

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA – UNESP
PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA
DOUTORADO EM CIÊNCIA DO SOLO
CÂMPUS DE JABOTICABAL**

**DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO EM SISTEMAS
DE PRODUÇÃO CONVENCIONAL NO LESTE MARANHENSE**

Gênesis Alves de Azevedo
Engenheiro Agrônomo

**Jaboticabal – SP
2025**

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA – UNESP
PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA
DOUTORADO EM CIÊNCIA DO SOLO
CÂMPUS DE JABOTICABAL**

**DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO EM SISTEMAS
DE PRODUÇÃO CONVENCIONAL NO LESTE MARANHENSE**

Candidato: Gênesis Alves de Azevedo

Orientador: Prof. Dr. Gener Tadeu Pereira

Tese apresentada à Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias — Unesp, Câmpus de Jaboticabal, como parte das exigências para a obtenção do título de Doutor em Agronomia (Ciência do Solo).

**Jaboticabal – SP
2025**

A994d

Azevedo, Gênesis Alves de

Distribuição espacial de atributos do solo em sistemas de produção convencional no leste maranhense / Gênesis Alves de Azevedo. -- Jaboticabal, 2025

106 p. : tabs., fotos, mapas

Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulista (UNESP), Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Jaboticabal

Orientador: Gener Tadeu Pereira

1. 1. Manejo do solo. 2. Análise físico-química. 3. Correlação. 4. Geoestatística. 5. Manejo convencional. I. Título.

REGISTRO DE IMPACTO

A presente pesquisa tem grande relevância para o contexto agrícola do Leste Maranhense, uma região caracterizada por sistemas produtivos predominantemente convencionais e por desafios agronômicos relacionados à variabilidade espacial dos atributos do solo. A distribuição desigual desses atributos, tanto físicos quanto químicos, influencia diretamente a produtividade agrícola, o uso eficiente de insumos e, sobretudo, a sustentabilidade dos recursos naturais, como o solo e a água. Ao considerar a heterogeneidade espacial dos solos, esta pesquisa contribui para o desenvolvimento de estratégias mais racionais e adaptadas às condições locais.

Neste sentido, a tese reforça a importância do conhecimento aprofundado dos fatores que influenciam a variabilidade espacial, por meio do uso de ferramentas geoestatísticas, no qual é possível realizar o mapeamento detalhado dessa variabilidade, fornecendo subsídios técnicos que viabilizam o manejo específico, com impactos diretos na redução dos custos de produção, na conservação da qualidade do solo e na eficiência do uso da água. Ao aplicar esses dados em áreas de produção convencional de milho, torna-se possível promover práticas agrícolas mais sustentáveis, tanto do ponto de vista econômico quanto ambiental.

A compreensão integrada de atributos como umidade, textura, porosidade total e densidade do solo é fundamental, pois esses fatores se inter-relacionam e determinam a capacidade do solo em reter e transmitir água e ar, além de influenciar diretamente o desenvolvimento das culturas. Nesse contexto, o manejo diferenciado de áreas com limitações nutricionais ou restrições à mecanização permite a adoção de técnicas mais sustentáveis e o uso racional de recursos externos, como fertilizantes e corretivos. Essa abordagem favorece a produtividade ao mesmo tempo em que promove a conservação dos recursos naturais, contribuindo para a resiliência dos agroecossistemas locais.

Portanto, o impacto desta pesquisa transcende os ganhos produtivos imediatos, oferecendo uma base científica sólida para decisões agronômicas mais eficientes e sustentáveis. Ao promover a gestão territorial orientada pela variabilidade dos atributos do solo, o estudo reforça a importância de políticas

públicas e iniciativas técnicas voltadas à qualificação do manejo agrícola em áreas rurais do Maranhão, fortalecendo a agricultura familiar e os sistemas produtivos locais por meio de inovações sustentáveis e acessíveis.

CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

TÍTULO DA TESE: DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO EM SISTEMAS DE PRODUÇÃO CONVENCIONAL NO LESTE MARANHENSE

AUTOR: GÊNESIS ALVES DE AZEVEDO

ORIENTADOR: GENER TADEU PEREIRA

Aprovado como parte das exigências para obtenção do Título de Doutor em Agronomia (Ciência do Solo), pela Comissão Examinadora:

Prof. Dr. GENER TADEU PEREIRA (Participação Virtual)
Departamento de Ciências Exatas / FCAV UNESP Jaboticabal

Documento assinado digitalmente
 **GENER TADEU PEREIRA**
Data: 23/04/2025 17:45:19-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. JOÃO FERNANDES DA SILVA JÚNIOR (Participação Virtual)
Universidade Federal Rural da Amazônia (UFRA) / Capanema/PA

Documento assinado digitalmente
 **JOAO FERNANDES DA SILVA JUNIOR**
Data: 23/04/2025 18:14:40-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. ALAN RODRIGO PANOSSO (Participação Virtual)
Departamento de Ciências Exatas / FCAV UNESP Jaboticabal

Documento assinado digitalmente
 **ALAN RODRIGO PANOSSO**
Data: 23/04/2025 21:54:11-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Pesquisador Dr. ANTÔNIO CARLOS REIS DE FREITAS (Participação Virtual)
Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) / São Luís/MA

Documento assinado digitalmente
 **ANTONIO CARLOS REIS DE FREITAS**
Data: 24/04/2025 10:53:12-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. MARCÍLIO VIEIRA MARTINS FILHO (Participação Virtual)
Departamento de Ciencia do Solo / FCAV UNESP Jaboticabal



Documento assinado digitalmente

MARCILIO VIEIRA MARTINS FILHO
Data: 24/04/2025 15:34:27-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Jaboticabal, 23 de abril de 2025

