa, após à krigagem, adicionou-se novamente a superfície de tendência utilizando os parâmetros da superfície ajustada, conforme descrito em Vieira et al. (2010). Com as estimativas ($z^*(s_0)$ e Z_i^*) construiu-se mapas, representando a distribuição espacial das variáveis.

Os mapas de interpolação foram comparados de forma a estabelecer uma relação entre o número de indivíduos de *P. chiquitensis* e as demais variáveis. As variáveis que apresentaram comportamento espacial semelhante a distribuição dos indivíduos de *P. chiquitensis* foram associadas ao padrão de distribuição da espécie.

3.4 Software R

Todas as análises estatísticas foram feitas no software R (R CORE TEAM, 2018). Realizou-se os testes de Kolmogorov-Smirnov com o pacote *nortest* (GROSS; LIGGES, 2015) e na análise fatorial utilizou-se o *psych* (REVELLE, 2020). Os coeficientes de assimetria foram

obtidos por meio do *moments* (KOMSTA; NOVOMESTKY, 2015) e as análises geoestatísticas pelo *geoR* (RIBEIRO JÚNIOR et al., 2020). Para o método do IQD utilizou-se os pacotes *geoR*, *sp* (PEBESMA; BIVAND, 2005), *gstat* (GRÄLER; PEBESMA; HEUVELINK, 2016) e *spatstat* (BADDELEY; TURNER, 2005) e nas gerações dos mapas de interpolação o *lattice* (DEEPAYAN, 2008), *pals* (WRIGHT, 2019) e *geoelectrics* (KLEEBBAUM, 2018).

4 RESULTADOS

O número médio de indivíduos de *P. chiquitensis* por *quadrat* de 3.6 não foi representativo do número de indivíduos na área, uma vez que o desvio padrão de 7.76 foi quase o dobro do valor médio (Tabela 1). Ainda, os 34 (máximo) indivíduos encontrados em um único ponto amostral ou mesmo a inexistência de indivíduos em outros (mínimo) descartaram a representatividade da média e foram indicadores importantes do agrupamento da espécie na área. A área está situada em altas altitudes variando de 1244 a 1295 m. A umidade do solo, obtida no período seco, é extremamente variável entre 4.86% e 34%, sendo os locais mais úmidos, e por vezes saturados no período chuvoso, concentrados nas maiores altitudes.

Pela análise química pode-se caracterizar o solo como muito ácido, atingindo pH máximo de 4.7, com alto teor de alumínio trocável ($1.53 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) e, conseqüentemente, alta acidez potencial ($5.78 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$). É um solo pobre em nutrientes como K, Ca e Mg, resultando em baixa soma de bases trocáveis ($0.3 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) e baixo percentual de saturação por bases (5.36%). O índice de saturação de alumínio (82.94%) reflete o quanto o teor de alumínio supera a soma de bases. O que também pode ser percebido pela grande diferença entre a soma de bases e a CTC efetiva ($1.83 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$).

Os elevados valores de coeficiente de variação para matéria orgânica, índice de saturação de bases e acidez potencial (Tabela 1) refletem grandes variações no solo entre os locais de amostragem. O mesmo ocorre para alguns nutrientes como K, P, Ca e Mg. Apesar destes nutrientes apresentarem variações entre os pontos amostrais, todos caracterizaram um solo com baixa fertilidade natural, tomando como referência os solos para cultivo de espécies agrícolas. No caso do K, com exceção de um único ponto amostral cujo valor é considerado médio (59.86 mg dm^{-3}), os demais apresentaram teores baixos ou muito baixos (menores que 35.40 mg dm^{-3}). O teor máximo de fósforo de 2.12 mg dm^{-3} reflete sua baixa disponibilidade em toda a área. Em 95% dos pontos amostrais os teores de matéria orgânica são considerados médios ($1.15 \text{ dag kg}^{-1} < \text{MO} < 2.84 \text{ dag kg}^{-1}$), sendo os demais com valores superiores a esses.

Pelos teores de argila e areia, o solo pode ser classificado como de textura média, com exceção de 17 pontos amostrais classificados como arenosos por apresentarem menores teores de argila.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das contagens de indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae), da altitude e das propriedades físico-químicas do solo de uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.

Variável (unidade)	\bar{x}	s	s^2	CV%	Min.	Máx.
Número de indivíduos (NI)	3.60	6.53	42.60	181.72	0	34
Altitude (Alt, m)	1274	15.71	246.69	1.23	1244	1295
Umidade (Umi, %)	18.45	6.77	45.84	36.7	4.86	34
pH em água	4.32	0.19	0.04	4.33	3.9	4.7
Potássio (K, mg dm ⁻³)	22.97	7.6	57.7	33.07	11.55	59.86
Fósforo (P, mg dm ⁻³)	0.68	0.29	0.09	42.92	0.19	2.12
Cálcio (Ca, cmol _c dm ⁻³)	0.12	0.04	0.002	33.16	0.1	0.26
Magnésio (Mg, cmol _c dm ⁻³)	0.12	0.04	0.001	30.74	0.1	0.26
Alumínio (Al, cmol _c dm ⁻³)	1.53	0.38	0.15	25.01	0.81	2.65
Acidez potencial (H+Al, cmol _c dm ⁻³)	5.78	2.09	4.39	36.24	3.17	12.42
Índice de saturação de alumínio (m, %)	82.94	5.07	25.72	6.11	64.8	91.73
Capacidade de troca catiônica efetiva (t, cmol _c dm ⁻³)	1.83	0.38	0.15	2.94	1.2	2.92
Soma de bases trocáveis (SB, cmol _c dm ⁻³)	0.3	0.07	0.005	24.16	0.22	0.54
Índice de saturação de bases (V, %)	5.36	1.89	3.56	35.16	2.14	12.02
Matéria orgânica (MO, dag kg ⁻¹)	1.82	0.72	0.52	39.59	0.62	5.34
Teor de Argila (Arg, dag kg ⁻¹)	16.75	3.75	14.05	22.37	9.0	26.0
Teor de Areia (Are, dag kg ⁻¹)	55.25	5.62	31.60	10.70	42.0	70.0

Fonte: A autora.

4.1 Análise fatorial exploratória

A análise fatorial (AF) determinou os fatores, que juntos com as variáveis individualizadas foram submetidos a geoestatística. Nas análises preliminares, as variáveis Umi, pH, K, P, Al, H+Al, m, t, V, Arg e Are apresentaram aderência a distribuição normal ($P > 0.01$; Tabela 2), enquanto que Alt, Ca, Mg, SB e MO tiveram a hipótese de normalidade rejeitada e foram excluídas da análise. Na sequência da análise fatorial, a hipótese de que a matriz de correlações é a identidade foi rejeitada e o KMO foi superior a 0.6 (superior a 0.6, *sensu* FÁVERO et al., 2009). O pH foi retirado da AF porque apresentou baixa comunalidade (0.24), indicando pequena parcela de sua variância explicada pelos fatores extraídos.

Refeita as análises com as variáveis Umi, K, P, Al, H+Al, t, m, V, Arg e Are, a hipótese de que a matriz de correlações entre essas variáveis é a identidade foi rejeitada ($P < 0.05$), indicando a existência de correlações significativas entre elas (Tabela 2). Ainda, o KMO = 0.62 mostrou fraca correlação parcial e forte correlação simples entre as variáveis. As comunalidades superiores a 0.5 (Tabela 3), as inferências relativas à normalidade, à matriz identidade e a estatística KMO mostraram adequação dos dados à análise fatorial.

Tabela 2 – Probabilidades associadas aos testes de Kolmogorov-Smirnov e esfericidade de Bartlett e estatística de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO).

Estatísticas	Variáveis (Probabilidades)	
Teste de Kolmogorov-Smirnov ¹	Alt ($P=0.0031$)	Umi ($P=0.5168$)
	pH ($P=0.0336$)	K ($P=0.0159$)
	P ($P=0.0166$)	Ca ($P=0.0000$)
	Mg ($P=0.0000$)	Al ($P=0.3000$)
	H+Al ($P=0.0574$)	m ($P=0.0440$)
	t ($P=0.0509$)	SB ($P=0.0000$)
	V ($P=0.0387$)	MO ($P=0.0076$)
	Arg ($P=0.2380$)	Are ($P=0.0259$)
Teste de Esfericidade de Bartlett ²	$P=0.0000$	
Kaiser-Meyer-Olkin ²	KMO = 0.62	

Fonte: A autora.

Alt: altitude; Umi: umidade; K: potássio; P: fósforo; Ca: cálcio; Mg: magnésio; Al: alumínio; H+Al: acidez potencial; m: índice de saturação de alumínio; t: capacidade de troca catiônica efetiva; SB: soma de bases; V: índice de saturação de bases; MO: matéria orgânica; Arg: teores de argila e Are: teores de areia. ¹Probabilidades maiores ou iguais a 0.01 indicaram aderência a distribuição normal. ²Probabilidade menor que 0.05 e KMO > 0.6 indicam adequação dos dados à análise fatorial.

Na análise foram extraídos três fatores que juntos explicaram 79% da variância dos dados originais. As variáveis alumínio (Al), acidez potencial (H+Al), capacidade de troca catiônica efetiva (t), índices de saturação de bases (V) e de alumínio (m) apresentaram maiores cargas fatoriais para o fator 1, indicando que este fator está mais associado a acidez do solo (Tabela 3). Neste contexto, Al, H+Al, t e m se correlacionaram de forma positiva com o fator (carga positiva), ou seja, quanto maiores os valores destas variáveis maiores os valores dos escores do fator 1, enquanto V se correlacionou de forma inversa (carga negativa).

O fator 2 esteve mais associado às propriedades físicas do solo, correlacionando-se de forma positiva à umidade (U_{mi}) e aos teores de argila (Arg) e de forma inversa com os teores de areia (Are). Cargas acima de 0.80 para potássio (K) e fósforo (P), relativas ao fator 3, indicaram a grande contribuição desses nutrientes para esse fator. As altas comunalidades de grande parte das variáveis (Tabela 3) indicaram forte relação entre elas e os fatores, com grande parte da variância explicada por eles.

Tabela 3 – Cargas fatoriais e comunalidades para cada variável.

Variáveis	Cargas fatoriais			Comunalidades
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	
Umidade	0.27	0.76	0.20	0.69
Potássio	0.00	0.08	0.90	0.82
Fósforo	0.12	-0.05	0.89	0.80
Alumínio	0.95	0.13	0.16	0.95
Acidez potencial	0.71	0.41	0.15	0.69
Índice de saturação de alumínio	0.81	0.25	-0.27	0.80
Capacidade de troca catiônica efetiva	0.90	0.12	0.25	0.90
Índice de saturação de bases	-0.78	-0.47	0.08	0.83
Argila	0.12	0.87	-0.08	0.78
Areia	-0.27	-0.75	0.04	0.64

Fonte: A autora.

Valores em negrito indicam altas cargas fatoriais.

4.2 Geoestatística

4.2.1 Análise Exploratória

Um diagnóstico inicial do número de indivíduos, altitude, propriedades físico-químicas do solo individuais e dos fatores 1 (FAT1), 2 (FAT2) e 3 (FAT3) extraídos da análise fatorial apontou comportamento mais próximo à simetria ($C_s \sim 0$) para Umi, pH, Arg e FAT2 (Tabela 4). As demais variáveis (NI, Alt, K, P, Ca, Mg, Al, H+Al, m, t, SB, V, MO, Are, FAT1 e FAT3) apresentaram comportamento assimétrico, sendo a maioria à direita ($C_s > 0$), com exceção de Alt e m, com assimetria à esquerda ($C_s < 0$). Também foi possível perceber que diferente da variável Alt, com assimetria menos acentuada, as demais (NI, K, P, Ca, Mg, Al, H+Al, m, t, SB, V, MO, Are, FAT1 e FAT3) apresentaram assimetria mais acentuada.

Tabela 4. Coeficientes de assimetria (C_s) do número de indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae), altitude e propriedades físico-químicas do solo de uma área de campo rupestre, no município de Tapira-MG.

	NI	Alt	Umi	pH	K	P	Ca
C_s	2.13	-0.33	0.19	0.06	1.94	1.87	1.83
	Mg	Al	H+Al	m	t	SB	V
C_s	2.34	0.77	1.40	-1.19	0.81	1.57	0.98
	MO	Arg	Are	FAT1 ¹	FAT2 ²	FAT3 ³	-
C_s	2.46	0.04	0.67	0.52	-0.13	2.36	-

Fonte: A autora.

NI: número de indivíduos; Alt: altitude; Umi: umidade; K: potássio; P: fósforo; Ca: cálcio; Mg: magnésio; Al: alumínio; H+Al: acidez potencial; m: índice de saturação de alumínio; t: capacidade de troca catiônica efetiva; SB: soma de bases; V: índice de saturação de bases; MO: matéria orgânica; Arg: teores de argila e Are: teores de areia. ¹Fator 1 associado às variáveis Al, H+Al, t, V e m. ²Fator 2 associado às variáveis Umi, Arg e Are. ³Fator 3 associado aos nutrientes P e K.

Comportamentos assimétricos e simétricos também puderam ser verificados pelos *boxplots* e histogramas. Nos *boxplots* das distribuições aproximadamente simétricas (Umi, pH, Arg e FAT2) percebe-se além da ausência de *outliers*, dispersão semelhante de valores acima e abaixo do segundo quartil (linha cheia em destaque) (APÊNDICE A; Figuras 1A-D). Para essas variáveis, os histogramas indicaram barras de frequências aproximadamente simétricas à direita e à esquerda (APÊNDICE B; Figuras 1A-C e 1E). Verificou-se ainda que as assimetrias das variáveis K, P, Al, m, t, V, MO, Are, FAT 1 e FAT3 se devem principalmente à presença de

poucos *outliers*, sendo estes retirados do conjunto de dados (APÊNDICE A; Figuras 2A-D e 2G-K). Retirou-se um *outlier* de K, P, Are, FAT1 e FAT3, dois *outliers* de Al, t e V e três *outliers* de m e MO. Além da presença de *outliers*, a variável SB apresentou dispersão de dados acima do segundo quartil, muito superior à dispersão abaixo desse quartil, comportamento característico de distribuição assimétrica à direita (APÊNDICE A; Figura 2F). Dessa forma, mesmo com a retirada de *outliers*, a variável permaneceu assimétrica. Assim, após a retirada dos dois *outliers* procedeu-se a transformação por $\ln[z(s_i)]$.

Os histogramas para K, P, Al, t, V, MO, Are, FAT1 e FAT3 reforçaram a assimetria à direita dessas variáveis, com as maiores frequências à esquerda (APÊNDICE B; Figuras 4A, C, E, G, I, K, M, O e 2E), enquanto os histogramas para as variáveis Alt e m apresentaram maiores frequências à direita (APÊNDICE B; Figuras 2A, C). A variável H+Al, com assimetria acentuada e ausência de *outliers* (APÊNDICE A; Figuras 3B) foi transformada por $\ln[z(s_i)]$.

Além da presença de grande quantidade de *outliers* para NI, Ca e Mg (APÊNDICE A; Figuras 4A, B, C), a assimetria acentuada destas variáveis foi devida a alta frequência de uma única classe de valores (APÊNDICE B; Figuras 3C, E, G) ocasionando a igualdade entre o primeiro (linha inferior do retângulo) e o segundo quartis. Além disso, foram encontrados trinta e oito *outliers* para NI, onze para Ca e treze para Mg. Dentre estes, verificou-se um *outlier* superior aos demais para NI e dois para Ca e Mg. A retirada de todos os *outliers* poderia resultar em grande perda de informação em relação ao comportamento das variáveis, sendo assim retirou-se apenas o *outlier* superior para NI e os dois superiores de Ca e Mg e, posteriormente, as variáveis foram transformadas para tentar reduzir a influência das assimetrias no cálculo das semivariâncias. O número de indivíduos (NI) foi transformado por $\ln[z(s_i) + 1]$ e as variáveis Ca e Mg por $\ln[z(s_i)]$. Nos *potsplots* de NI, Ca e Mg a igualdade entre o primeiro e o segundo quartis também foi verificada pela ocorrência de apenas dois símbolos (APÊNDICE B; Figuras 3C, E, G). Além disso, o agrupamento de um único símbolo para número de indivíduos de *P. chiquitensis* em local específico da área foi um indicativo de sua agregação.

Para estas variáveis (NI, Ca e Mg) verificou-se a existência de tendências. NI apresentou tendência nas direções da latitude e longitude, com os *scatterplots* indicando comportamento parabólico (APÊNDICE B; Figura 3C). Além disso, no *potsplot* verificou-se quartis superiores na diagonal da área e inferiores nos cantos direito e esquerdo, o que também é um indicativo de tendência parabólica. Assim, testou-se o ajuste do modelo polinomial quadrático nas duas direções, sendo o termo quadrático significativo apenas para latitude. Dessa forma, ajustou-se uma superfície polinomial com tendência linear para a longitude e quadrática para a latitude

($NI=0.78908-0.38193u-7.70743u^2+7.02324v$). O Ca e Mg apresentaram tendência significativa apenas em relação à latitude (APÊNDICE B; Figuras 3E e 3G) e ajustaram-se à modelos polinomiais quadráticos ($Ca=-218570+0.20832u+0.4994u^2$; $Mg=-2.20031+0.84153u+0.36406u^2$). As variáveis m, SB e Are também apresentaram tendências polinomiais significativas apenas em relação à latitude ajustando-se a modelos polinomiais quadráticos ($m=83.6982-8.6935u-12.8429u^2$; $SB=-1.24727+0.38546u+0.58091u^2$; $Are=52.2+7.3866u+17.1919u^2$).

As variáveis Alt, Umi e Arg apresentaram tendência em relação a longitude (APÊNDICE B, Figuras 1C, E e 2A) ajustando-se à modelos de regressão lineares simples ($Alt=-2695000 + 0.3456v$; $Umi=-0.00004743+0.06079v$; $Arg=-0.00002356+0.03019v$). Dentre estas, Alt foi a variável que apresentou tendência mais evidente percebida pelo agrupamento de quartis semelhantes e aumento na direção da longitude, ficando ainda mais notória no gráfico de dispersão, com comportamento crescente dos valores em relação à longitude. É preciso ressaltar que diferente da altitude, para algumas variáveis como Umi, Arg e Are a tendência não se mostrou tão evidente na análise dos *potsplots* e *scatterplots*, sendo percebida apenas após a construção dos semivariogramas e identificação de comportamento crescente das semivariâncias em todas as distâncias. As variáveis pH, K, P, Al, H+Al, t, V, MO, FAT1, FAT2 e FAT3, não apresentaram tendências significativas (APÊNDICE B, Figuras 1A, B, 3A e 4A, C, E, G, I, K, M, O).

Após retirada de *outliers*, transformação e retirada de tendência para Ca e Mg, percebeu-se nos histogramas dos resíduos redução na assimetria da variável original (APÊNDICE B; Figuras 3F, H), entretanto estas variáveis ainda permaneceram com assimetria acentuada. Diferente do Ca e Mg, as variáveis NI e SB apresentaram comportamento aproximadamente simétrico (APÊNDICE B; Figuras 3D, J). O mesmo ocorreu após a retirada dos *outliers* e da tendência de m e Are (APÊNDICE B; Figuras 2D, F), tendência de Umi, Alt e Arg (APÊNDICE B; Figuras 1D, F e 2B), *outliers* de K, P, Al, t, V, MO, FAT1 e FAT3 (APÊNDICE B; Figuras 4B, D, F, H, J, L, N, P) e após transformação para H+Al (APÊNDICE B; Figurs 3B).

4.2.2 Semivariogramas

As semivariâncias para as variáveis NI, Alt, Umi, Ca, Mg, m, SB, Arg e Are foram calculadas com os resíduos do ajuste das superfícies de tendência, enquanto para as demais (pH,

K, P, Al, H+Al, t, V, MO, FAT1, FAT2 e FAT3) utilizou-se os dados originais. As variáveis pH, K, P, Ca, Mg, Al, H+Al, m, t, SB e Are apresentaram semivariogramas característicos de efeito pepita puro, com as semivariâncias dispersando em torno do patamar (APÊNDICE C; Figuras 1A-K). Tal comportamento sugere ausência de dependência espacial e, nestes casos, as unidades amostrais foram consideradas independentes entre si para qualquer distância. As variáveis NI, Alt, Umi, V, MO, Arg e FAT1, FAT2 e FAT 3 (Figuras 5A-I) apresentaram semivariogramas com patamares claros e bem definidos e efeito pepita ($C_0 > 0$), sendo seus patamares dados por C_0+C (Tabela 6).

Os semivariogramas do número de indivíduos (NI), teores de argila (Arg) e dos fatores 1 (FAT1), 2 (FAT2) e 3 (FAT3) se ajustaram melhor ao modelo gaussiano, com a média do erro reduzido mais próxima a zero e variância próxima a 1 (Tabela 5). É possível perceber um comportamento parabólico na origem, característico desse modelo (Figuras 3A, 1D e 3G-I). Destas, apenas a dependência de NI foi classificada como forte, com grau de dependência espacial (GDE) de 24.73%, situação na qual o valor do efeito pepita (0.23) foi bem inferior ao patamar (0.93) (Tabela 6). Tal comportamento representou variáveis com unidades amostrais altamente correlacionadas nas menores distâncias. As demais apresentaram grau de dependência moderado, GDE = 54.82% para Arg, 56.47% para FAT1, 43.12% para FAT2 e 56.67% FAT3 (Tabela 6). O alcance estimado de $a = 50.89$ m para NI representou o raio médio da área de agregação dos indivíduos. Para as variáveis relacionadas as propriedades físico-químicas do solo, o alcance pode ser entendido como o raio da área na qual o solo é homogêneo para determinada característica. As variáveis Arg, FAT1, FAT2 e FAT3 tiveram alcances (a) de 51.53 m, 62.55 m, 57.58 m e 51.02 m, respectivamente (Tabela 6).

Os semivariogramas da altitude (Alt), umidade (Umi) e saturação de bases (V) se ajustaram melhor ao modelo exponencial (Tabela 5), sendo Alt e V com forte dependência espacial; GDE = 24.13% para Alt e de 20.07% para V. A variável Umi apresentou dependência moderada, GDE = 35.49% (Tabela 6). Os alcances estimados para essas variáveis (a) foram 62.28 m, 53.89 m e 53.68 m, respectivamente. A matéria orgânica (MO) foi a única variável que se ajustou melhor ao modelo esférico (Tabela 5) com comportamento linear das semivariâncias nas menores distâncias (Figura 3F) e apresentou dependência moderada com GDE = 50% e alcance $a = 77.95$ m.

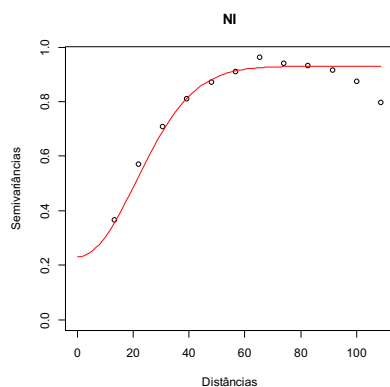
Tabela 5 – Médias (\bar{E}) e variâncias (V) dos erros reduzidos para os ajustes dos modelos Esférico (Equação 3), Exponencial (Equação 4) e Gaussiano (Equação 5).

	Número de indivíduos			Altitude		
	Esférico	Exponencial	Gaussiano*	Esférico	Exponencial*	Gaussiano
\bar{E}	0.00018	0.00052	0.00003	0.00124	-0.00083	0.00357
V	1.08007	0.93169	1.12114	1.01939	0.89687	1.04873
	Umidade			Saturação de Bases		
	Esférico	Exponencial*	Gaussiano	Esférico	Exponencial*	Gaussiano
\bar{E}	-0.01090	-0.00899	-0.00906	0.01468	0.01340	0.01695
V	0.86003	0.82694	0.78545	1.18651	1.26588	1.24739
	Matéria Orgânica			Argila		
	Esférico*	Exponencial	Gaussiano	Esférico	Exponencial	Gaussiano*
\bar{E}	-0.00004	-0.00039	0.00064	-0.01304	-0.01400	-0.01278
V	1.25254	1.30237	1.25918	0.93349	0.93895	0.92697
	Fator 1			Fator 2		
	Esférico	Exponencial	Gaussiano*	Esférico	Exponencial	Gaussiano*
\bar{E}	-0.01772	-0.01881	-0.01203	-0.01345	-0.01467	-0.01317
V	1.04139	1.01578	0.99914	1.01633	1.04430	0.98219
	Fator 3					
	Esférico	Exponencial	Gaussiano*			
\bar{E}	-0.00255	-0.00238	-0.00195			
V	1.30895	1.24654	1.21184			

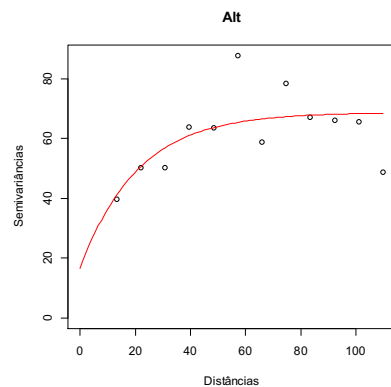
Fonte: A autora.

* Modelo selecionado.

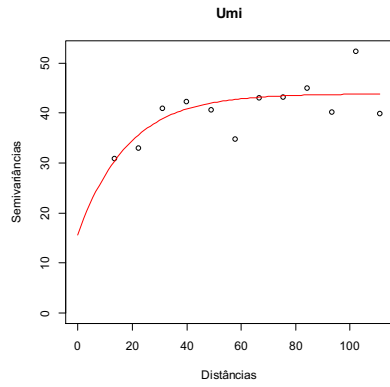
Figura 5 - Semivariogramas experimentais e teóricos do número de indivíduos (NI) de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae), altitude (Alt), umidade (Umi), saturação de bases (V), teores de matéria orgânica (MO) e argila (Arg) do solo de uma área de campo rupestre, no município de Tapira-MG e dos fatores 1 (FAT1), 2 (FAT2) e 3 (FAT3).



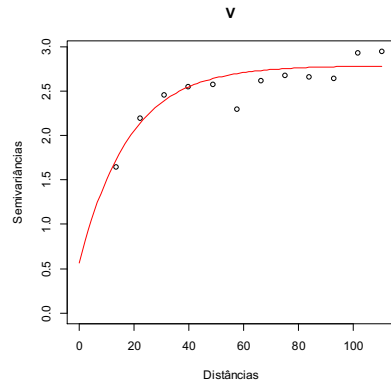
(A)



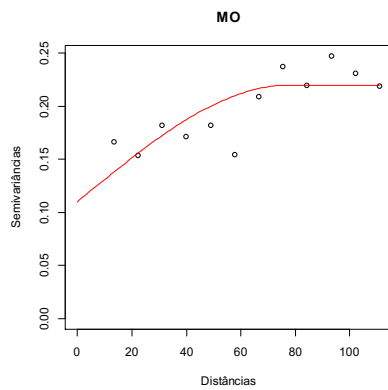
(B)



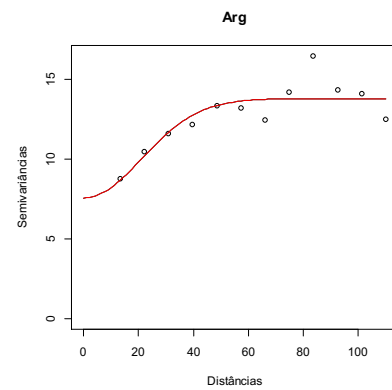
(C)



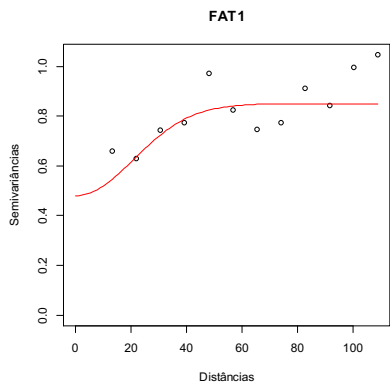
(D)



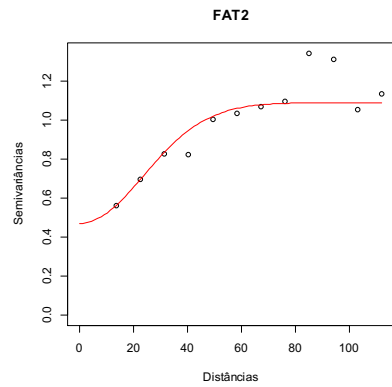
(E)



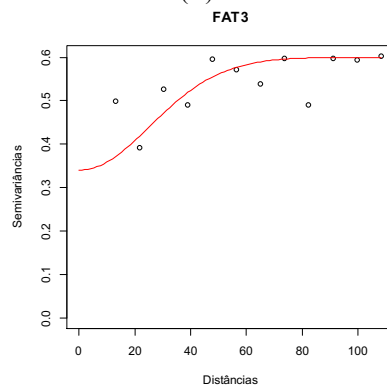
(F)



(G)



(H)



(I)

Fonte: A autora.

FAT1: Fator 1 associado às variáveis Al, H+Al, t, V e m; FAT2: Fator 2 associado às variáveis Umi, Arg e Are
 FAT3: Fator 3 associado aos nutrientes P e K.

Tabela 6 – Parâmetros (C_0 , $C_0 + C$ e a) dos modelos teóricos de semivariogramas e grau de dependência espacial (GDE) das contagens de indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae), da altitude e de características físico-químicas do solo, de uma área de campo rupestre, no município de Tapira-MG.

Variável	Modelo	C_0	$C_0 + C$	a	GDE (%)	
NI	Gaussiano	0.23	0.93	50.89	24.73	Forte
Alt	Exponencial	16.6	68.78	62.28	24.13	Forte
Umi	Exponencial	15.57	43.87	53.89	35.49	Moderado
V	Exponencial	0.56	2.79	53.68	20.07	Forte
MO	Esférico	0.11	0.22	77.95	50.00	Moderado
Arg	Gaussiano	7.57	13.81	51.53	54.82	Moderado
FAT 1	Gaussiano	0.48	0.85	62.55	56.47	Moderado
FAT 2	Gaussiano	0.47	1.09	57.58	43.12	Moderado
FAT 3	Gaussiano	0.34	0.60	51.02	56.67	Moderado
pH, K, P, Ca, Mg, Al, H+Al, m, t, SB, Are	EPP	-	-	-	-	-

Fonte: Autora.

C_0 : efeito pepita; $C_0 + C$: patamar; a : alcance prático; EPP: efeito pepita puro. NI: número de indivíduos; Alt: altitude; Umi: umidade; V: índice de saturação de bases; MO: matéria orgânica; Arg: teores de argila; K: potássio; P: fósforo; Ca: cálcio; Mg: magnésio; Al: alumínio; H+Al: acidez potencial; m: índice de saturação de alumínio; t: capacidade de troca catiônica efetiva; SB: soma de bases; Are: teores de areia; FAT1: Fator 1 associado às variáveis Al, H+Al, t, V e m; FAT2: Fator 2 associado às variáveis Umi, Arg e Are e FAT3: Fator 3 associado aos nutrientes P e K.

4.3 Mapas de Interpolação

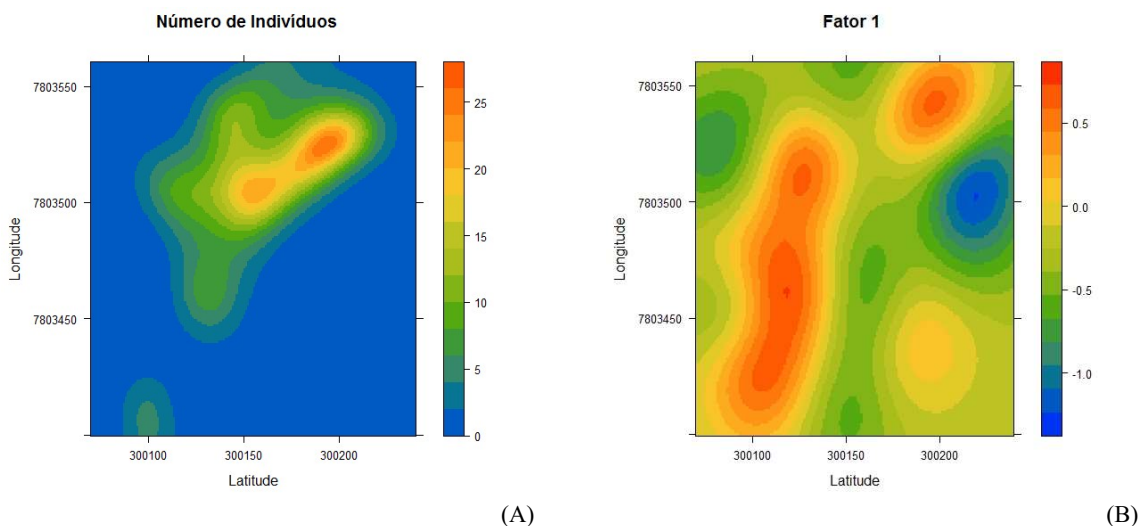
Por não apresentarem dependência espacial, as variáveis pH, K, P, Ca, Mg, Al, H+Al, m, t, SB e Are foram interpoladas pelo inverso do quadrado da distância. As demais variáveis (NI, Alt, Umi, Arg, V, MO, FAT1, FAT2 e FAT3) foram interpoladas por krigagem. Os mapas de interpolação mostraram que a ocorrência dos indivíduos da espécie na área (Figura 6A) coincidem com os maiores escores do fator 2 (Figura 6C), associado aos maiores teores de umidade e argila e menores teores de areia. As maiores quantidades de indivíduos ($16 \leq NI \leq 28$) ocorreram entre as altitudes de 1272.5 e 1287.5 m (Figura 7B), com teores de umidade entre 17 e 23% (Figura 7C), teores de argila entre 18 e 22 dag kg⁻¹ (Figura 7D) e teores de areia entre 48 e 53 dag kg⁻¹ (Figura 7E). A ocorrência de 2 a 16 indivíduos situaram-se em locais englobando todas as altitudes encontradas na área, com teores de umidade superiores a 14% e

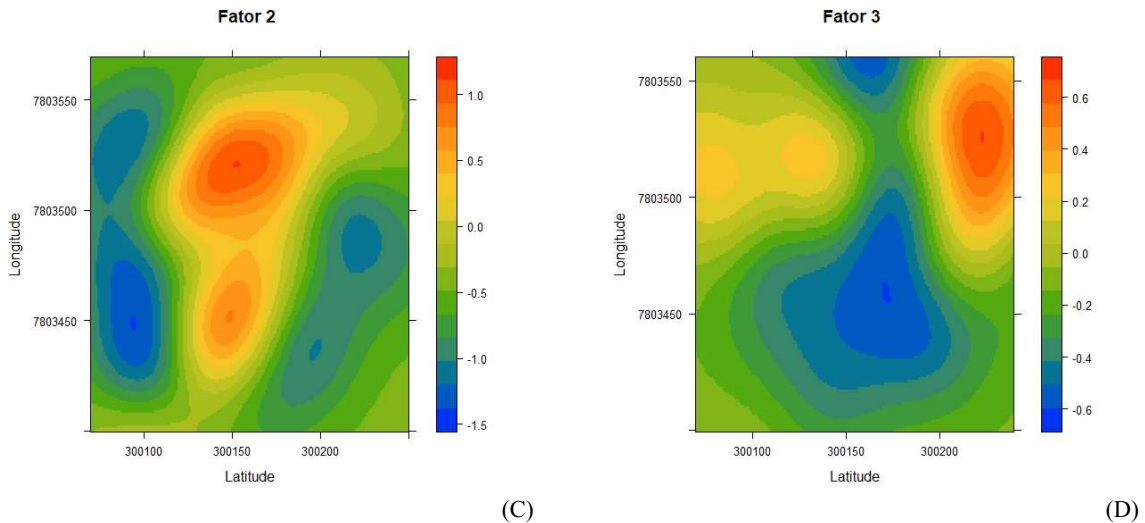
teores de argila superiores a 15 dag kg^{-1} . Os locais nos quais não ocorreram indivíduos coincidiram com as menores umidades (abaixo de 14%) e menores teores de argila (abaixo de 15 dag kg^{-1}).