DADOS CURRICULARES DO AUTOR

Gênesis Alves de Azevedo – Paraense, solteiro, nascido na cidade de Belém no dia 15 de junho de 1996, filho de Conceição de Maria Alves de Azevedo e James Ribeiro de Azevedo. No segundo semestre de 2015 ingressou no curso de Agronomia na Universidade Federal do Maranhão – UFMA/CCCh, concluindo o curso no primeiro semestre de 2019 no formato especial com 4,5 anos de curso. Foi bolsista de iniciação científica (PIBIC – UFMA) durante 02 anos, desenvolvendo trabalhos na área de fruticultura, floricultura, agroecologia e pós - colheita de frutas e hortaliças no mercado varejista de Chapadinha - MA. Como membro permanente do núcleo de estudo em agroecologia e agricultura familiar (NEAF) participou efetivamente de projetos de pesquisa e extensão durante a graduação e com continuidade na pós-graduação. Ainda no ano de 2019, após formado, iniciou a especialização em Agroecologia e Biodiversidade pelo Instituto Federal do Maranhão – IFMA, *campus* São Raimundo das Mangabeira (online), onde concluiu o curso no ano de 2020. Também no ano de 2019 ingressou no curso de Mestrado (presencial) do Programa de Pós – Graduação em Agronomia (Sistemas de Produção) na Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”, na Faculdade de Engenharia do campus de Ilha Solteira, onde foi bolsista da CAPES, obtendo o título de Mestre em Agronomia no ano de 2021. Neste mesmo ano de 2021 iniciou a especialização em Pós – Colheita de Produtos Hortifrutícolas (online) pelo Instituto Federal do Sertão do Pernambuco, *campus* de Petrolina e também o curso de Doutorado (presencial) em Agronomia (Ciência do Solo) pela Universidade Estadual Paulista – UNESP, no Centro de Ciências Agrárias e Veterinárias — *campus* Jaboticabal, sendo bolsista da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES). Concluiu o curso de especialização de Pós-colheita em 2022, obtendo o título de especialista em Pós – Colheita de produtos hortifrutícolas. Em 2023 iniciou a docência no ensino superior na Universidade Federal do Maranhão – UFMA, *campus* de Chapadinha como professor substituto, após concluir todos os requisitos presenciais exigidos pelo curso de Doutorado em Agronomia na UNESP, *Campus* Jaboticabal. Na Universidade Federal do Maranhão – UFMA é responsável técnico-científico pelo projeto de extensão “Melhoria da

qualidade de vida de agricultores familiares no município de Chapadinha, Maranhão” e ministra as disciplinas de Agroecologia, Extensão Rural, Políticas Agrárias, Deontologia e Receituário Agrônomo até o presente momento. Em 2025 iniciou a especialização em Ensino de Ciências da Terra e do Meio Ambiente pela Universidade Federal do Pará campus Marabá (online), onde cursa até o presente momento e com perspectiva de conclusão em 2026.

Epígrafe

“Se os frutos produzidos pela terra, ainda não são tão doces e polpudos quanto as peras, da tua ilusão, amarra o teu arado a uma estrela, e os tempos darão, safras e safras de sonhos, quilos e quilos de amor, noutros planetas risonhos, outras espécies de dor” (Gilberto Gil).

Dedicatória

Dedico à Deus e aos meus pais James Azevedo e Conceição Azevedo que incansavelmente lutaram para que eu pudesse ter acesso à educação de qualidade, à cultura e aos recursos possíveis para a conclusão de forma tranquila e exitosa das etapas pessoais e profissionais de minha vida, sempre com amor, carinho e paciência.

AGRADECIMENTOS

Agradeço à Deus e à interseção de Nossa Senhora, pois deles vieram a força motriz para que meus caminhos pudessem ser trilhados, junto ao medo e a incertaza.

Aos meus pais, James Ribeiro de Azevedo e Conceição de Maria Alves de Azevedo pelo apoio incondicional nas minhas escolhas e etapas pessoais e profissionais, sempre com amorosidade, atenção e zelo.

Aos meus amigos de Jaboticabal Jairo Restrepo Arango e toda República Tocaia pela amizade e momentos de descontração e lazer, fundamentais para o enfrentamento dos dias difíceis.

Ao meu orientador Prof. Dr. Gener Tadeu Pereira, pelos ensinamentos, paciência, compreensão e por representar mais do que uma figura institucional de orientar, mas um conselheiro e pai científico.

À professora de fertilidade Mara Cristina Pessôa da Cruz por sua significativa e importante ajuda com as avaliações e análises dos materiais da pesquisa e por ser uma pessoa tão amorosa e compreensiva em seus ensinamentos.

À toda equipe do Grupo CSME pelo suporte tecnológico e educacional oferecido e coordenado pelo professor José Marques Júnior.

Ao professor Newton, Teresa, Marcílio, e os demais professores da UNESP/FCAV que contribuíram de forma direta e influenciaram de forma efetiva para minha ascensão profissional e pessoal.

À Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias - Unesp “Júlio de Mesquita Filho” *Campus* de Jaboticabal pela oportunidade de me proporcionar ensino de alta qualidade e o curso Pós-Graduação em Agronomia.

À Universidade Federal do Maranhão por me proporcionar estrutura e laboratórios para que as análises físicas de solo pudessem ser realizadas, além de suporte técnico com deslocamento, enaltecendo a importância da qualificação técnica do seu quadro de professores.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior CAPES, pelo financiamento deste trabalho.

À Fazenda Unha de Gato pelo apoio e atenção prestados ao longo da pesquisa e análises de solo, em especial na pessoa do senhor Garrincha

Andregueto e sua família.

A minha cadela Kira Maria por todo auxílio e acessoramento durante a minha escrita científica, sempre com seu olhar atencioso e sincero.