Verificou-se grande ocorrência de indivíduos em locais com os maiores escores para o fator 1 (Figura 6B), associado a maiores teores de alumínio (Al), acidez potencial (H+Al), capacidade de troca catiônica efetiva (t), maiores índices de saturação de alumínio (m) e menores de saturação de bases (V). É preciso ressaltar que grande parte da CTC efetiva está ocupada por maiores quantidades de Al e baixos teores de cálcio (Figura 8B), magnésio (Figura 8C) e potássio (Figura 8D), teores esses denominados de soma das bases (Figura 8E), que se mostraram sem qualquer relação com a distribuição dos indivíduos. O solo é muito ácido em toda a área (pH; Figura 9C), não apresentando relação com a ocorrência da espécie.

O fator 3 (FAT3; Figura 6D) não mostrou relação com a ocorrência de indivíduos. Embora os teores de potássio e fósforo (Figuras 8D, F) tenham apresentado diferenças entre locais, esses são baixos em toda a área e parecem não influenciar a ocorrência da espécie. Os teores de matéria orgânica (Figura 8H), também não parecem estarem relacionados à distribuição da espécie.

Figura 6 – Mapas de interpolação para o número de indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae) e para os fatores 1, 2 e 3, associados a características físico-químicas do solo de uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.

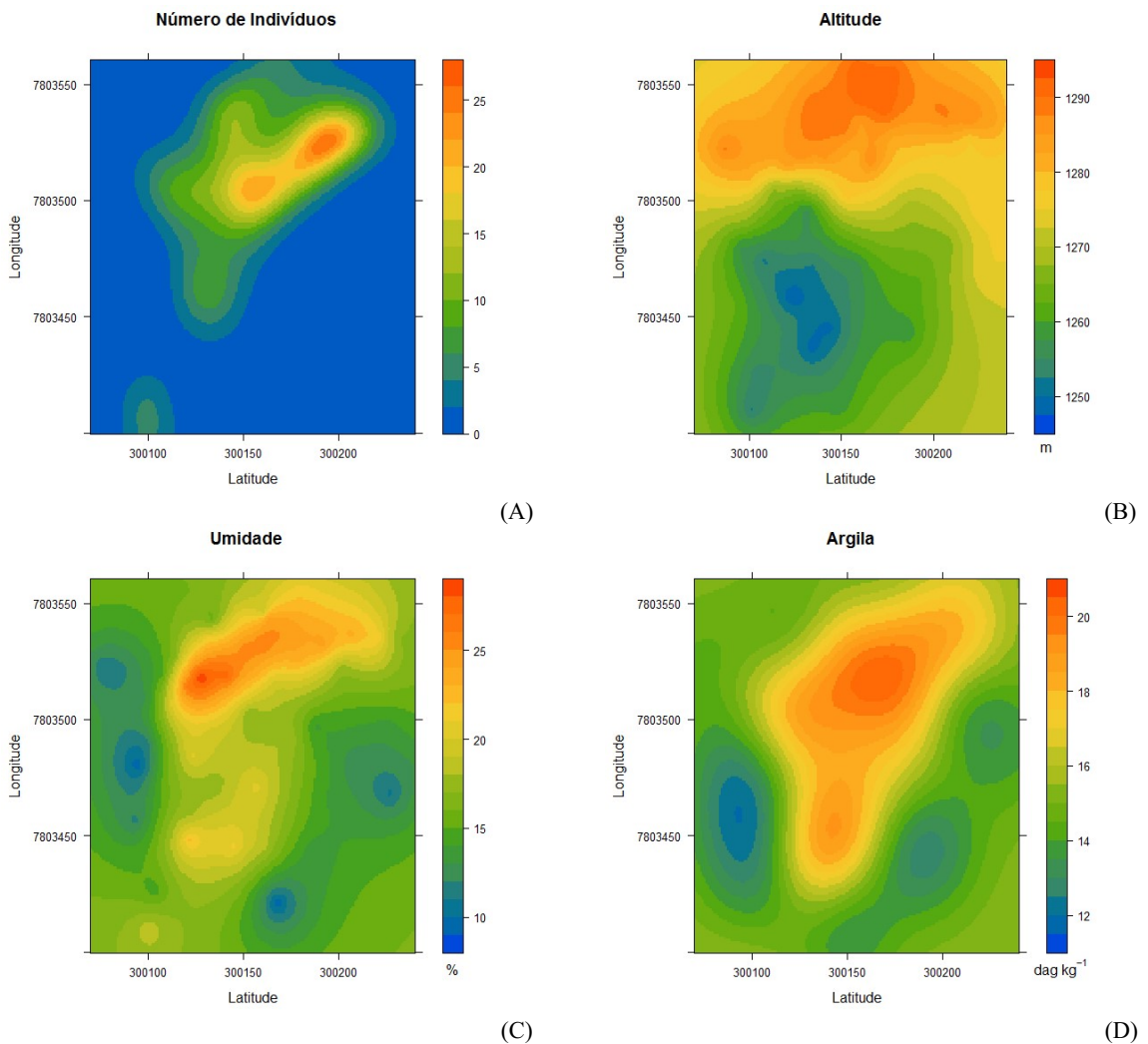


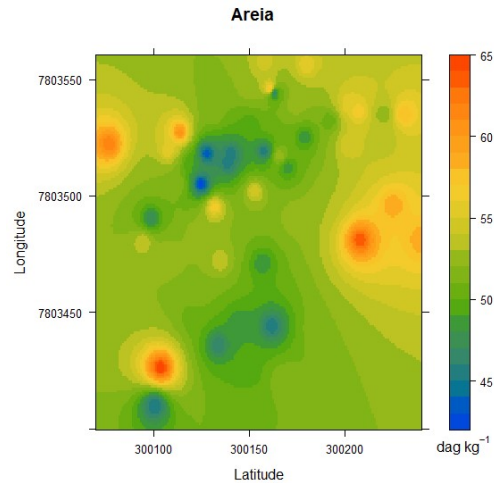


Fonte: A autora.

¹Fator 1 associado às variáveis Al, H + Al, t, V e m. ²Fator 2 associado às variáveis Umi, Arg e Are. ³Fator 3 associado aos nutrientes P e K.

Figura 7 – Mapas de interpolação para o número de indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae), altitude, umidade, teores de argila e areia do solo de uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.

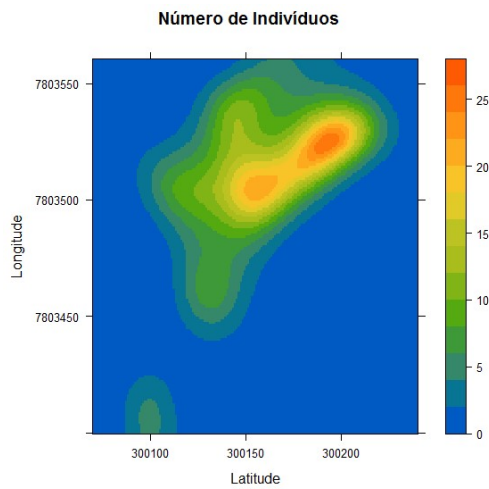




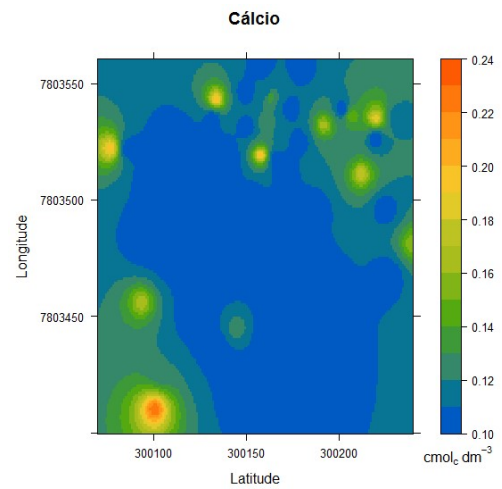
(E)

Fonte: A autora.

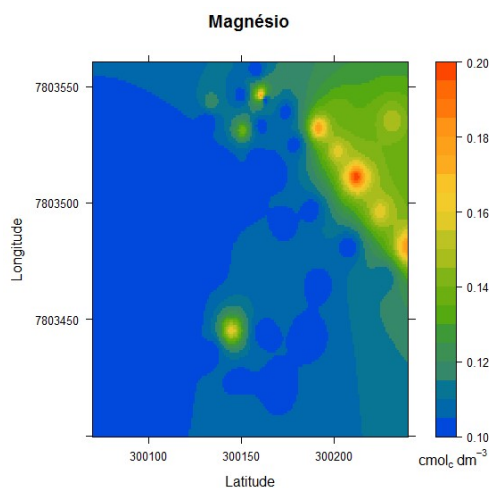
Figura 8 – Mapas de interpolação para o número de indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae), teores de cálcio, magnésio, potássio, fósforo, matéria orgânica, soma de bases do solo e índice de saturação de bases de uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.



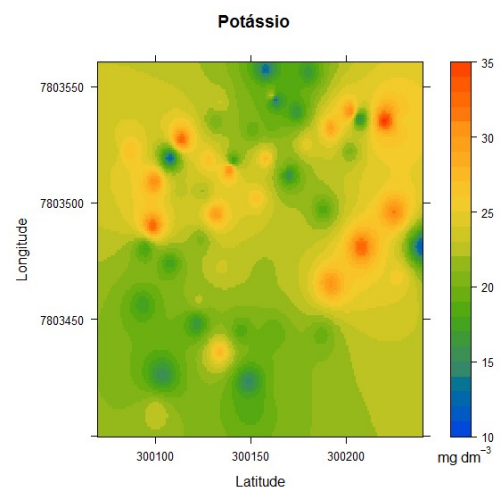
(A)



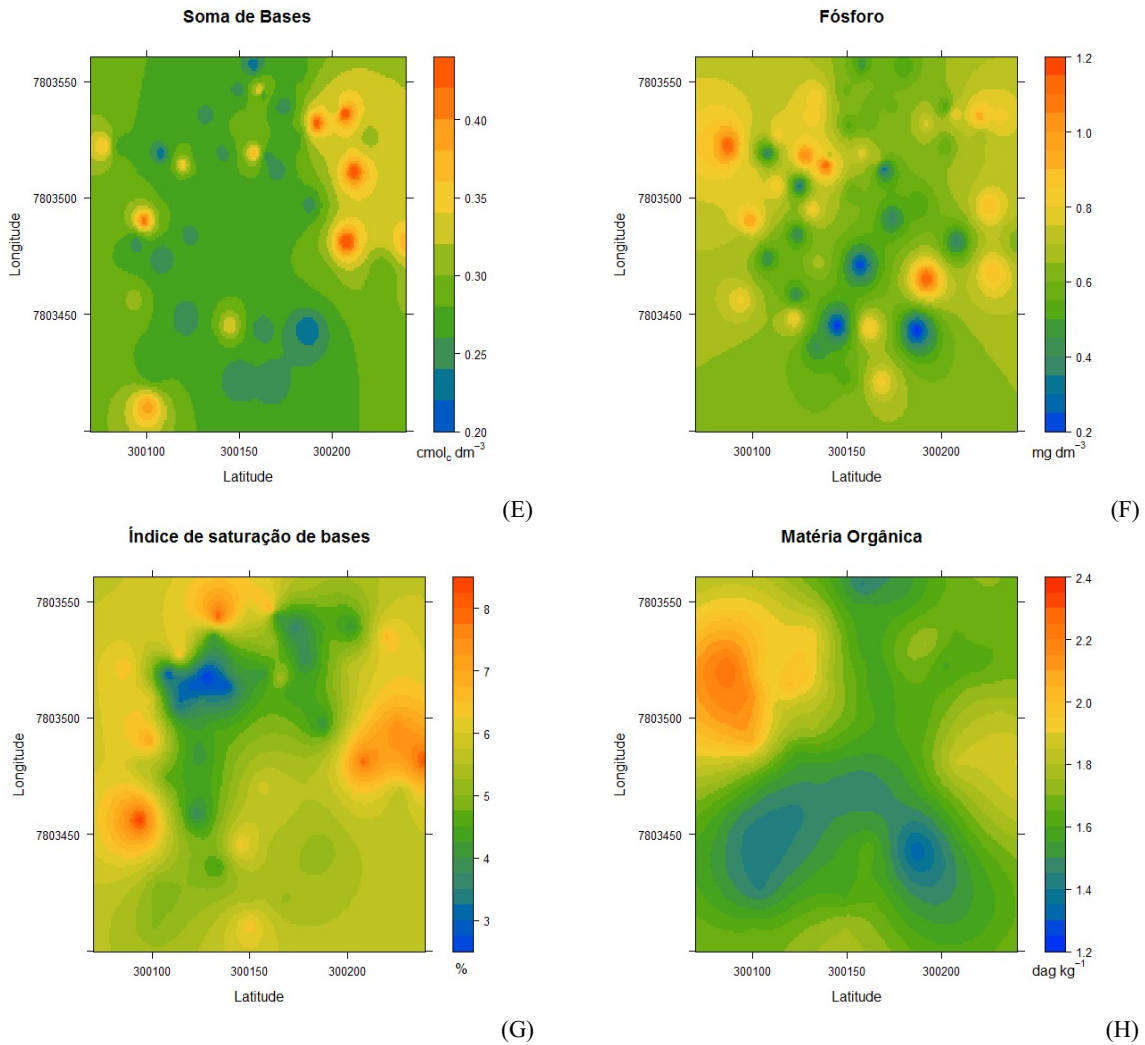
(B)



(C)

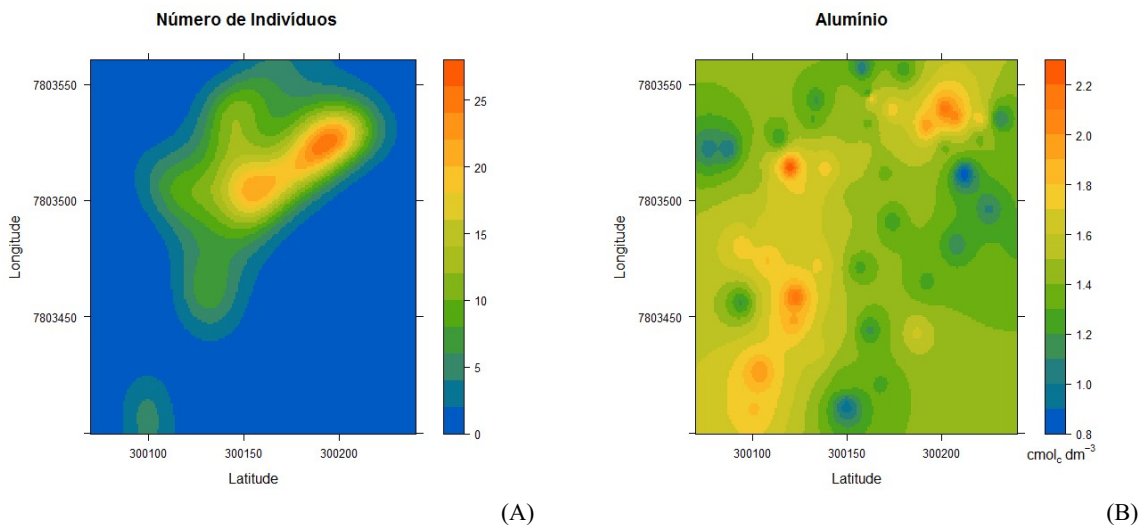


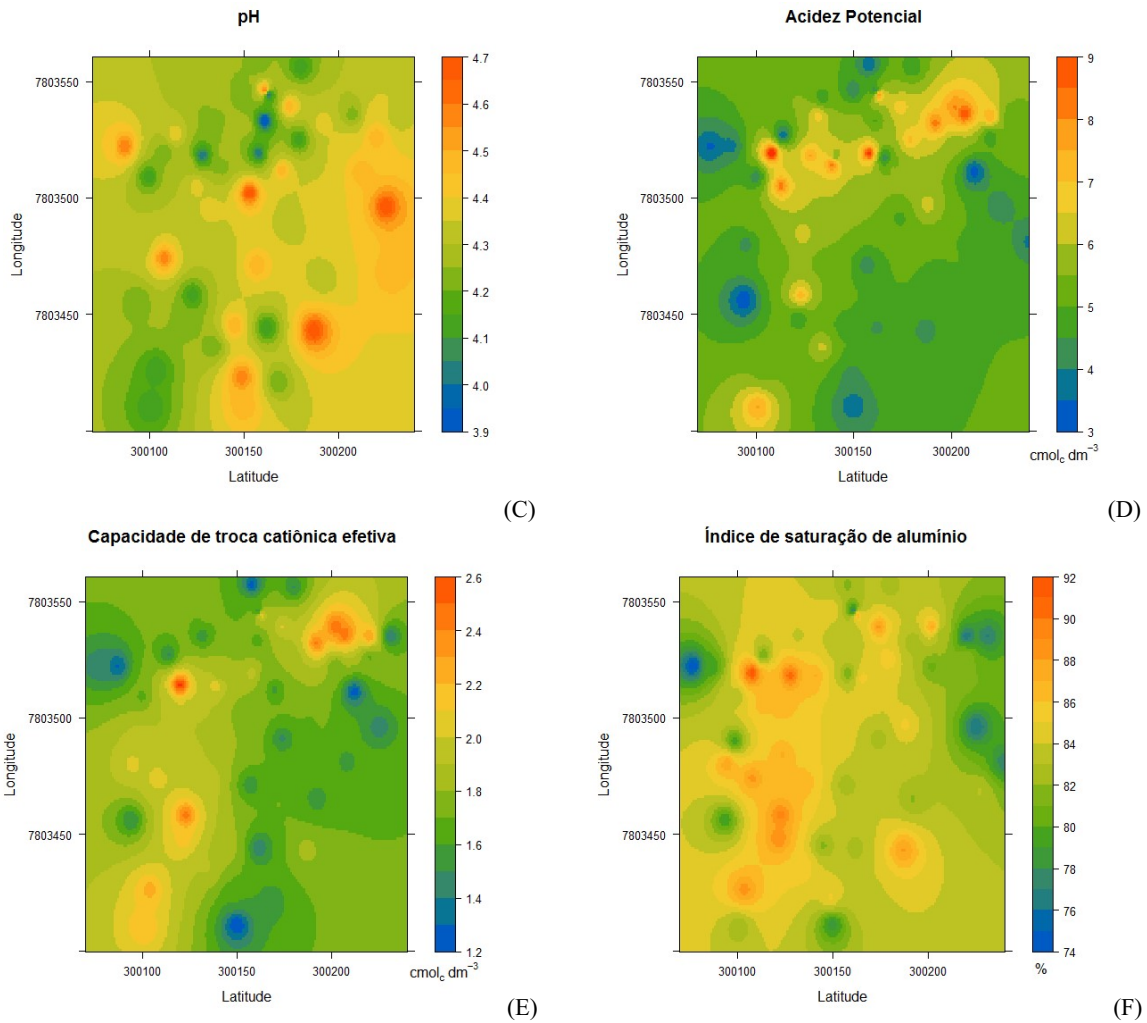
(D)



Fonte: A autora.

Figura 9 – Mapas de interpolação para o número de indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae), teores de alumínio, pH, acidez potencial, capacidade de troca catiônica efetiva e índices de saturação de alumínio do solo de uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.





Fonte: A autora.

5 DISCUSSÃO

Os indivíduos da espécie *P. chiquitensis* encontram-se agrupados em uma área com características marcantes de campo rupestre, altitudes superiores a 1240 m, relevo montanhoso e afloramento de rochas. Na área predominam espécies herbáceo-arbustivas, típicas dos campos rupestres, assim como outras espécies do gênero *Paepalanthus*. Uma análise geral indicou o solo como ácido, pobre em nutrientes como K, P, Ca e Mg e com alta saturação de alumínio. Essas características dos campos rupestres também foram apontadas por outros autores (RIBEIRO; WALTER, 1998; BENITES et al., 2007; SILVEIRA et al., 2016).

Grande parte das características físico-químicas do solo (U_m, K, P, Ca, Mg, H+Al, V e MO) da área não está distribuída de forma homogênea e os altos coeficientes de variação (acima de 30%) sugerem essa heterogeneidade. A alta variabilidade é comum na análise de atributos dos solos naturais do Cerrado e pode ser devido à diversidade de fatores envolvidos

no processo natural de formação do mesmo (ALOVISI et al., 2020). Os baixos teores de nutrientes são decorrentes dos baixos teores presentes no material original e das perdas de nutrientes por lixiviação (BENITES et al., 2007). Além disso, altos teores de alumínio ocorrem devido ao fato de grande parte dos minerais primários e secundários formados durante o intemperismo serem aluminosilicatos (HARIDASAN, 2006).

Os teores de matéria orgânica no solo de campo rupestre da área ($1.15 \text{ dag kg}^{-1} < \text{MO} < 2.84 \text{ dag kg}^{-1}$) foram encontrados em solos de outras fitofisionomias de Cerrado. Em uma análise envolvendo 518 amostras de Campo Limpo, Campo Cerrado, Cerrado, Cerradão e Mata foram encontrados teores de MO entre 1 e 3 dag kg^{-1} , correspondendo a 60.4% das amostras (LOPES, 1977 apud LOPES; GUIMARÃES GUILHERME, 2016). Quantidades idênticas entre 1 e 3 dag kg^{-1} foram encontradas em Savana Densa, Savana Arbórea, Savana Parque e Floresta Aberta (TOGNON; DEMATTÊ; DEMATTÊ, 1998).

Esses teores são considerados médios e representam a principal fração do solo responsável pela troca catiônica nestes solos (LOPES; GUIMARÃES GUILHERME, 2016). Entretanto, não apresentaram relação com a distribuição dos indivíduos de *P. chiquitensis*. Diferente dos teores de MO, os de P foram baixos em toda a área (menores que 2.12 mg dm^{-3}) e correlacionados positivamente com os teores de K. Com exceção de um único ponto amostral, os teores de K também foram baixos (abaixo de 35.40 mg dm^{-3}) e assim como o P não apresentaram relação com a distribuição da espécie. Essa relação também não foi percebida com os teores de Ca e Mg e, conseqüentemente, com a soma de bases. Espécies adaptadas às condições naturais do Cerrado desenvolvem-se mesmo sob baixa fertilidade e, dessa forma, sua distribuição não possui como fator principal a fertilidade do solo (HARIDASAN, 2008). Estas plantas possuem várias características adaptativas que permitem sua sobrevivência sob as condições específicas deste habitat (DEMÉTRIO; COELHO, 2018). Mecanismos existentes em espécies nativas do Cerrado relacionados a alta eficiência na aquisição e uso de P não foram encontrados em nenhuma espécie cultivada (LAMBERS et al., 2020).

A associação entre maiores valores de capacidade de troca catiônica efetiva (t), maiores teores de alumínio trocável (Al), acidez potencial (H+Al), porcentagens de saturação de alumínio (m) e menores porcentagens de saturação de bases (V) representou bem a alta acidez do solo. Esta associação reforçou o fato de maior parte da CTC efetiva estar ocupada por íons de alumínio (Al). A ocorrência de indivíduos de *P. chiquitensis* em locais com os maiores escores para este fator mostrou que a espécie não é sensível a toxicidade de Al. Diferente das plantas cultivadas, espécies nativas utilizam estratégias de exclusão ou absorção de Al sem

nenhum efeito prejudicial ao seu desenvolvimento (HARIDASAN, 1982). Muitas destas espécies absorvem grandes quantidades deste elemento, transportam para folhas e acumulam em diferentes tecidos incluindo folhas e sementes (HARIDASAN, 2008). O pH do solo, baixo em toda a área, não mostrou relação com a ocorrência da espécie, porém reforçou a adaptação da espécie as condições de alta acidez. Espécies da família Eriocaulaceae são adaptadas a solos ácidos (GIULIETTI; PIRANI, 1988).

Ao associar maiores teores de argila (Arg) e umidade (Umi) e menores teores de areia (Are), a análise fatorial possibilitou melhor compreensão das características físicas do solo, especialmente do papel da umidade na distribuição da espécie. A umidade é o fator de ocorrência e de agregação de *P. chiquitensis* e sua relação com a argila é decorrente da porosidade. Teores mais altos de argila aumentam a microporosidade do solo possibilitando maior retenção de água, podendo ser utilizada pelas plantas em seus processos metabólicos, além de regular a dinâmica dos nutrientes no solo e sua absorção pelas plantas (MARIMON JUNIOR; HARIDASAN, 2005; ASSIS et al., 2011). Dessa forma, a textura do solo mostrou grande relação com a ocorrência da espécie, com o estabelecimento de indivíduos em locais de textura média (teores de argila superiores a 15%) e ausência de indivíduos nos locais com textura arenosa.

Nos campos rupestres é comum o agrupamento de indivíduos de uma espécie associado, dentre outros fatores, a umidade disponível no solo (RIBEIRO; WALTER, 1998). Em um estudo que correlacionou diferentes fisionomias do Cerrado à atributos do solo concluiu-se que a disponibilidade de água era o principal fator associado ao gradiente fisionômico da vegetação (ASSIS et al., 2011). A família Eriocaulaceae é adaptada a solos úmidos e vários registros da ocorrência da espécie em países da América do Sul associada a cursos d'água confirmam essa preferência (GIULIETTI; PIRANI, 1988; TROPICOS.ORG, 2020).

É notória a prevalência de indivíduos nas maiores altitudes (1272.5 m). Verificou-se que nos locais mais elevados estão os maiores percentuais de umidade e teores de argila, o que favoreceu a grande ocorrência de indivíduos. Espécies da família Eriocaulaceae são comuns em altitudes mais elevadas (MOTA et al., 2016).

As ferramentas geoestatística possibilitaram identificar e mapear a distribuição espacial dos indivíduos de *P. chiquitensis*. Com o ajuste de semivariogramas foi possível mensurar o grau de dependência espacial para a contagem de indivíduos, além de estimar o raio médio de agregação da espécie (50.89 m). A interpolação por krigagem permitiu a visualização

de sua distribuição restrita à locais específicos, além de possibilitar a identificação de fatores possivelmente relacionados a seu padrão agregado.

Embora a geoestatística seja útil na análise da distribuição espacial de plantas é de extrema importância que o pesquisador realize uma análise exploratória detalhada, buscando estimativas confiáveis de semivariâncias, melhores ajustes de semivariogramas teóricos e, conseqüentemente interpolações de boa qualidade. A análise exploratória dos fatores e das variáveis individuais foi de extrema importância para a qualidade das estimativas de semivariâncias e conseqüentemente das estimativas de krigagem.

Grande parte das variáveis apresentaram assimetria, principalmente devido à presença de *outliers*. Embora a geoestatística não exija normalidade dos dados, assimetrias acentuadas e *outliers* podem prejudicar a estrutura do semivariograma e as estimativas de krigagem, sendo a transformação de dados uma alternativa para minimizar a diferença entre valores extremos (MCGRATH; ZHANG; CARTON, 2004). A retirada de *outliers*, assim como a transformação logarítmica reduziram a influência destes comportamentos nas estimativas das semivariâncias.

Grande parte das variáveis também apresentaram tendência significativa, indicando a necessidade de sua remoção. Quando a tendência está presente, os semivariogramas não apresentam estabilidade no patamar e este comportamento indica que o valor médio de $Z(s_i)$ e a variância do incremento $Z(s_i) - Z(s_i + h)$ dependem de s_i , violando a pressuposição de estacionariedade intrínseca exigida pela geoestatística (VIEIRA et al., 2010). Ao ajustar uma superfície de tendência aos dados, os resíduos do ajuste geralmente apresentam estacionariedade mostrando melhor estruturação com patamar definido (GRINGARTEN; DEUTSCH, 2001). Esse comportamento condiz com os resultados observados neste trabalho cujas variáveis, após a retirada de tendência, apresentaram patamares bem definidos ou efeito pepita puro (ausência de dependência espacial).

O método de ajuste “a sentimento” dos semivariogramas teóricos resultou em ajustes de boa qualidade, o que pôde ser comprovado por médias do erro reduzido próximas a zero e variâncias próximas a um. O ajuste do semivariograma teórico deve descrever as principais características do semivariograma experimental, ignorando as flutuações ponto a ponto (OLIVER; WEBSTER, 2014). O método manual resulta em bons parâmetros devido à liberdade de escolha, por parte do pesquisador, do melhor ajuste em regiões distintas do semivariograma experimental (VIEIRA; CARVALHO; PAZ GONZALEZ, 2010). Boas estimativas desses parâmetros são de extrema importância para a construção dos mapas de interpolação por krigagem (FORTIN; DALE; HOEF, 2016).

As interpolações por krigagem forneceram mapas representativos da distribuição espacial dos indivíduos de *P. chiquitensis*, bem como de possíveis fatores do solo relacionados a seu comportamento agregado. Em média, o estimador de krigagem não superestima nem subestima valores (sem tendência), além de possuir mínima incerteza na estimativa (variância mínima) (OLIVER; WEBSTER, 2014).

Devido à grande quantidade de variáveis relacionadas as características do solo, a análise fatorial (AF), anterior a geoestatística, possibilitou melhor compreensão das relações existentes entre elas. Além disso, a associação dos métodos geoestatísticos com a AF facilitou a identificação de locais da área com características mais favoráveis ao estabelecimento dos indivíduos. Na ecologia de plantas, muitas vezes as análises envolvem várias espécies ou um conjunto de variáveis ambientais, sendo necessário lidar com dados multivariados (KENT et al., 2006). A AF reduz a complexidade da análise, facilitando a interpretação dos dados (FÁVERO et al., 2009).

Os métodos geoestatísticos e sua associação com a análise fatorial permitiram a identificação da umidade como o principal fator edáfico associado a distribuição da espécie na área de campo rupestre. Grande parte das Eriocaulaceae possuem características específicas de plantas que vivem em ambiente úmidos (CASTRO; MENEZES, 1990; CASTRO; MENEZES, 1995; SCATENA; GIULIETTI; CARDOSO, 1999). Esta espécie possui estômatos apenas na epiderme abaxial, característica comum em plantas de regiões úmidas e que parece estar relacionada a proximidade filogenética da espécie com plantas aquáticas (CASTRO; MENEZES, 1990). Embora nos campos rupestres seja comum o agrupamento de espécies relacionado a disponibilidade de água, *P. chiquitensis* parece ser mais exigente em relação a umidade do solo, com o estabelecimento dificultado em locais mais secos, como os de textura arenosa. Além dessa exigência, a espécie parece tolerar solos saturados. *P. chiquitensis* possui células mais altas que as demais nas regiões intercostais da superfície abaxial, delimitando as câmaras subestomáticas e esta característica parece conferir proteção contra o colapso das câmaras no caso de estresse hídrico (CASTRO; MENEZES, 1990).

6 CONCLUSÃO

Os indivíduos de *P. chiquitensis* se agregam em solos mais úmidos, por vezes saturados, com o estabelecimento dificultado em solos de textura arenosa. Além disso, verificou-se uma possível tolerância da espécie ao alumínio.

Os métodos geoestatísticos permitiram estabelecer a relação entre a distribuição espacial de *Paepalanthus chiquitensis* e os principais fatores edáficos que a condicionam se estabelecer de forma agregada nas áreas de ocorrência.

Essas informações serão úteis para programas de manejo, não somente da espécie, mas outras representantes da família Eriocaulaceae, impactadas por coletas de partes vegetativas e reprodutivas e pela degradação dos locais restritos de sua ocorrência.