A todos que, direta ou indiretamente, colaboraram para que esta pesquisa fosse conduzida e concluída.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001

LISTA DE FIGURA

CAPÍTULO 1

Figura 1 - Exemplo de Semivariograma (CAMARGO, 1997).....	17
--	----

CAPÍTULO 2

Figura 1 - Mapa de localização da área experimental no município de Mata Roma, Maranhão, Brasil.....	40
---	----

Figura 2 - Representação geográfica da área de estudo referente à altimetria do terreno, localizado no município de Mata Roma – Maranhão, fazenda Unha de Gato.....	41
--	----

Figura 3 - Representação geográfica da malha amostral (X) e (Y) da área experimental, com pontos amostrados e adensados para validação externa, localizada na fazenda Unha de Gato, município de Mata Roma – Maranhão.....	42
---	----

Figura 4 - Determinação da umidade do solo com auxílio da mesa de tensão (4A) e porosidade total, macroporosidade e microporosidade do solo com auxílio do conjunto cilindro-tecido-elástico (4B).....	43
---	----

Figura 5 - Mapas de padrão espacial da distribuição para os atributos físicos do solo: Altimetria (5A); Umidade do Solo (5B); Areia Grossa (5C); Areia Fina (5D); Silte (5E); Argila (5F); Microporosidade (5G); Macroporosidade (5H); Porosidade Total (5I); Densidade (5J), da área experimental, sob sistema de produção convencional, município de Mata Roma Maranhão.....	59
---	----

Figura 6 – Mapas de padrão espacial da distribuição para os atributos químicos do solo: matéria orgânica do solo (6A), pH (6B), K ⁺ (6C), Ca ²⁺ (6D), Mg ²⁺ (6E), H + Al (6F), SB (6G), CTC (6H), V% (6I), da área experimental, sob sistema de produção convencional, município de Mata Roma Maranhão.....	61
---	----

LISTA DE TABELA

CAPÍTULO 2

Tabela 1 - Estatística descritiva da altimetria e das variáveis físico-químicas do solo da área experimental.....	48
Tabela 2 - Modelos, parâmetros dos semivariogramas da altimetria e das variáveis físico-químicas da área experimental.....	55
Tabela 3 - Matriz de correlação dos atributos físico-químicos do solo, além da altimetria em área de produção convencional na profundidade de 0,00 - 0,20 m no município de Mata Roma Maranhão, Brasil.....	64

LISTA DE EQUAÇÕES

CAPÍTULO 1

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \text{ Equação 1 -16}$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-\frac{3h}{a}\right) \right], h \geq 0 \text{ Equação 2 -17}$$

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a}\right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a}\right)^3 \right], & 0 < h \leq a \\ C_0 + C_1, & h \geq a \end{cases} \text{ Equação 3 -17}$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-\frac{3h^2}{a^2}\right) \right], h \geq 0 \text{ Equação 4 -18}$$

$$\gamma(h) = C_0 + b(h)^e, h \geq 0 \text{ Equação 5 -18}$$

$$R^2 = \frac{\sum(Y_{obs} - \bar{Y})^2 - \sum(Y_{obs} - Y_{est})^2}{\sum(Y_{obs} - \bar{Y})^2} \text{ Equação 6 -18}$$

CAPÍTULO 2

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \text{ Equação 1 -45}$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(xi) - Z(xi + h)]^2 \text{ Equação 2 -45}$$

$$GDE = \left(\frac{c_1}{c_0 + c_1} \right) 100 \text{ Equação 3 -46}$$

$$\hat{z}(x_0) - m(x) = \sum_{i=1}^{n(h)} \lambda_i(x_i) [Z(x_i) - m(x_i)]$$

$$z(x_0) \hat{z}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(x_i) \text{ Equação 4 -46}$$

SUMÁRIO

RESUMO.....	xiv
ABSTRACT.....	xv
CAPÍTULO 1 – CONSIDERAÇÕES GERAIS.....	1
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	3
2.1 – A cultura do milho.....	3
2.1.1 – Características gerais.....	3
2.1.2 – Produção mundial de milho.....	4
2.1.3 – Produção nacional de milho.....	6
2.1.4 – Produção regional de milho	9
2.2 – Sistema convencional de plantio de milho.....	11
2.3 – Planejamento do uso do solo.....	12
2.4 – Geoestatística.....	14
2.5 – Métodos teóricos dos semivariogramas.....	17
2.6 – Krigagem Ordinária.....	20
REFERÊNCIAS.....	23
CAPÍTULO 2 – MODELAGEM DA VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICO-QUÍMICOS DO SOLO NA CULTURA DO MILHO (<i>Zea</i> <i>mays</i> L.) EM SISTEMA DE PRODUÇÃO CONVENCIONAL NO LESTE MARANHENSE.....	34
RESUMO.....	34
ABSTRACT.....	35
1 – INTRODUÇÃO.....	36
2 – MATERIAL E MÉTODOS.....	39
2.1 – Descrição da área.....	39
2.2 – Caracterização climática e solo.....	40
2.3 – Malha experimental, metodologia de campo e amostragem.....	41
2.4 – Análises físico-químicas das amostras e altimetria da área experimental.....	42
2.5 – Estatística descritiva e geoestatística.....	44
2.6 – Análises de correlação entre os atributos.....	44
2.7 – Construção dos semivariogramas.....	45
2.8 – Grau de dependência espacial.....	46
2.9 – Mapas de krigagem Ordinária.....	46
2.10 – Validação Cruzada (leave-one-out cross-validation, LOOCV).....	47
3 – RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	47
4 – CONCLUSÃO.....	65
REFERÊNCIAS.....	66
APÊNDICE.....	75
ANEXOS.....	84

DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO EM SISTEMAS DE PRODUÇÃO CONVENCIONAL NO LESTE MARANHENSE

RESUMO: O estudo da variabilidade espacial dos atributos do solo é de fundamental importância para o manejo adequado dos plantios agrícolas, conservação do solo e otimização dos insumos agrícolas, visando à diminuição do impacto econômico, social e ambiental dos processos. A utilização de técnicas de geoestatística e de geoprocessamento envolvidas no contexto do setor agropecuário permite a realização do mapeamento da variabilidade espacial dos atributos estudados. A pesquisa teve como objetivo, por meio de estudos geoestatísticos e de correlação, determinar a variabilidade espacial da altimetria e dos atributos físico-químicos do solo em área com sistemas de preparo e cultivo convencional, buscando suprir a escassez de informações integradas sobre como essas variáveis se relacionam em sistema produtivo de milho, a fim de subsidiar práticas de agricultura de precisão e uso mais eficiente de insumos, com impacto positivo na produtividade das culturas em áreas com reboleiras. A pesquisa foi conduzida em área sob sistema de plantio convencional, constituindo um total de 32 ha de plantio de milho e *Brachiaria ruziziensis*. A amostragem de solo foi feita nas entrelinhas de plantio de milho na profundidade de 0,0 – 0,20 m em 300 pontos amostrais georreferenciados. Foram feitas análises de altimetria e atributos físico-químicos das amostras, como: umidade, areia grossa, areia fina, silte, argila, porosidade total, macroporosidade, microporosidade, densidade do solo, dentre os atributos físicos, e matéria orgânica, pH, K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} , $H + Al$, SB, CTC e V%, dentre os atributos químicos. Inicialmente, realizou-se a análise da variabilidade dos dados pela estatística descritiva (média, mediana, máximo, mínimo, desvio padrão, assimetria, curtose e CV), utilizando-se o programa computacional R versão 4.4.2, bem como gráficos e tabelas. As limitações agrícolas relacionadas a declividade da área e características físico-químicas do solo estudado podem restringir a produtividade das culturas agrícolas e afetar a qualidade de manejo da área. O modelo ajustado aos semivariogramas experimentais das variáveis foi o exponencial e esférico. Os mapas do padrão espacial das variáveis apresentaram valores próximos em relação aos atributos físicos do solo na área avaliada, com grau de dependência espacial baixo, com excessão da altimetria da área, podendo esse resultado estar ligado ao manejo convencional da área por vários anos consecutivos, somando-se a mecanização agrícola. Por outro lado, as variáveis físico-químicas apresentaram forte dependência espacial e alta variabilidade segundo os mapas, podendo estes resultados serem atribuídos aos sintomas visuais de deficiência nutricional de plantas de milho.

PALAVRAS-CHAVE: Manejo do solo; Análise físico-química; Correlação; Geoestatística.

SPATIAL DISTRIBUTION OF SOIL ATTRIBUTES IN CONVENTIONAL PRODUCTION SYSTEMS IN EASTERN MARANHENSE

ABSTRACT: Studying the spatial variability of soil attributes is crucial for proper crop management, soil conservation, and optimization of agricultural inputs, aiming to reduce the economic, social, and environmental impact of these processes. The use of geostatistical and geoprocessing techniques in the agricultural sector allows mapping the spatial variability of the attributes studied. The research aimed to determine the spatial variability of soil altimetry and physical-chemical attributes in areas with conventional tillage and cultivation systems through geostatistical and correlation studies. This study seeks to address the lack of integrated information on how these variables relate to corn production systems. This information can support precision agriculture practices and more efficient use of inputs, with a positive impact on crop productivity in areas with reboleiras (corn-growing areas). The research was conducted in an area under a conventional tillage system, comprising a total of 32 ha of corn and *Brachiaria ruziziensis*. Soil sampling was performed between corn rows at a depth of 0.0–0.20 m at 300 georeferenced sampling points. Analyses of altimetry and physicochemical attributes of the samples were performed, including moisture, coarse sand, fine sand, silt, clay, total porosity, macroporosity, microporosity, soil bulk density (physical attributes), and organic matter, pH, K⁺, Ca²⁺, Mg²⁺, H + Al, SB, CEC, and V% (chemical attributes). Initially, data variability was analyzed using descriptive statistics (mean, median, maximum, minimum, standard deviation, skewness, kurtosis, and CV) using the R software version 4.4.2, as well as graphs and tables. Agricultural limitations related to the slope of the area and the physical and chemical characteristics of the soil studied can restrict the productivity of agricultural crops and affect the quality of management in the area. The model fitted to the experimental semivariograms of the variables was exponential and spherical. The maps of the spatial pattern of the variables showed values close to the physical attributes of the soil in the evaluated area, with a low degree of spatial dependence, with the exception of the area's altimetry. This result may be linked to the conventional management of the area for several consecutive years, coupled with agricultural mechanization. On the other hand, the physicochemical variables showed strong spatial dependence and high variability according to the maps, which may be attributed to the visual symptoms of nutritional deficiency in corn plants.

KEYWORDS: Management; Physicochemical analysis; Physical analysis; Correlation; Geostatistics.

CAPÍTULO 1 – CONSIDERAÇÕES GERAIS

1. INTRODUÇÃO

A funcionalidade do solo está diretamente relacionada à manutenção equilibrada de suas propriedades físicas, químicas e biológicas, assegurando a provisão adequada de água, nutrientes e suporte às plantas. Solos com boa estabilidade estrutural favorecem a infiltração de água, o desenvolvimento radicular e a atividade biológica, além de apresentarem menor suscetibilidade à compactação e erosão. Práticas conservacionistas são essenciais para preservar essas características, promovendo a sustentabilidade dos sistemas agrícolas (TORMENA et al., 2020; BLAINSKI et al., 2021).

Diversos atributos físicos e químicos têm sido utilizados para avaliar os impactos do manejo do solo, especialmente em sistemas convencionais. Entre os indicadores mais empregados estão a densidade e porosidade do solo, a resistência à penetração, a umidade, a densidade de partículas, além do teor de matéria orgânica e o acúmulo de nutrientes. Essas variáveis permitem diagnosticar alterações na qualidade do solo e orientar práticas de manejo mais sustentáveis (MOREIRA et al., 2021; ROSSETTI et al., 2022; FERNANDES et al., 2020).

Além da problemática do uso de recursos não renováveis e manejo convencional das áreas cultiváveis, elenca-se a questão do uso do solo sem um planejamento adequado. Para realizar um planejamento do solo para fins de uso e manejo, é importante avaliar como os atributos físico-químicos do solo estão distribuídos em uma determinada área para melhor aplicação de insumos externos.

Nesse sentido, a utilização insustentável de recursos naturais, aliada ao manejo inadequado das áreas agrícolas, tem gerado preocupações quanto à degradação do solo e à ineficiência no uso de insumos. A ausência de um planejamento adequado do uso e manejo do solo compromete sua sustentabilidade a longo prazo. Para um manejo racional, é fundamental conhecer a variabilidade espacial dos atributos físicos do solo, o que permite a aplicação localizada e eficiente de insumos, contribuindo para o aumento da

produtividade e a conservação ambiental (SILVA et al., 2020; SOUZA et al., 2021).

Nesse cenário, a agricultura de precisão (AP) tem ganhado destaque por possibilitar intervenções localizadas e aplicação em taxa variada, superando o modelo tradicional de manejo, caracterizado por decisões generalizadas com base em diagnósticos médios. A AP promove uma gestão mais eficiente dos fatores de produção ao considerar a variabilidade espacial e temporal das lavouras, otimizando o uso de insumos e reduzindo impactos ambientais. A intensificação do monitoramento e da coleta de dados permite diagnósticos mais detalhados e recomendações específicas, contribuindo para maior sustentabilidade e produtividade nos sistemas agrícolas (FERREIRA et al., 2021; GABRIEL FILHO et al., 2020).

A aplicação uniforme de insumos, como fertilizantes, corretivos e defensivos agrícolas, desconsidera a variabilidade espacial dos solos e das culturas, podendo resultar em sobredosagem em algumas áreas e subdosagem em outras. Esse desequilíbrio compromete a eficiência do manejo nutricional, além de aumentar os riscos de contaminação ambiental, especialmente pela lixiviação de nutrientes para os lençóis freáticos. O excesso de determinados nutrientes pode ainda causar desbalanços nutricionais nas plantas, limitando seu crescimento e produtividade. A adoção de práticas de manejo localizado, como na agricultura de precisão, permite mitigar esses problemas, promovendo maior sustentabilidade e eficiência no uso de insumos (TEIXEIRA et al., 2022; SILVA et al., 2021).

O uso racional de insumos agrícolas ultrapassa os objetivos econômicos de maximizar lucros ou reduzir perdas, estando diretamente relacionado à sustentabilidade da produção. A aplicação precisa de fertilizantes, com base na real necessidade das plantas, contribui para o melhor aproveitamento dos nutrientes e maximização do potencial produtivo das culturas.

Nesse contexto, a geoestatística tem se mostrado uma ferramenta eficiente para mapear a variabilidade espacial dos atributos físicos e químicos do solo, permitindo diagnósticos mais detalhados e subsidiando decisões de manejo localizado. Essa abordagem é fundamental para aumentar a eficiência do uso de insumos e promover a sustentabilidade dos sistemas agrícolas (OLIVEIRA et al., 2020; FIGUEIREDO et al., 2021).

Dessa forma, este trabalho teve objetivo, analisar a variabilidade espacial dos atributos físico-químicos do solo na cultura do milho em sistema de plantio convencional, a fim de verificar quais atributos podem ter relação direta ou indireta no desenvolvimento e a produtividade da cultura, visando fornecer subsídios para manejo específico da área.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 A cultura do milho

2.1.1 Características Gerais

O milho (*Zea mays* L.), pertencente à família Poaceae e gênero *Zea*, é uma das plantas de maior importância comercial originária do continente americano, sendo também, umas das culturas mais antigas de todo o mundo. Escavações arqueológicas e geológicas evidenciam seu cultivo há, pelo menos, cinco mil anos (DUARTE; MATTOSO; GARCIA, 2021). A importância econômica do milho é ampla, por integrar as necessidades nutricionais para vida humana e animal. A produção consiste principalmente de rações para avicultura e suinocultura, silagem para bovinocultura, alimentação humana como substituto da farinha de trigo, além de fazer parte de bebidas, álcool, óleos e cola (SILVA et al. 2017).

Com a chegada de povos europeus à América durante o período das grandes navegações, a cultura do milho expandiu-se rapidamente para outras regiões, sendo introduzida na Europa por Cristóvão Colombo e utilizado como fonte de alimento para animais e para a população mais humilde. De acordo com as diversas aplicabilidades e importâncias dadas a essa cultura, o milho apresenta-se como uma potência econômica no mundo e também no que se diz respeito a produção e tecnologias (APROSOJA, 2022).

Devido ao fato de o milho ter uma utilização bastante ampla e às crescentes demandas pelo cereal (BARROS et al., 2015). A grande capacidade de produção do milho está relacionada à sua eficiência em conversão da energia radiante e, conseqüentemente, na maior produção de biomassa (FANCELLI, 2003; MAGALHÃES; SOUZA, 2019). Em relação às temperaturas, são considerados, os limites mínimo, ótimos e máximos para o cultivo do milho 10° C, de 25° C a 30° C e de 42° C respectivamente e para a produção sem o

uso de irrigação, a cultura exige um mínimo de 350 a 500 mm de água. Atingindo sua máxima produtividade com um consumo de 500 e 800 mm de água durante o seu ciclo (ANDRADE, 2000).

O milho tem duas safras, a primeira sendo a de verão, e a segunda, de inverno, chamada 'safrinha'. O plantio é zoneado pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) e tem alto potencial produtivo, se observada a época correta do plantio, que sofre influência da temperatura (a planta tende a ter a mesma do ambiente que a envolve), da umidade (apesar de ser exigente em água, pode ser cultivada em regiões onde as precipitações vão de 250 mm a 5.000 mm anuais, sendo geralmente uma cultura de sequeiro), do fotoperíodo (tempo de exposição da planta à luz solar) e da radiação solar (em cuja absorção o milho é uma planta muito eficiente, fixando gás carbônico pela fotossíntese). O período de plantio, na Região Sul, é de agosto a setembro; no CentroOeste e Sudeste, de outubro a novembro. No Nordeste (principalmente Bahia e Piauí), o plantio é concentrado no final de novembro e durante dezembro (COÊLHO, 2017).