REFERÊNCIAS

- ALVES, R. J. V.; KOLBEK, J. Plant species endemism in savana vegetation on table mountains (Campo Rupestre) in Brazil. **Vegetatio**, [S. l.], v. 113, p. 125-139, 1994. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF00044230>.
- ALOVISI, A. M. T.; CASSOL, C. J.; NASCIMENTO, J. S.; SOARES, N. B.; SILVA JUNIOR, I. R.; SILVA, R. S.; SILVA, J. A. M. Soil factors affecting phosphorus adsorption in soils of the Cerrado, Brazil. **Geoderma Regional**, [S. l.], v. 22, p. 1-7, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.geodrs.2020.e00298>.
- ANDRIOTTI, J. L. S. **Fundamentos de Estatística e Geoestatística**. São Leopoldo: Unisinos, 2003.
- ASSIS, A. C. C.; COELHO, R. M.; PINHEIRO, E. S.; DURIGAN, G. Water availability determines physiognomic gradient in an area of low-fertility soils under Cerrado vegetation. **Plant Ecology**, [S. l.], v. 212, n. 7, p. 1135-1147, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11258-010-9893-8>.
- BADDELEY, A.; TURNER, R. Spatstat: an R package for analyzing spatial point patterns. **Journal of Statistical Software**, [S. l.], v. 12, n. 6, p. 1-42, 2005.
- BENITES, V. M.; SCHAEFER, C. E. G.; SIMAS, F. N.; SANTOS, H. G. Soils associated with rock outcrops in the Brazilian mountain ranges Mantiqueira and Espinhaço. **Brazilian Journal of Botany**, [S. l.], v. 30, n. 4, p. 569-577, 2007.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, [S. l.], v. 58, p. 1501-1511, 1994. DOI: <https://doi.org/10.2136/sssaj1994.03615995005800050033x>.
- CASTELLANI, T. T.; VIEIRA, S.; SCHERER, K. Z. Contribuição ao conhecimento da distribuição espacial de *Paepalanthus polyanthus* (Bong.) Kunth (Eriocaulaceae) em áreas de baixada úmida de dunas. **Acta Botânica Brasilica**, [S. l.], v. 10, n. 1, p. 25-36, 1996. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0102-33061996000100003>.
- CASTRO, N. M.; MENEZES, N. L. Considerações sobre a natureza das células altas da epiderme abaxial das folhas de *Paepalanthus* Kunth. - Eriocaulaceae. **Boletim de Botânica da Universidade de São Paulo**, v. 12, p. 95-100, 1990. DOI: <https://doi.org/10.11606/issn.2316-9052.v12i0p95-100>.
- CASTRO, N. M.; MENEZES, N. L. Aspectos da anatomia foliar de algumas espécies de *Paepalanthus* Kunth, Eriocaulaceae da Serra do Cipó (Minas Gerais). **Acta Botanica Brasilica**, Feira de Santana, v. 9, n. 2, p. 213-229, dez. 1995. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0102-33061995000200003>.
- CIPRIANI, H. N.; SOUSA, H. D.; MACHADO, E. L. M.; GONZAGA, A. P. D.; CARVALHO, L. C. D. S.; OLIVEIRA-FILHO, A. T. D. Spatial and height distribution of

harvested rupestrian field species in preserved and cultivated communities. **Floresta e Ambiente**, [S. l.], v. 23, n. 1, p. 43-51, 2016. DOI: <http://doi.org/10.1590/2179-8087.104214>.

COSTA, F. N.; TROVÓ, M.; SANO, P. T. Eriocaulaceae na Cadeia do Espinhaço: riqueza, endemismo e ameaças. **Megadiversidade**, [S. l.], v. 4, n. 1-2, p. 77-85, 2008.

DEEPAYAN, S. **Lattice**: multivariate data visualization with R. Springer, New York: Springer, 2008.

DEMETRIO, G. R.; COELHO, F. F. The role of soil conditions on *Leiothrix* (Eriocaulaceae) endemic species distribution and abundance on campos rupestres. **Flora**, [S. l.], v. 238, p. 87-93, 2018. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.flora.2017.03.014>.

DURIGAN, G.; PILON, N. A. L.; ASSIS, B. G.; SOUZA, F. M.; BAITELLO, J. B. **Plantas pequenas do Cerrado**: Biodiversidade negligenciada. São Paulo: Governo do Estado de São Paulo, Secretaria do Meio Ambiente, 2018. Disponível em: <http://www.ambiente.sp.gov.br/publicacoes/>. Acesso em: 6 nov. 2019.

ELIAS, F.; MARIMON, B. S.; REIS, S. M. A.; FORSTHOFER, M.; GOMES, L.; MORANDI, P. S.; MARIMON-JUNIOR, B. H. Dinâmica da distribuição espacial de populações arbóreas, ao longo de uma década, em cerradão na transição Cerrado-Amazônia, Mato Grosso. **Biota Amazônia**, [S. l.], v. 3, n. 3, p. 1-14, 2013. DOI: <http://doi.org/10.18561/2179-5746/biotaamazonia.v3n3p1-14>.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P.; SILVA, F. L.; CHAN, B. L. **Análise de dados**: modelagem multivariada para tomada de decisões. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FIGUEIREDO FILHO, D. B.; SILVA JÚNIOR, J. A. Visão além do alcance: uma introdução à análise fatorial. **Opinião pública**, Campinas, v. 16, n. 1, p. 160-185, 2010.

FLETCHER, R.; FORTIN, M. J. **Spatial Ecology and Conservation Modeling**: Applications with R. Cham: Springer, 2018.

FORTIN, M. J.; DALE, M. R. T.; HOEF, J. V. Spatial analysis in ecology. **Wiley StatsRef: Statistics Reference Online**, [S. l.], p. 1-13, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1002/9781118445112.stat07766.pub2>.

GIULIETTI, N.; GIULIETTI, A. M.; PIRANI, J. R.; MENEZES, N. L. Estudos em sempre-vivas: importância econômica do extrativismo em Minas Gerais, Brasil. **Acta Botanica Brasílica**, [S. l.], v. 1, p. 179-193, 1988. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0102-33061987000300018>.

GIULIETTI, A. M.; PIRANI, J. R. Patterns of geographic distribution of some plant species from the Espinhaço Range, Minas Gerais and Bahia, Brazil. *In*: VANZOLINI, P. E.; HEYER, W. R. (ed.). **Proceedings of a workshop on neotropical distribution patterns**. Rio de Janeiro: Academia Brasileira de Ciências, 1988. p. 39-69.

GIULIETTI, A. M.; WANDERLEY, M. G. L.; LONGHI-WAGNER, H. M.; PIRANI, J. R.; PARRA, L. R. Estudos em "sempre-vivas": taxonomia com ênfase nas espécies de Minas Gerais, Brasil. **Acta Botanica Brasílica**, [S. l.], v. 10, p. 329-377, 1996.

GOOGLE MAPS. [S. l.], 2020. Portal. Disponível em: <https://www.google.com/maps/>. Acesso em: 10 mar. 2020.

GRÄLER, B.; PEBESMA, E.; HEUVELINK, G. Spatio-temporal interpolation using gstat. **The R Journal**, [S. l.], v. 8, n. 1, p. 204-218, 2016.

GRINGARTEN, E.; DEUTSCH, C. V. Teacher's aide variogram interpretation and modeling. **Mathematical Geology**, [S. l.], v. 33, n. 4, p. 507-534, 2001. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1011093014141>.

GROSS, J.; LIGGES, U. **nortest**: tests for normality. R package version 1.0-4, 2015. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=nortest/>. Acesso em: 2 jan. 2020.

HARIDASAN, M. Aluminium accumulation by some Cerrado native species of Central Brazil. **Plant and Soil**, [S. l.], v. 65, n. 2, p. 265-273, 1982. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF02374657>.

HARIDASAN, M. Alumínio é um elemento tóxico para as plantas nativas do cerrado? *In*: PRADO, C. H. B. A.; CASALI, C. A. **Fisiologia Vegetal**: práticas em relações hídricas, fotossíntese e nutrição mineral. Barueri: Manole, 2006.

HARIDASAN, M. Nutritional adaptations of native plants of the cerrado biome in acid soils. **Brazilian Journal of Plant Physiology**, [S. l.], v. 20, n. 3, p. 183-195, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1677-04202008000300003>.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA (Brasil). **Normais Climatológicas do Brasil**: 1981-2010. Disponível em: <http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=clima/normaisClimatologicas>. Acesso em: 15 set. 2020.

JACKSON, R. B.; CALDWELL, M. M. Geostatistical patterns of soil heterogeneity around individual perennial plants. **Journal of Ecology**, [S. l.], v. 81, n. 4, p. 683-692, 1993. DOI: <https://doi.org/10.2307/2261666>.

JOHN, R.; DALLING, J. W.; HARMS, K. E.; YAVITT, J. B.; STALLARD, R. F.; MIRABELLO, M.; HUBBELL, S. P.; VALENCIA, R.; NAVARRETE, H.; VALLEJO, M.; FOSTER, R. B. Soil nutrients influence spatial distributions of tropical tree species. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 104, n. 3, p. 864-869, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1073/pnas.0604666104>.

KEITT, T. H.; BJØRNSTAD, O. N.; DIXON, P. M.; CITRON-POUSTY, S. Accounting for spatial pattern when modeling organism-environment interactions. **Ecography**, [S. l.], v. 25, n. 5, p. 616-625, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1034/j.1600-0587.2002.250509.x>.

KENT, M.; MOYEED, R. A.; REID, C. L.; PAKEMAN, R.; WEAVER, R. Geostatistics, spatial rate of change analysis and boundary detection in plant ecology and biogeography. **Progress in Physical Geography**, [S. l.], v. 30, n. 2, p. 201-231, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1191/0309133306pp477ra>.

KLEEBAUM, A. **Geoelectrics**: 3D-Visualization of geoelectric resistivity measurement profiles. R package version 0.2.0, 2018. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=geoelectrics>. Acesso em: 28 nov. 2020.

KHANAL, S.; FULTON, J.; SHEARER, S. An overview of current and potential applications of thermal remote sensing in precision agriculture. **Computers and Electronics in Agriculture**, [S. l.], v. 139, p. 22-32, 2017. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.compag.2017.05.001>.

KOMSTA, L.; NOVOMESTKY, F. **moments**: moments, cumulants, skewness, kurtosis and related tests. R package version 0.14, 2015. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=moments>. Acesso em: 20 dez. 2019.

KRIGE, D. G. A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwatersrand. **Journal of the Chemical, Metallurgical and Mining Society of South Africa**, [S. l.], v. 52, n. 6, p.119-139, 1951.

LAMBERS, H.; COSTA, P. B.; OLIVEIRA, R. S.; SILVEIRA, F. A. O. Towards more sustainable cropping systems: lessons from native Cerrado species. **Theoretical and Experimental Plant Physiology**, [S. l.], v. 32, n. 3, p. 175-194, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1007/s40626-020-00180-z>.

LE STRADIC, S. **Composition, phenology and restoration of campo rupestre mountain grasslands - Brazil**. 2012. PhD Thesis (Doutorado em Ecologia, Conservação e Manejo da Vida Silvestre). Programa de pós-graduação em Ecologia, Conservação e Manejo da Vida Silvestre, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2012.

LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetatio**, Belgium, v. 80, p. 107-138, 1989. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF00048036>.

LOPES, A. S.; GUIMARÃES GUILHERME, L. R. A career perspective on soil management in the Cerrado region of Brazil. In: SPARKS, D. L. **Advances in Agronomy**. San Diego: Academic Press, 2016. cap. 1, p. 1 – 72.

MAGALHÃES, C. G. **Germinação de diásporos e micropropagação da sempre-viva *Paepalanthus Chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae)**. 2018. Dissertação (Mestrado em Agronomia), Programa de Pós-Graduação em Agronomia, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2018.

MARIMON JUNIOR, B. H.; HARIDASAN, M. Comparação da vegetação arbórea e características edáficas de um cerradão e um cerrado sensu stricto em áreas adjacentes sobre solo distrófico no leste de Mato Grosso, Brasil. **Acta Botanica Brasilica**, [S. l.], v. 19, n. 4, p. 913-926, 2005. DOI: <http://doi.org/10.1590/S0102-33062005000400026>.

MATHERON, G. **Traité de géostatistique appliquée**. Memoires du Bureau de Recherches Geologiques et Minières, Editions Technip, 1962.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, [S. l.], v. 58, p. 1246-1266, 1963.

MATHERON, G. The theory of regionalized variables and its applications. **Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique de Fountoinebleau**, n. 5, 1971.

MCGRATH, D.; ZHANG, C.; CARTON, O. T. Geostatistical analyses and hazard assessment on soil lead in Silvermines area, Ireland. **Environmental Pollution**, [S. l.], v. 127, n. 2, p. 239-248, 2004. DOI: <http://doi.org/10.1016/j.envpol.2003.07.002>.

MELLO, C. R.; LIMA, J. M.; SILVA, A. M.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA, M. S. Krigagem e inverso do quadrado da distância para interpolação dos parâmetros da equação de chuvas intensas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, [S. l.], v. 27, n. 5, p. 925-933, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832003000500017>.

MOTA, N. M.; REZENDE, V. L.; MOTA, G. S.; FERNANDES, G. W.; NUNES, Y. R. F. Forces driving the regeneration component of a rupestrian grassland complex along an altitudinal gradient. **Brazilian Journal of Botany**, [S. l.], v. 39, n. 3, p. 845-860, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1007/s40415-016-0287-6>.

NASCIMENTO, A. R. T.; LONGHI, S. J.; BRENA, D. A. Estrutura e padrões de distribuição espacial de espécies arbóreas em uma amostra de floresta ombrófila mista em nova prata, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, p. 105-119, 2001. DOI: <https://doi.org/10.5902/19805098499>.

NEVES, A. C. O.; BEDÊ, L. C.; MARTINS, R. P. Revisão sobre os efeitos do fogo em Eriocaulaceae como subsídio para a sua conservação. **Biodiversidade Brasileira**, [S. l.], v. 1, n. 2, p. 50-66, 2011.

OLIVEIRA, R. P.; GREGO, C. R.; BRANDÃO, Z. N. **Geoestatística aplicada na agricultura de precisão utilizando o Vesper**. Brasília, DF: Embrapa, 2015.

OLIVER, M. A.; WEBSTER, R. A tutorial guide to geostatistics: Computing and modelling variograms and kriging. **Catena**, [S. l.], v. 113, p. 56-69, 2014. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.catena.2013.09.006>.

PARK, J. S.; LEE, E. J. Geostatistical analyses and spatial distribution patterns of tundra vegetation in Council, Alaska. **Journal of Ecology and Environment**, [S. l.], v. 37, n. 2, p. 53-60, 2014. DOI: <http://doi.org/10.5141/ecoenv.2014.007>.

PARRA, L. R.; GIULIETTI, A. M.; ANDRADE, M. J. G.; van den BERG, C., Reestablishment and new circumscription of *Comanthera* (Eriocaulaceae). **Taxon**, [S. l.], v. 59, n. 4, p. 1135-1146, 2010. DOI: <http://doi.org/10.2307/20773983>.

PEBESMA, E. J.; BIVAND, R.S. Classes and methods for spatial data in R. **R News**, [S. l.], v. 5, n. 2, 2005. Disponível em: <https://cran.r-project.org/doc/Rnews/>. Acesso em: 20 set. 2020.

PERRY, J. N.; LIEBHOLD, A. M.; ROSENBERG, M. S.; DUNGAN, J.; MIRITI, M.; JAKOMULSKA, A.; CITRON-POUSTY, S. Illustrations and guidelines for selecting statistical methods for quantifying spatial pattern in ecological data. **Ecography**, [S. l.], v. 25, n. 5, p. 578-600, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1034/j.1600-0587.2002.250507.x>.

R CORE TEAM. **R**: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2018. Disponível em: <https://www.R-project.org/>. Acesso em: 8 jan. 2018.

REVELLE, W. **psych**: procedures for personality and psychological research. R package version 2.0.8, 2020. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=psych>. Acesso em: 4 out. 2020.

RESENDE, J. C. F.; KLINK, C. A.; SCHIAVINI, I. Spatial heterogeneity and its influence on *Copaifera langsdorffii* Desf. (Caesalpiniaceae). **Brazilian Archives of Biology and Technology. An International Journal**, [S. l.], v. 46, n. 3, p. 405-414, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1516-89132003000300012>.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J.; SCHLATHER, M.; BIVAND, R.; RIPLEY, B. **geoR**: Analysis of Geostatistical Data. R package version 1.8-1, 2020. Disponível em <https://CRAN.R-project.org/package=geoR>. Acesso em: 21 out. 2020.

RIBEIRO, K. T.; FERNANDES, G. W. Patterns of abundance of a narrow endemic species in a tropical and infertile montane habitat. **Plant Ecology**, [S. l.], v. 147, n. 2, p. 205-218, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1009883300536>.

RIBEIRO, J. F.; WALTER, B. M. T. Fitofisionomias do Bioma Cerrado. In: SANO, S. M.; ALMEIDA, S. P (ed.). **Cerrado**: ambiente e flora, Planaltina: Embrapa, 1998. cap. 3, p. 89-166.

ROBERTSON, P. Geostatistics in ecology: interpolating with known variance. **Ecology**, [S. l.], v. 68, n. 3, p. 744-748, 1987. DOI: <https://doi.org/10.2307/1938482>.

RODRIGUES, M.; SOUZA, A. I. A. F.; GOULART, S. L.; KOHLER, S. V.; LIMA, G. C. P.; ANJOS, L. J. S.; LACERDA, J. D. A.; SOUZA, M. C.; SOARES, C. A.; BORGES, R. P.; CRUZ, W. P.; EBLING, A. A. Geostatistical modeling and conservation implications for an endemic Ipomoea species in the Eastern Brazilian Amazon. **Journal for Nature Conservation**, [S. l.], v. 57, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jnc.2020.125893>.

ROSSI, R. E.; MULLA, D. J.; JOURNEL, A. G.; FRANZ, E. H. Geostatistical tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence. **Ecological Monographs**, [S. l.], v. 62, n. 2, p. 277-314, 1992. DOI: <https://doi.org/10.2307/2937096>.

SÁ E CARVALHO, C. G.; RIBEIRO, M. C. Efeitos de choques térmicos na germinação de *Paepalanthus Speciosus* Koern. (Eriocaulaceae), **Acta Botanica Brasilica**, [S. l.], v. 8, n. 2, p. 205-211, 1994. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-33061994000200005>.

SANO, S. M.; ALMEIDA, S. P.; RIBEIRO, J. F. **Cerrado**: Ecologia e Flora, Embrapa Cerrados. 1. ed., Brasília, DF: Embrapa. 2008.

SCATENA, V. L.; GIULIETTI, A. M.; CARDOSO, V. A. Anatomia de raízes, escapos e folhas de espécies de *Eriocaulon* L. (Eriocaulaceae). **Boletim de Botânica da Universidade de São Paulo**, São Paulo, v. 18, p. 11-20, 1999. DOI: <https://doi.org/10.11606/issn.2316-9052.v18i0p11-20>.