2.1.2 Produção mundial de milho

De acordo com Dantas Coêlho (2021), o milho é um dos três cereais mais plantados no mundo. São mais de 140 espécies diferentes e, apesar do grande uso na culinária, a maior utilização é pela indústria de ração animal (53% da demanda total, contra 2% da demanda para consumo humano), (Abimilho, 2021). Estados Unidos, China e Brasil devem produzir 69% de 1,21 bilhão de toneladas na safra 2021/22.

Desse modo, no decorrer das últimas décadas, o milho alcançou o patamar de maior cultura agrícola do mundo, sendo a única a ter ultrapassado a marca de 1 bilhão de toneladas, abandonando antigos concorrentes, como o arroz e o trigo. Concomitantemente à sua importância em termos de produção, a cultura ainda se notabiliza pelos diversos usos, estimativas apontam para mais de 3.500 aplicações deste cereal. Além da relevância no aspecto de segurança alimentar, na alimentação humana e, principalmente, animal, é possível produzir com o milho uma infinidade de produtos, tais como combustíveis, bebidas, polímeros, etc. (MIRANDA, 2018).

O USDA estimou estoques finais da safra mundial de milho de 2023/24 em 319,63 milhões de toneladas. A safra dos Estados Unidos em 2023/24 foi de aproximadamente 389,69 milhões de toneladas, enquanto a estimativa de safra brasileira de milho é de 124 milhões de toneladas (USDA, 2024). Em comparativos com a safra passada, a produção mundial de milho de 2021/22, obteve-se recorde de 1,19 bilhão de toneladas, um aumento expressivo é impulsionado pelos maiores rendimentos nos Estados Unidos, Brasil, China, Ucrânia e Argentina (USDA, 2023). Nos Estados Unidos, a produção de milho foi projetada em 380,8 milhões de toneladas, um incremento de 5,7% em relação ao ano anterior, atribuído à expansão da área cultivada e à melhoria da produtividade. Para o Brasil, a produção foi de 118 milhões de toneladas, representando um crescimento de 15,7% em comparação com a safra de 2020/21 (CONAB, 2022).

A produção na China também teve um aumento, alcançando 268 milhões de toneladas, um aumento de 2,8% em relação ao cultivo anterior (USDA, 2023). O consumo mundial de milho na safra 2021/22 cresceu cerca de 3%, totalizando 1,18 bilhão de toneladas. Este aumento na demanda é acompanhado por uma elevação nos estoques globais, que atingiram 292,3 milhões de toneladas, uma alta de 3,1% em relação ao cultivo passado (USDA, 2022). Nos Estados Unidos, os estoques finais de milho são 19,9% maiores do que no cultivo anterior, totalizando 38,3 milhões de toneladas, enquanto no Brasil os estoques foram de 70,7%, atingindo 8,9 milhões de toneladas (USDA, 2024; CONAB, 2024). As exportações mundiais de milho alcançaram 197,5 milhões de toneladas na safra 2021/22, um aumento de 10,6 milhões de toneladas em relação à safra anterior (USDA, 2023).

Embora as exportações dos Estados Unidos diminuíssem em 8,3 milhões de toneladas, as vendas de milho da Ucrânia e da Rússia aumentaram, adicionando competitividade ao mercado global. No entanto, uma menor produção ocorreu na Argentina e no Brasil na safra 2020/21 o que limitou suas exportações iniciais em 2021/22, beneficiando as exportações americanas no primeiro semestre do período. No consumo interno, os Estados Unidos utilizaram cerca de 312,8 milhões de toneladas, enquanto a China registrou um consumo recorde de 294 milhões de toneladas. A União Europeia e o Brasil também aumentaram no consumo, alcançando 77,9 milhões e 73 milhões de toneladas,

respectivamente (USDA, 2024; CONAB, 2024).

No cenário mundial, o consumo de milho tem superado sua produção. Para a safra 2024/2025, as estimativas indicam um consumo global de aproximadamente 1,274 bilhão de toneladas, enquanto a produção deve alcançar 1,265 bilhão de toneladas, resultando em estoques finais de cerca de 277,8 milhões de toneladas. Esse valor representa o menor nível desde a safra 2013/2014 e configura o segundo corte consecutivo nos estoques globais (USDA, 2024; INVESTING, 2024). A relação estoque/consumo, quando desconsiderados os estoques acumulados pela China, atinge cerca de 7,8%, o menor patamar dos últimos 30 anos (CONAB, 2024). Embora a produção global continue crescendo, o consumo tem aumentado em ritmo ainda mais acelerado, impulsionado principalmente pela elevação da demanda por proteína animal e pela ampliação do uso industrial do milho, sobretudo em países emergentes como China e Índia (BNB, 2023; TRIDGE, 2024; REUTERS, 2025).

2.1.3 Produção nacional de milho

O milho destaca-se como uma das principais *commodities* agrícolas em escala nacional e internacional, sendo essencial tanto para economias desenvolvidas quanto em desenvolvimento. Sua versatilidade e ampla utilização, desde a alimentação humana e animal até a produção de biocombustíveis e produtos industriais, tornam essa cultura estratégica para a segurança alimentar e energética global. A crescente demanda e a expansão da produção reforçam sua relevância econômica e geopolítica nos mercados internos e externos (MARTINS et al., 2021; SILVA et al., 2020).