SCHERER, K. Z.; CASTELLANI, T. T. Ecologia populacional de *Paepalanthus polyanthus* (Bong.) Kunth: variação temporal da distribuição espacial. **Biotemas**, [S. l.], v. 17, n. 2, p. 27-45, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0102-33061996000100003>.

SILVEIRA, F. A. O.; NEGREIROS, D.; BARBOSA, N. P. U.; BUISSON, E.; CARMO, F. F.; CARSTENSEN, D. W.; CONCEIÇÃO, A. A.; CORNELISSEN, T. G.; ECHTERNACHT, L.; FERNANDES, G. W.; GARCIA, Q. S.; GUERRA, T. J.; JACOBI, C. M.; LEMOS-FILHO, J. P.; LE STRADIC, S.; MORELLATO, L. P. C.; NEVES, F. S.; OLIVEIRA, R. S.; SCHAEFER, C. E.; VIANA, P. L.; LAMBERS, H. Ecology and evolution of plant diversity in the endangered campo rupestre: a neglected conservation priority. **Plant and soil**, [S. l.], v. 403, n. 1-2, p. 129-152, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11104-015-2637-8>.

SOUZA, J. P.; ARAUJO, G. M.; HARIDASAN, M. Influence of soil fertility on the distribution of tree species in a deciduous forest in the Triângulo Mineiro region of Brazil. **Plant Ecology**, v. 191, n. 2, p. 253-263, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11258-006-9240-2>.

SOUZA, J. P.; COIMBRA, F. G. Estrutura populacional e distribuição espacial de *Qualea parviflora* Mart. em um cerrado sensu stricto. **Bioscience Journal**, [S. l.], Uberlândia, v. 21, p. 65-70, 2005.

TANNUS, J. L.; ASSIS, M. A. Composição de espécies vasculares de campo sujo e campo úmido em área de cerrado, Itirapina-SP, Brasil. **Brazilian Journal of Botany**, [S. l.], v. 27, n. 3, p. 489-506, 2004. DOI: <http://doi.org/10.1590/S0100-84042004000300009>.

TOBLER, W. R. Computer movie simulating urban growth in Detroit region. **Economic Geographical**, [S. l.], v. 46, n. 2, p. 234-240, 1970. DOI: <https://doi.org/10.2307/143141>.

TOGNON, A. A.; DEMATTÊ, J. L. I.; DEMATTÊ, J. A. M. Teor e distribuição da matéria orgânica em latossolos das regiões da floresta amazônica e dos cerrados do Brasil Central. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 55, n. 3, p. 343-354, 1998. DOI: <http://doi.org/10.1590/S0103-90161998000300001>.

TRIOLA, M. F. **Introdução à estatística**: atualização da tecnologia. 11. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2014.

TROPICOS.ORG. **Missouri Botanical Garden**. Saint Louis, Missouri, [2020]. Portal. Disponível em: <http://www.tropicos.org>. Acesso em: 3 mar. 2020.

TROVÓ, M.; ECHTERNACHT, L.; SANO, P. T. Distribution and Conservation of *Paepalanthus* Mart. sect. *Diphyomene* Ruhland (Eriocaulaceae) in Neotropical savannas. **Adansonia**, [S. l.], v. 35, n. 2, p. 195-206, 2013. DOI: <http://dx.doi.org/10.5252/a2013n2a2>.

VASCONCELOS, M. F. D. O que são campos rupestres e campos de altitude nos topos de montanha do Leste do Brasil? **Brazilian Journal of Botany**, [S. l.], v. 34, n. 2, p. 241-246, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-84042011000200012>.

VIANA, J. H. M.; TEIXEIRA, W. G.; DONAGEMMA, G. K. Umidade atual. In: TEIXEIRA, P. C.; DONAGEMMA, G. K.; FONTANA, A.; TEIXEIRA, W. G. (ed.). **Manual de métodos de análise de solo**. 3. ed. Brasília, DF: Embrapa, 2017. cap. 2, p. 29-31.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. *In*: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V., V. H.; SCHAEFER, G. R. (ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. cap. 1, p. 1-54.

VIEIRA, S. R.; CARVALHO, J. R. P. D.; CEDDIA, M. B.; PAZ GONZÁLEZ, A. Detrending non stationary data for geostatistical applications. **Bragantia**, [S. l.], v. 69, p. 1-8, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0006-87052010000500002>.

VIEIRA, S. R.; CARVALHO, J. R. P. D.; PAZ GONZÁLEZ, A. Jack knifing for semivariogram validation. **Bragantia**, Campinas, v. 69, p. 97-105, 2010. DOI: <http://doi.org/10.1590/S0006-87052010000500011>.

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v. 51, n. 3, p. 1-75, 1983. DOI: <https://doi.org/10.3733/hilg.v51n03p075>.

WAGNER, H. H. Spatial covariance in plant communities: integrating ordination, geostatistics, and variance testing. **Ecology**, [S. l.], v. 84, n. 4, p. 1045-1057, 2003. DOI: [https://doi.org/10.1890/0012-9658\(2003\)084\[1045:SCIPCI\]2.0.CO;2](https://doi.org/10.1890/0012-9658(2003)084[1045:SCIPCI]2.0.CO;2).

WAGNER, H. H.; FORTIN, M. J. Spatial analysis of landscapes: concepts and statistics. **Ecology**, [S. l.], v. 86, n. 8, p. 1975-1987, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1890/04-0914>.

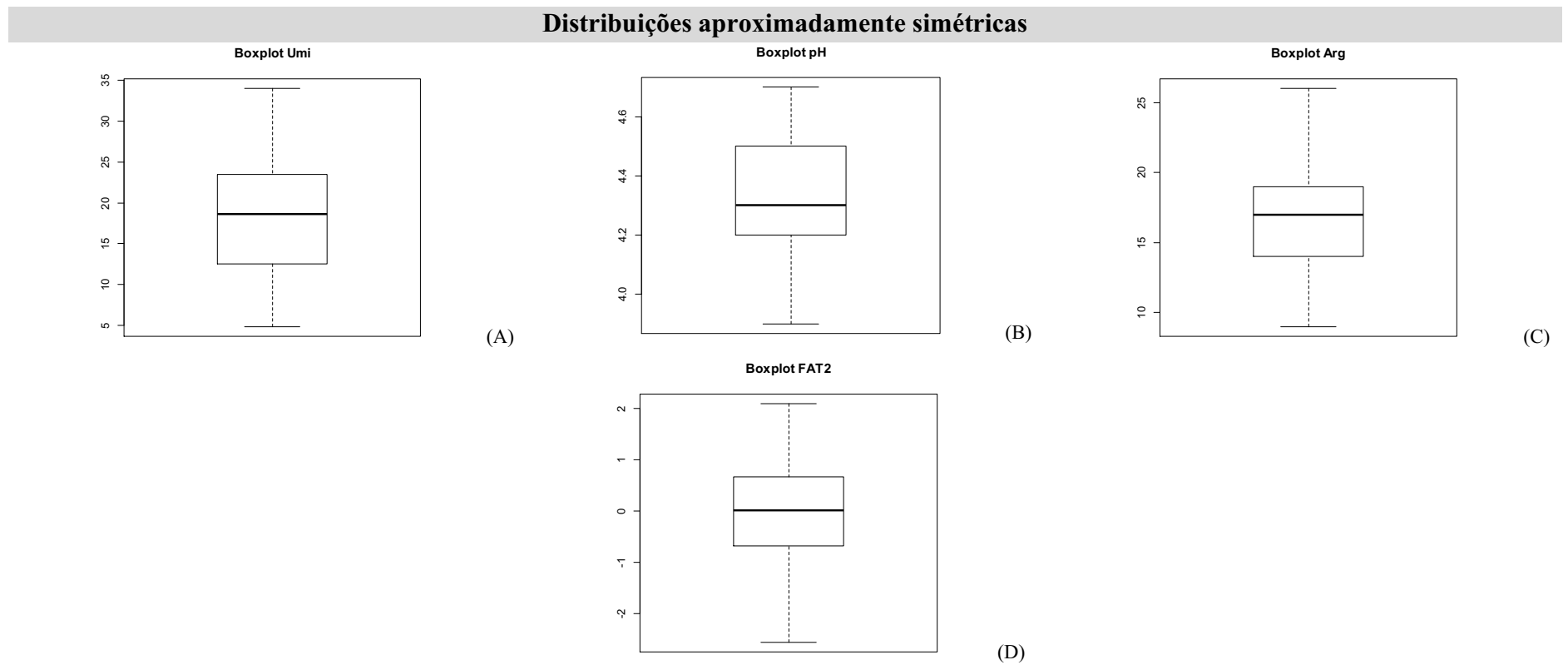
WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. **Geostatistics for environmental scientists**. Chichester: John Wiley & Sons, 2001.

WRIGHT, K. **Pals**: Color palettes, colormaps, and tools to evaluate them. R package version 1.6, 2019. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=pals>. Acesso em: 22 dez. 2020.

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. São Paulo: Oficina de textos, 2013.

APÊNDICE A – Boxplots

Figura 1 - *Boxplots* dos teores de umidade (Umi), pH e teores de argila (Arg) do solo de uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG e do fator 2 (FAT2).

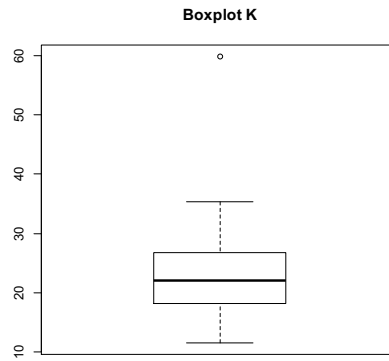


Fonte: A autora.

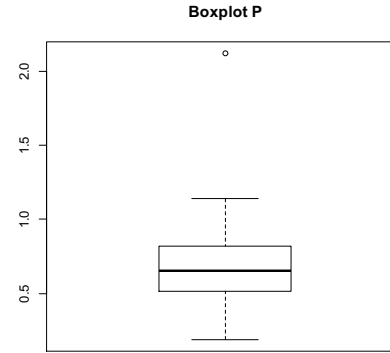
FAT2: Fator 2 associado às variáveis Umi, Arg e Are.

Figura 2 - *Boxplots* dos teores de potássio (K), fósforo (P) e alumínio (Al), índice de saturação de alumínio (m), capacidade de troca catiônica efetiva (t), soma de bases (SB), índice de saturação de bases (V) e teores de matéria orgânica (MO) e areia (Are) do solo de uma área de campo rupestre, no município de Tapira-MG e dos fatores 1 (FAT1) e 3 (FAT3).

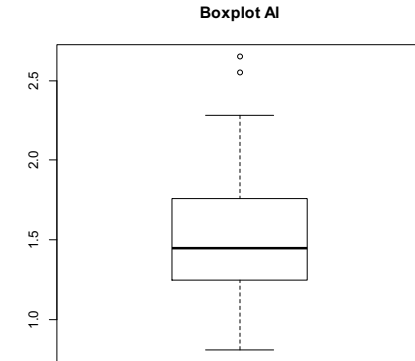
Distribuições assimétricas com pequena quantidade de *outliers*



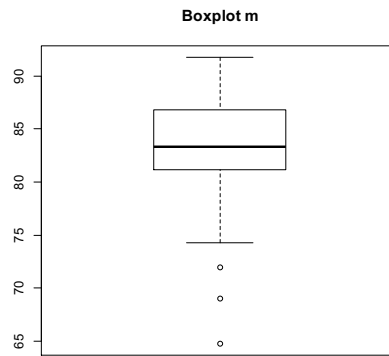
(A)



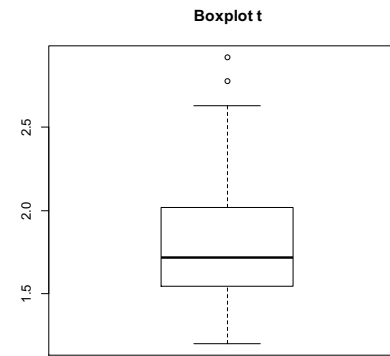
(B)



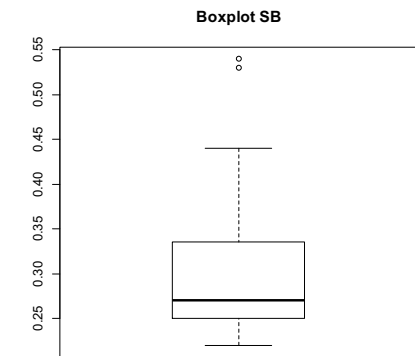
(C)



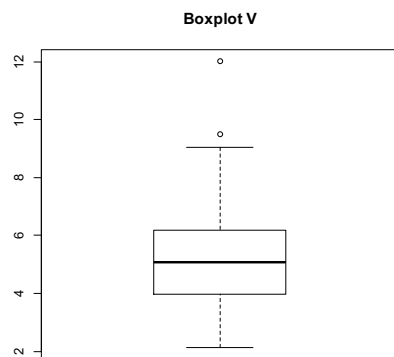
(D)



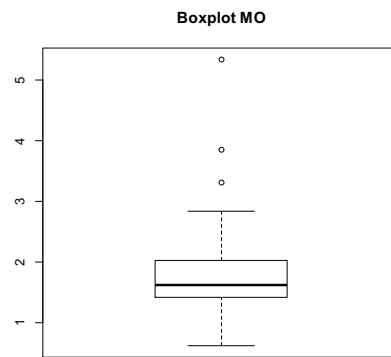
(E)



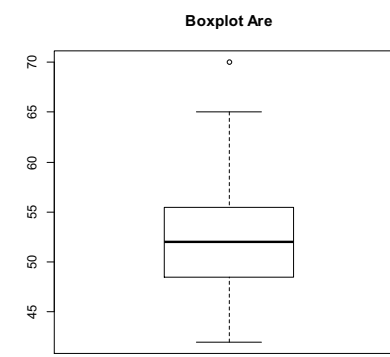
(F)



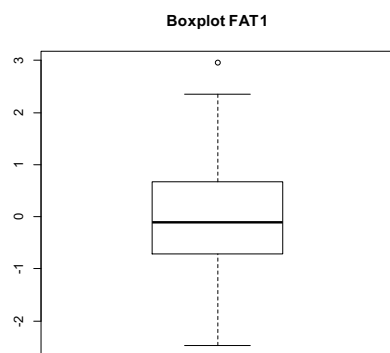
(G)



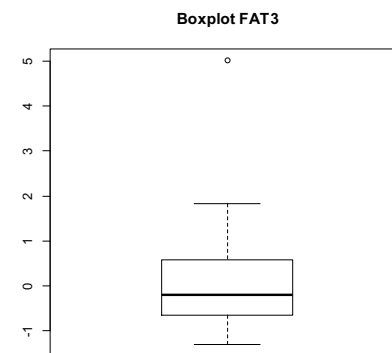
(H)



(I)



(J)

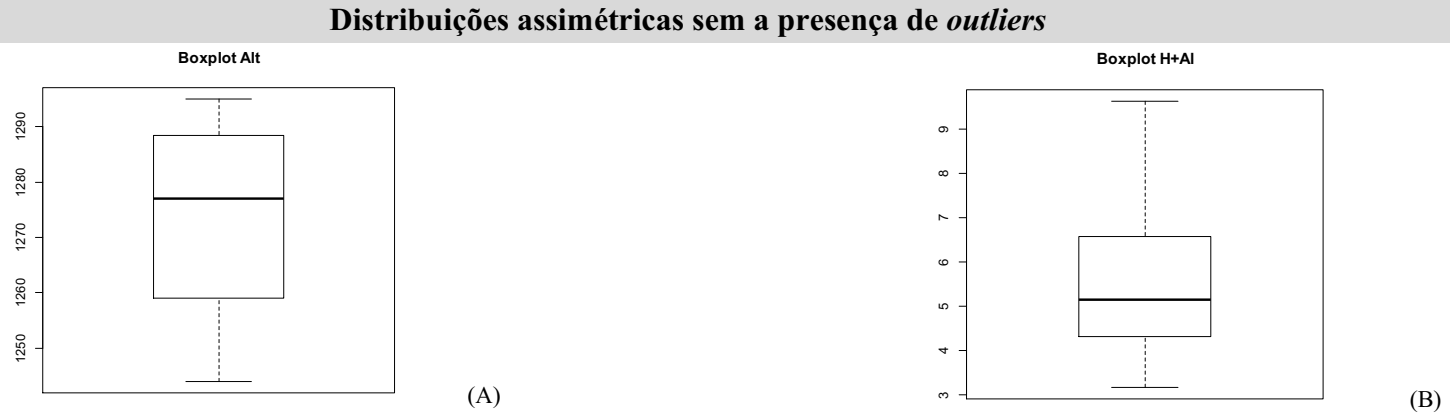


(K)

Fonte: A autora.