O seu uso, na alimentação animal, representa a maior parte do consumo no mundo, principalmente para a produção de rações. Na alimentação humana, o milho é consumido a partir de seus derivados, mas pode ser consumido sem ter sido processado. Em propriedades com baixa renda, o seu consumo tem importância na subsistência, principalmente em regiões como a do semi-árido nordestino, onde o consumo é realizado de forma direta, servindo como fonte de energia diária (ARTUZO, 2019).

Ainda segundo Artuzo, (2019) o Brasil é um importante provedor de alimentos para o mundo. Detentor de diferentes paisagens e clima, o que oferece oportunidade de cultivos para uma gama de variedades de produtos agrícolas, o

Brasil tornou-se um dos maiores *players* na produção global de alimentos, produzindo e exportando *commodities* agrícolas. Dessa forma, o agronegócio tem sido vital para a economia, representando cerca de um quarto (23%) do PIB do país.

O crescimento do setor nos últimos anos significa que o seu papel no aumento da produção mundial de alimentos, e na ajuda na alimentação da crescente população mundial, está se tornando cada vez mais importante. A produção agrícola aumentou significativamente.

O milho figura entre as principais *commodities* agrícolas brasileiras, com destaque para seu expressivo crescimento nas últimas décadas. Entre os principais grãos produzidos no país, o milho apresenta significativa expansão tanto em volume quanto em produtividade, impulsionada pelo avanço tecnológico e pela adoção de práticas mais eficientes de manejo. Segundo dados recentes, a produção de milho no Brasil ultrapassou 127 milhões de toneladas na safra 2022/2023, consolidando o país como um dos maiores produtores e exportadores mundiais do grão (CONAB, 2023).

Atualmente, o Brasil é o terceiro maior produtor mundial de milho, com produção total de 115.223,1 mil toneladas e área plantada de 21.661,2 mil hectares, resultando numa produtividade média de 5.319 kg ha⁻¹ (CONAB, 2022). A produção de milho no Brasil tem apresentado crescimento significativo, impulsionado por avanços tecnológicos e maior eficiência no uso de insumos. Na safra 2022/2023, por exemplo, o país registrou um aumento de 12,9% na produção em relação à safra anterior, totalizando cerca de 127,8 milhões de toneladas, enquanto a área plantada cresceu 4,5%. Esse desempenho reforça a importância estratégica do milho para a agricultura brasileira e para o mercado internacional de grãos (CONAB, 2023).

Diversos fatores têm impulsionado a expansão da cultura do milho no Brasil, entre eles a valorização do grão no mercado internacional, o aumento da rentabilidade para o produtor, a ampliação da demanda externa e os avanços nas políticas de comércio agrícola. A consolidação de acordos comerciais e a modernização da infraestrutura logística também contribuíram para elevar a competitividade do milho brasileiro no cenário global, posicionando o país entre os maiores exportadores mundiais (BARROS et al., 2021; COSTA et al., 2022).

No Brasil o milho tem sido cultivado em diferentes condições ambientais,

desde as regiões mais quentes até as mais frias, com baixas altitudes e latitudes, proporcionando diferentes potências de produtividade. O cultivo brasileiro divide-se em primeira e segunda safra, se tornando um diferencial comparado a outros países. Em relação à produção, o milho ocupa a segunda posição nacional, ficando apenas atrás da soja (ARTUZO et al., 2022).

Para crescimento e bom desenvolvimento da cultura do milho é imprescindível a influência mútua de uma série de fatores ambientais, depende, por exemplo, da temperatura, radiação solar e disponibilidade de água, são requisitos fundamentais para que a cultura possa expressar o máximo seu potencial genético (COSTA et al., 2019). As práticas relacionadas ao manejo do estão entre os mais importantes para esta cultura, assim, é basilar que o solo tenha as características físicas estabelecidas, para que a cultura alcance produtividade (COSTA et al., 2019).

A cultura do milho possui expressiva relevância econômica e social, sendo uma das principais espécies de cereais cultivadas no Brasil. Além de sua versatilidade na cadeia produtiva, o milho contribui significativamente para a segurança alimentar e para o abastecimento das indústrias de ração e biocombustíveis. De acordo com a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), na safra 2022/2023, foram cultivados cerca de 22,3 milhões de hectares, com produção estimada em 127,8 milhões de toneladas e produtividade média de 5.739 kg ha⁻¹, evidenciando os avanços tecnológicos e a eficiência do setor produtivo (CONAB, 2023).

A ampla utilização do milho como produto principal, e o aproveitamento de produtos secundários como exemplo a silagem de restos culturais, torna a produção viável, além de que, várias cultivares estão sendo indicadas para a utilização de diversas cadeias produtoras, sendo direcionadas para a produção de grãos, silagem e produção de milho-verde (CRUZ et al. 2013).

Esta importante cultura é essencial para o avanço quantitativo e qualitativo do consumo de alimentos no Brasil, que ocorre através da interação entre os diversos elos da cadeia produtiva. Nestes elos, encontram-se os produtores rurais, empreendedores e uma competitiva e moderna agroindústria. Desta forma, cabe ressaltar que a cultura do milho é de fundamental importância para o setor agropecuário, sendo uns dos principais insumos do complexo agroindustrial devido às suas diferentes aplicações, assumindo importante papel

socioeconômico (DA SILVA, 2021).

A produção nacional de milho prevista para a safra 2024/2025 é de aproximadamente 131,97 milhões de toneladas, representando um aumento expressivo de 14,3% em relação à safra anterior, o que equivale a um acréscimo de cerca de 16,5 milhões de toneladas. Essa produção está distribuída em uma área estimada de 21,56 milhões de hectares, o que também representa um crescimento de 2,4% na comparação com o ciclo anterior. A segunda safra, tradicionalmente a mais representativa, deve atingir 104,54 milhões de toneladas, registrando um avanço de 16,1%. Já a primeira safra está projetada em 24,92 milhões de toneladas, com aumento de 8,5% em relação à temporada anterior (CONAB, 2024).