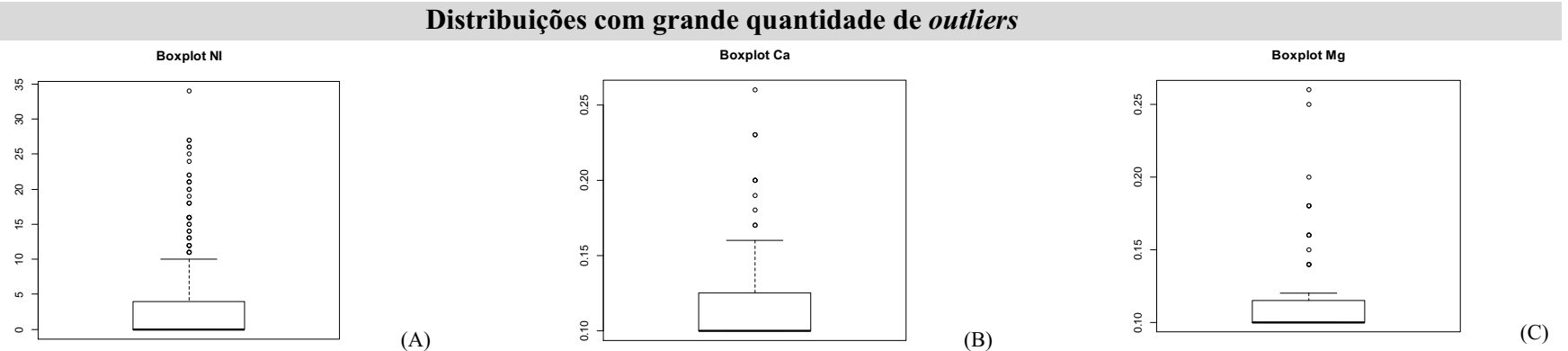
Círculos abertos representam a presença de *outliers*. FAT1: Fator 1 associado às variáveis Al, H+Al, t, V e m. FAT3: Fator 3 associado aos nutrientes P e K.

Figura 3 - *Boxplots* da altitude (Alt) e acidez potencial (H+Al) do solo de uma área de campo rupestre, no município de Tapira-MG.



Fonte: A autora.

Figura 4 - *Boxplots* do número de indivíduos de *Paepalanthus chiquitensis* Herzog (Eriocaulaceae) (NI) e dos teores de Cálcio (Ca) e Magnésio (Mg) do solo de uma área de campo rupestre, no município de Tapira-MG.



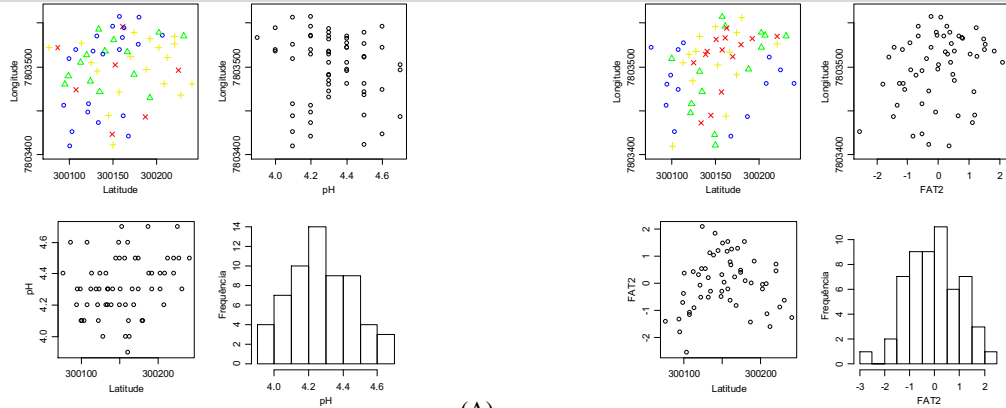
Fonte: A autora.

Círculos abertos representam a presença de *outliers*.

APÊNDICE B – *Potsplots, scatterplots e histogramas*

Figura 1 – *Potsplots, scatterplots e histogramas do pH, umidade (Umi) e teores de argila (Arg) do solo de uma área de campo rupestre, no município de Tapira-MG e do fator 2 (FAT2).*

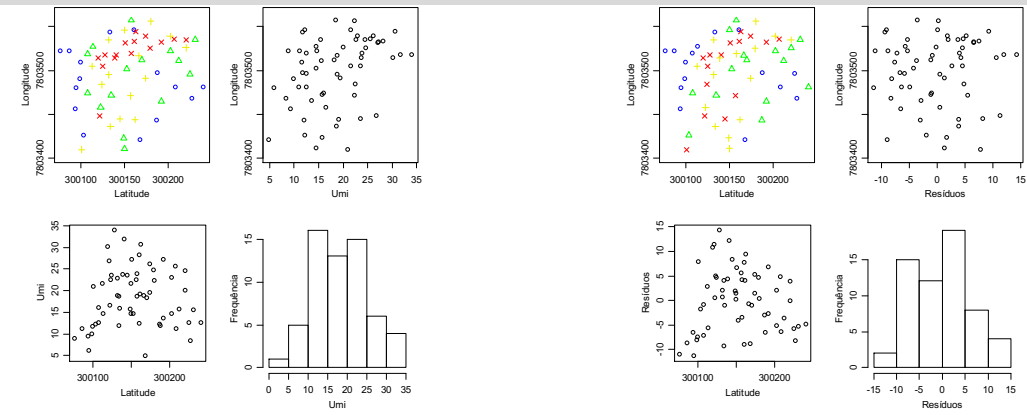
Variáveis aproximadamente simétricas, sem outliers e sem tendências significativas



(A)

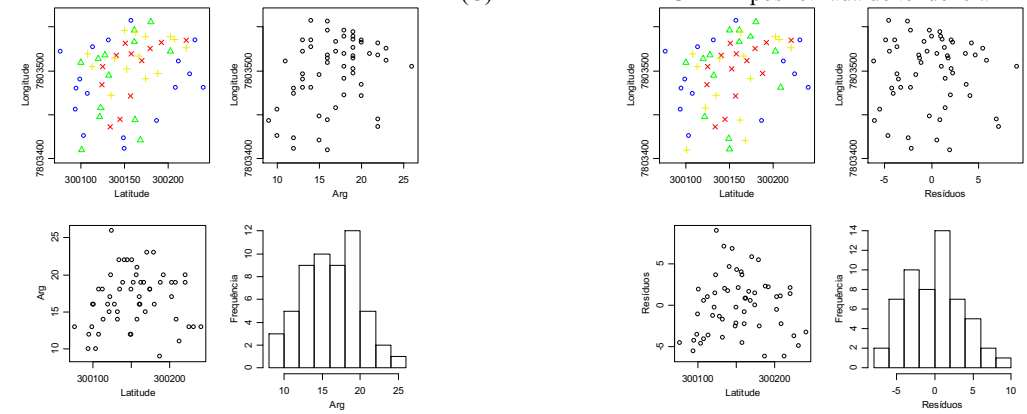
(B)

Variáveis aproximadamente simétricas, sem outliers e com tendências significativas



(C)

(D)



(E)

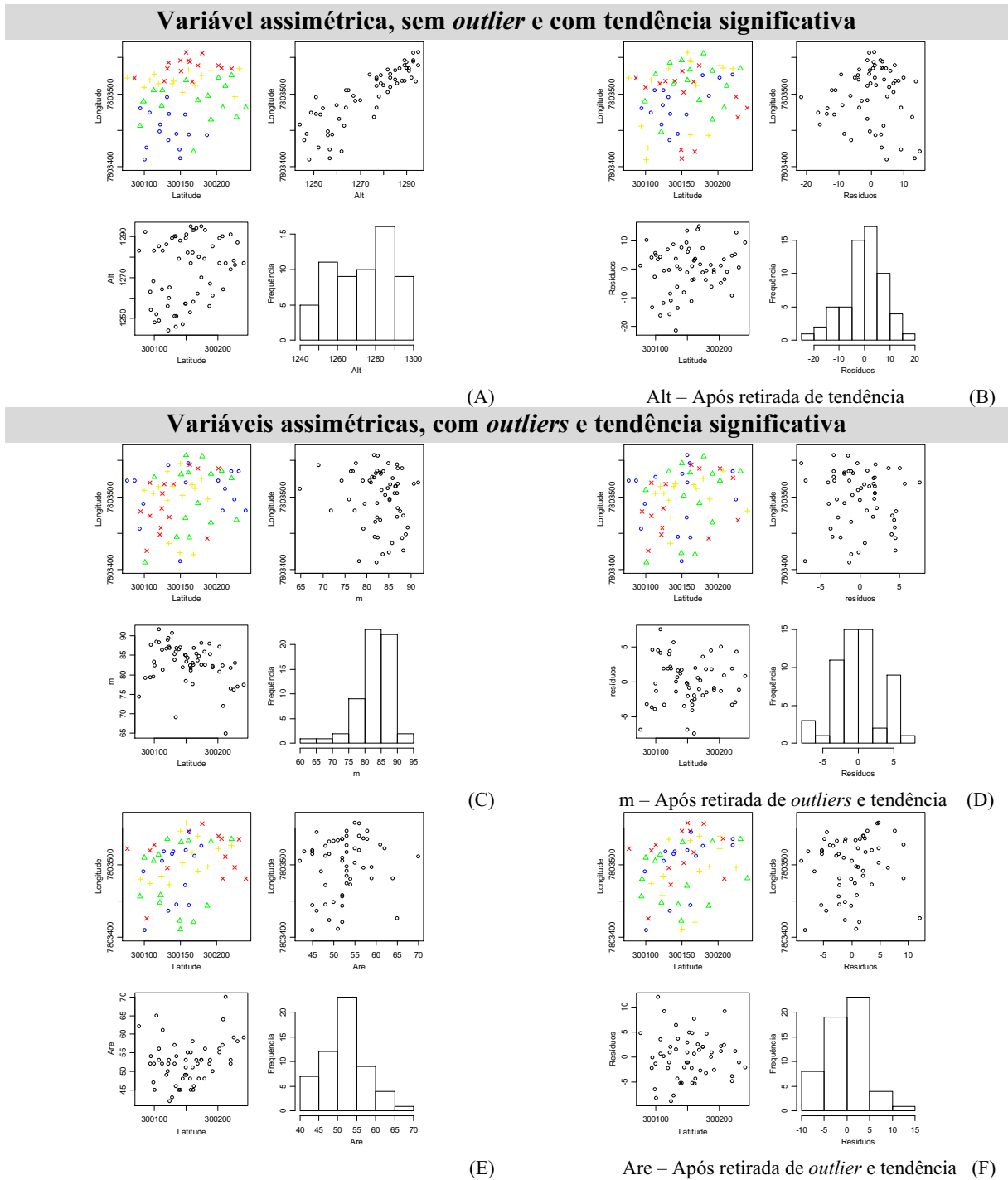
Arg - Após retirada de tendência

(F)

Fonte: A autora.

O símbolo azul representa pontos que atingiram valores no máximo iguais ao 1º quartil, o verde valores superiores ao 1º até o valor do 2º quartil, o amarelo valores superiores ao 2º até o valor do 3º quartil e o vermelho representa valores superiores ao 3º. FAT2: Fator 2 associado às variáveis Umi, Arg e Are.

Figura 2 – *Potsplots*, *scatterplots* e histogramas da altitude (Alt), índice de saturação de alumínio (m), teores de areia (Are) do solo, de uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.

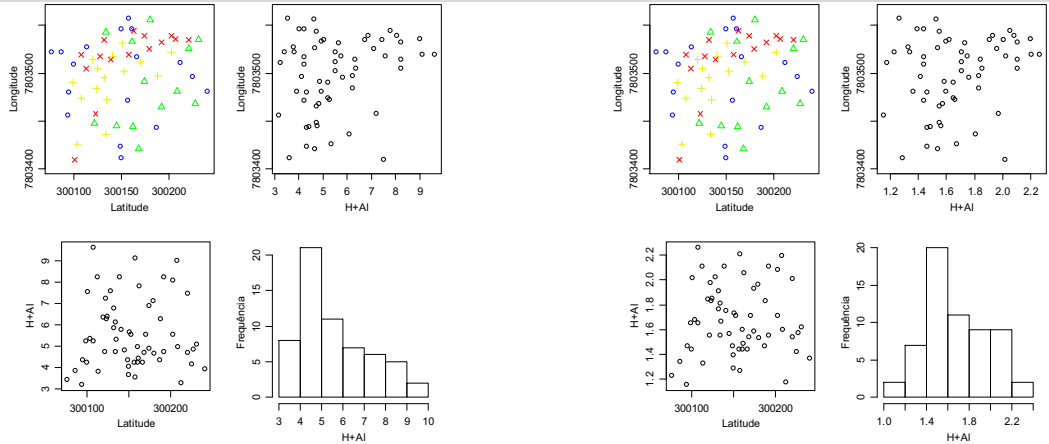


Fonte: A autora.

O símbolo azul representa pontos que atingiram valores no máximo iguais ao 1º quartil, o verde valores superiores ao 1º até o valor do 2º quartil, o amarelo valores superiores ao 2º até o valor do 3º quartil e o vermelho representa valores superiores ao 3º.

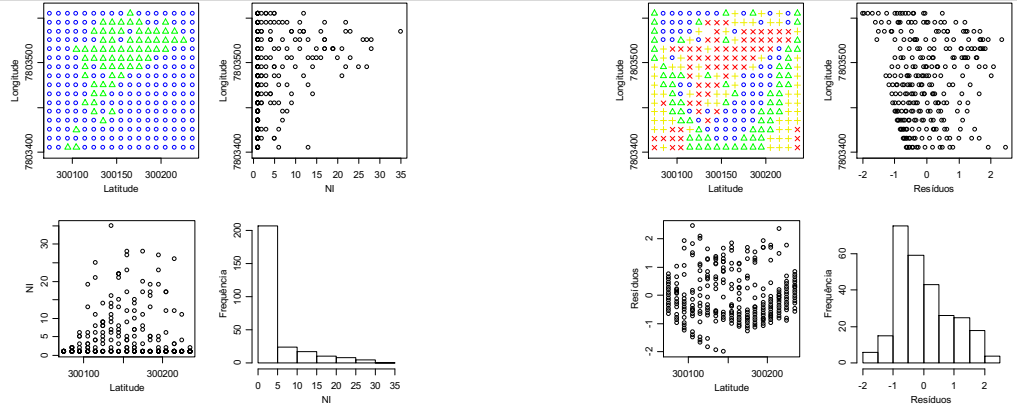
Figura 3 – *Potsplots*, *scatterplots* e histogramas das contagens de indivíduos (NI) de *Paepalanthus chiquitensis*, acidez potencial (H+Al), teores de cálcio (Ca) e magnésio (Mg) e soma de bases (SB) do solo, de uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.

Variáveis assimétricas transformadas, sem outliers e sem tendência significativa

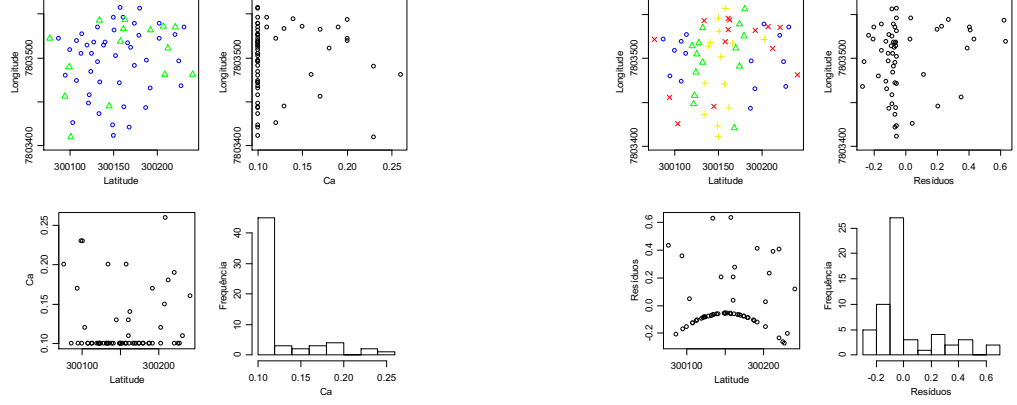


(A) H+Al – Após transformação (B)

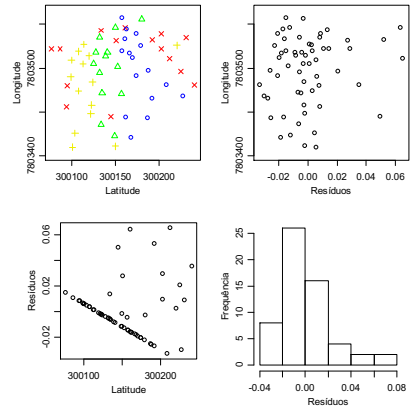
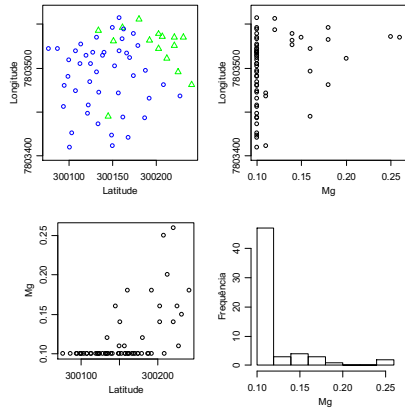
Variáveis assimétricas transformadas, com outliers e tendências significativas



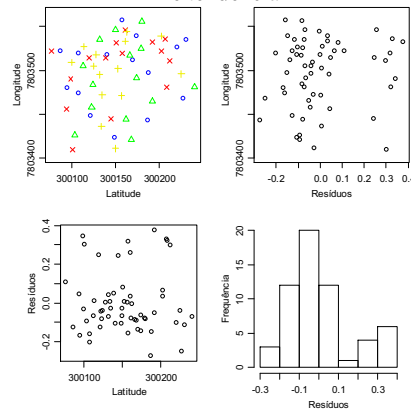
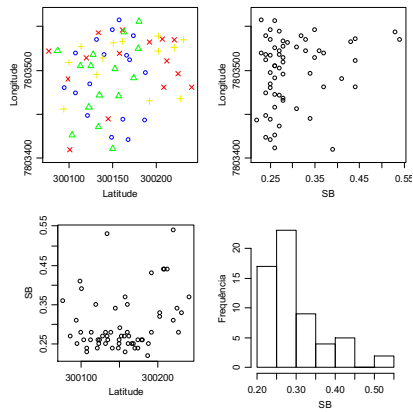
(C) NI – Após transformação, retirada de outliers e tendência (D)



(E) Ca – Após transformação, retirada de outliers e tendência (F)



(G) Mg – Após transformação, retirada de *outliers* e tendência (H)



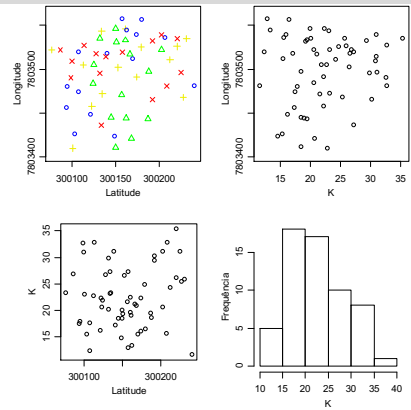
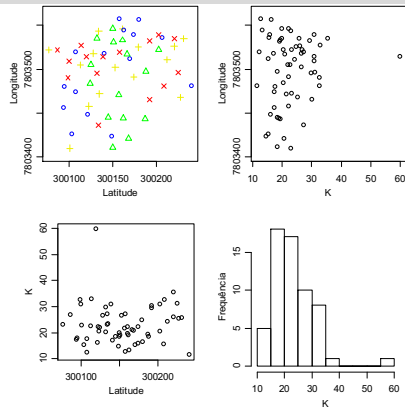
(I) SB – Após transformação, retirada de *outliers* e tendência (J)

Fonte: A autora.

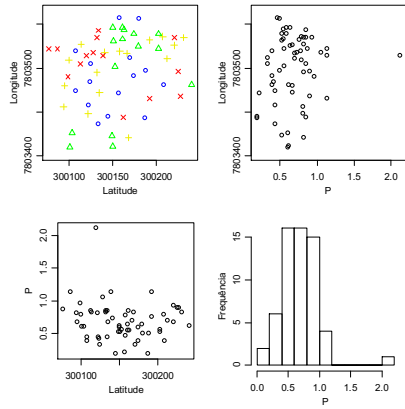
(C), (E) e (G): O símbolo azul representa pontos com valores no máximo iguais ao 3º quartil e o verde valores superiores a ele. (A), (B), (D), (F), (H), (I), (J): O símbolo azul representa pontos que atingiram valores no máximo iguais ao 1º quartil, o verde valores superiores ao 1º até o valor do 2º quartil, o amarelo valores superiores ao 2º até o valor do 3º quartil e o vermelho representa valores superiores ao 3º.

Figura 4 – *Potsplots*, *scatterplots* e histogramas dos teores de potássio (K), fósforo (P), alumínio (Al), capacidade de troca catiônica efetiva (t), índice de saturação de bases (V), matéria orgânica (MO) do solo, de uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG e dos fatores 1 (FAT1) e 3 (FAT 3).

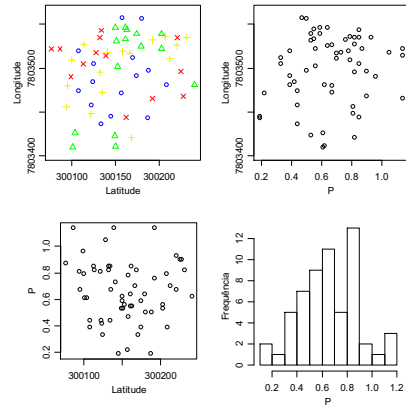
Variáveis assimétricas, com *outliers* e sem tendência significativa



(A) K – Após retirada de *outlier* (B)

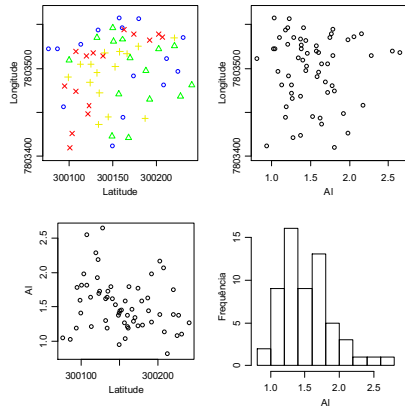


(C)

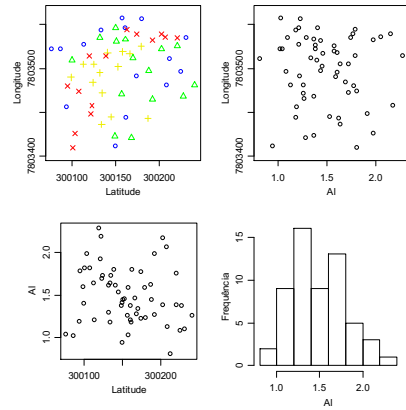


(D)

P – Após retirada de outlier

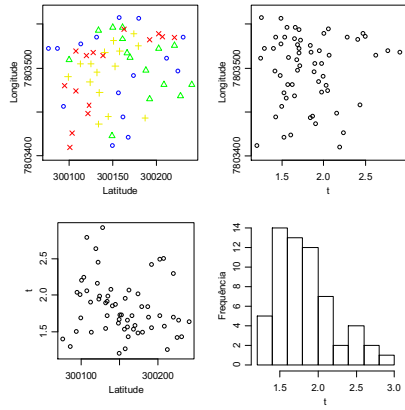


(E)

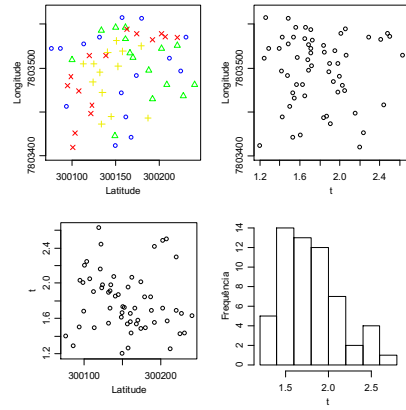


(F)

AI – Após retirada de outliers

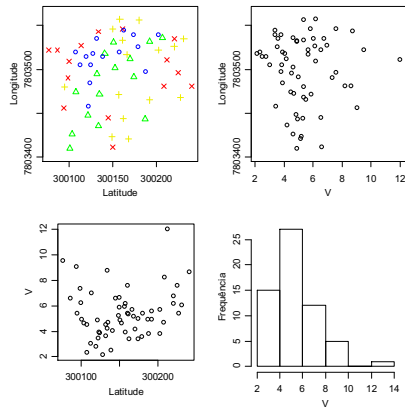


(G)

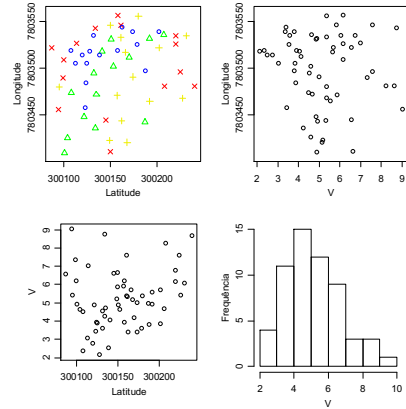


(H)

t – Após retirada de outliers

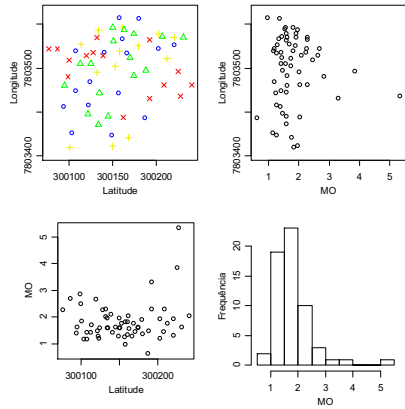


(I)

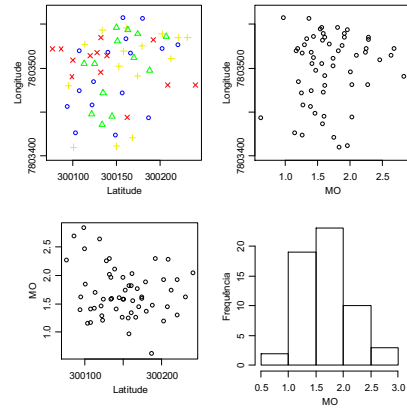


(J)

V – Após retirada de outliers

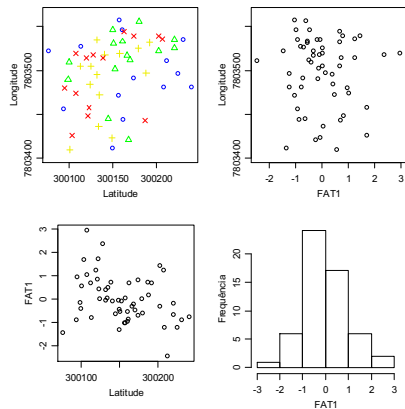


(K)

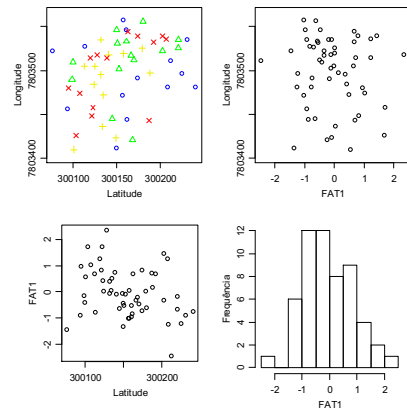


MO – Após retirada de outliers

(L)

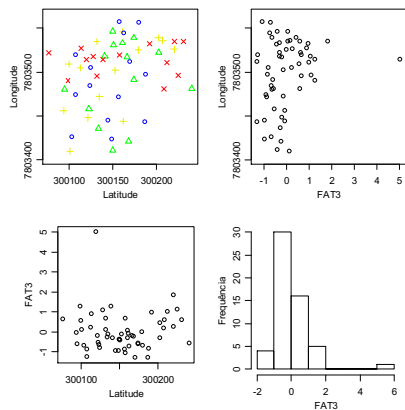


(M)

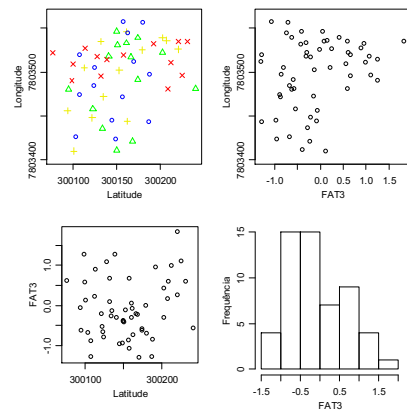


FAT1 – após retirada de outlier

(N)



(O)



FAT3 – após retirada de outlier

(P)

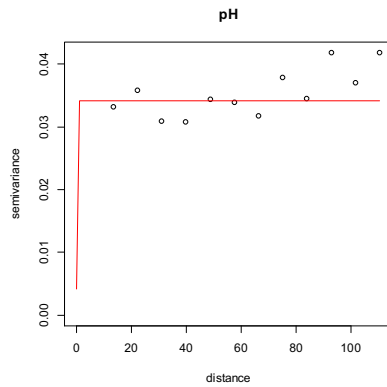
Fonte: A autora.

O símbolo azul representa pontos que atingiram valores no máximo iguais ao 1º quartil, o verde valores superiores ao 1º até no máximo o valor do 2º quartil, o amarelo valores superiores ao 2º no máximo o valor do 3º quartil e o vermelho representa valores superiores ao 3º. FAT1: Fator 1 associado às variáveis Al, H+Al, t, V e m. FAT3: Fator 3 associado aos nutrientes P e K.

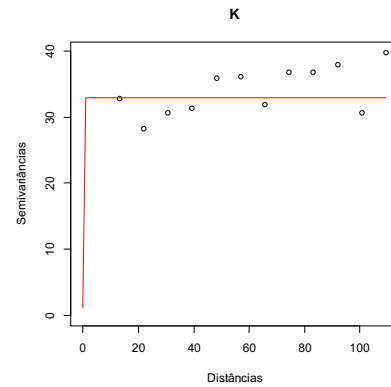
APÊNDICE C – Semivariogramas

Figura 1 - Semivariogramas do pH, potássio (K), fósforo (P), cálcio (Ca), magnésio (Mg), alumínio (Al), acidez potencial (H+Al), índice de saturação por alumínio (m), capacidade de troca catiônica efetiva (t), soma de bases (SB) e teores de areia (Are) do solo de uma área de campo rupestre no município de Tapira-MG.

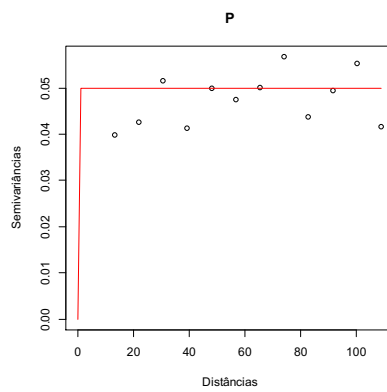
Semivariogramas apresentando Efeito Pepita Puro



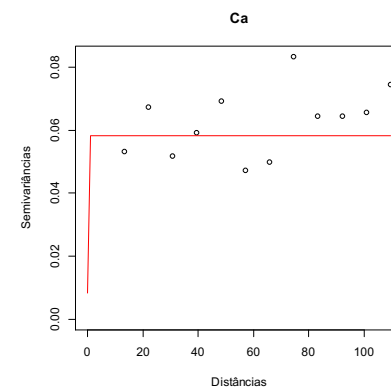
(A)



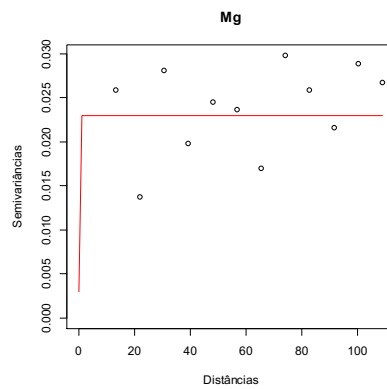
(B)



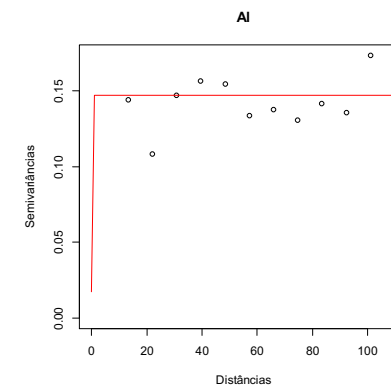
(C)



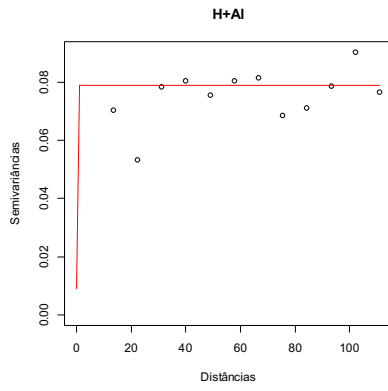
(D)



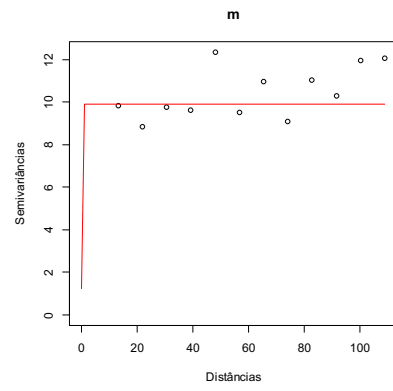
(E)



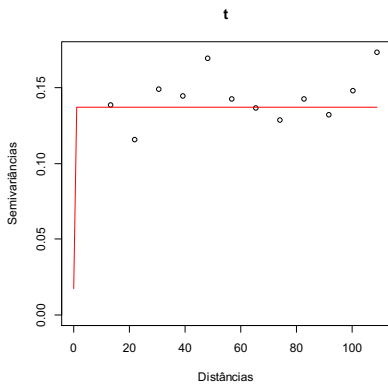
(F)



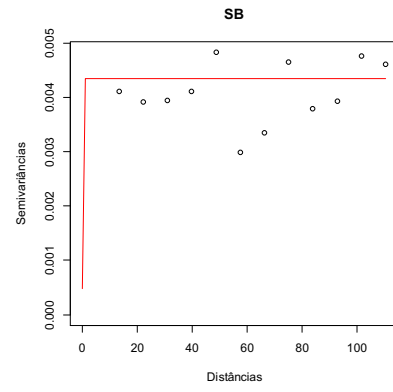
(G)



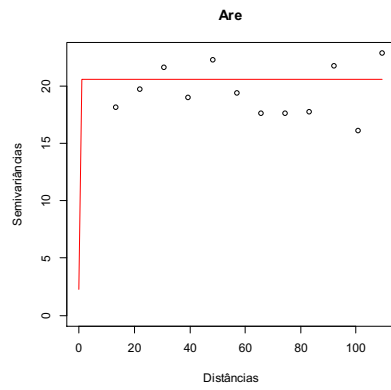
(H)



(I)



(J)



(K)

Fonte: A autora.