De acordo com dados consolidados pela Companhia Nacional de Abastecimento (Conab), o volume total da produção brasileira de milho em 2024 está estimado em 126,9 milhões de toneladas, o que representa uma alta de 9,9% em comparação com a safra 2023/2024. Este aumento está inserido em um contexto mais amplo de crescimento da produção nacional de grãos, cuja estimativa total é de 336,1 milhões de toneladas na safra 2024/2025, número que simboliza um acréscimo de 13% em relação ao ciclo anterior (CONAB, 2024).

2.1.4 Produção regional de milho

No Nordeste brasileiro, o destaque na produção de milho concentra-se na região do MATOPIBA (Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia), especialmente nas áreas de Cerrado, que apresentam elevado potencial produtivo. Além disso, estados como Sergipe vêm se destacando mesmo fora dessa região, alcançando elevadas produtividades, como os 4.028 kg/ha estimados recentemente. Esse desempenho é atribuído à combinação de assistência técnica qualificada, políticas públicas de incentivo e investimentos em infraestrutura rural, o que torna a cultura economicamente viável para agricultores de diferentes portes. A intensificação tecnológica e a adaptação de cultivares ao semiárido também têm contribuído para a consolidação do milho como atividade estratégica no Nordeste (SILVA et al., 2020; FERREIRA et al., 2022).

As estimativas mais recentes confirmam a predominância da região Centro-Oeste como principal produtora de milho no Brasil, impulsionada especialmente pelo estado de Mato Grosso. Na safra 2022/2023, o Centro-Oeste

respondeu por aproximadamente 56,9 milhões de toneladas da produção nacional, seguido pelas regiões Sul (38,7 milhões), Sudeste (15,7 milhões) e Nordeste (14,5 milhões). Esses números evidenciam o crescimento da participação do Nordeste, impulsionado por políticas públicas, investimentos em tecnologia e ampliação das áreas cultivadas no Cerrado nordestino (CONAB, 2023).

Apesar da discrepância produtiva entre as regiões, principalmente na região do semiárido nordestino, que apresenta menores índices de produtividade, por frequentes períodos de seca, o aumento da produtividade tornou o país competitivo na produção de milho. Esse cenário coloca o Brasil entre os países com maiores incrementos produtivos no segmento agrícola (GASQUES et al., 2012). Os resultados evidenciam a importância da produção brasileira de milho, sua realocação entre as regiões e a possibilidade de investimentos em regiões nas quais poderiam apresentar melhores resultados produtivos, que, até então, se mostram ineficientes (ARTUZO, 2019).

A produção de grãos nos cerrados do Nordeste brasileiro tem se consolidado com base em sistemas intensivos, caracterizados pela adoção de tecnologias modernas, mecanização e uso eficiente de insumos, predominando em grandes propriedades rurais. Nesses contextos, o milho destaca-se como uma das principais culturas, impulsionado pelos preços competitivos e pela proximidade de polos consumidores, como os estados do Ceará e Pernambuco, que possuem cadeias produtivas de aves e suínos bem desenvolvidas. Já em outras regiões do Nordeste, a produção de milho ainda é majoritariamente conduzida por agricultores familiares, com menor grau de tecnificação, voltada para o autoconsumo ou mercados locais (SANTOS et al., 2021; RODRIGUES et al., 2020).

Nos últimos anos, a produção de milho na Região Nordeste tem apresentado crescimento significativo, impulsionado principalmente pela expansão da demanda das cadeias produtivas de aves e suínos, que consomem o grão como base alimentar. Estados como Sergipe, Piauí, Maranhão e Bahia vêm se destacando nesse cenário, com avanços expressivos em produtividade e tecnologia agrícola. A Bahia, em especial, consolidou-se como um dos principais polos produtores da região, impulsionada pela modernização de seus sistemas produtivos e pelo fortalecimento da agroindústria, fatores que têm

contribuído para o aumento da eficiência e competitividade da produção local (SILVA et al., 2021; ALMEIDA et al., 2023).

O Maranhão ocupa posição de destaque na produção de milho no Nordeste brasileiro, sendo o segundo maior produtor regional. Na safra 2022/2023, o estado alcançou uma produção estimada em 2,4 milhões de toneladas, com área plantada de aproximadamente 540 mil hectares. Esse desempenho reflete o avanço no uso de tecnologias agrícolas e o fortalecimento da cadeia produtiva. Além disso, o Maranhão mantém uma das maiores produtividades da região, atingindo médias superiores a 4.500 kg/hectare, resultado de investimentos em sementes de alto rendimento, mecanização e assistência técnica (CONAB, 2023).

2.2. Sistema convencional de plantio de milho

O sistema de plantio convencional de milho é determinante para o sucesso do cultivo, influenciando diretamente no rendimento agrícola em grandes áreas, contudo, o preparo intensivo e inadequado do solo tem sido associado à degradação estrutural, à aceleração dos processos erosivos e à perda de matéria orgânica, especialmente em sistemas convencionais. Essas práticas expõem o solo à ação de agentes climáticos e favorecem a rápida decomposição da matéria orgânica, reduzindo sua fertilidade e capacidade de retenção de água. O manejo conservacionista, por outro lado, tem se mostrado eficaz na manutenção da estrutura e funcionalidade do solo, promovendo maior sustentabilidade ao sistema produtivo (FREITAS et al., 2020; LIMA et al., 2021).

O sistema de plantio exerce influência direta sobre diversos processos físicos, químicos e biológicos do solo, afetando a retenção e infiltração de água, a aeração, a atividade microbiana, a resistência à erosão, o teor de matéria orgânica e a temperatura do solo. Esses fatores são determinantes para o crescimento, desenvolvimento e produtividade das culturas. A escolha adequada do sistema de plantio deve, portanto, considerar não apenas o desempenho produtivo, mas também os impactos ambientais e a sustentabilidade do manejo agrícola (SANTOS et al., 2020; GONÇALVES et al., 2022).

O tipo de preparo do solo, associado às características edáficas, intensidade de uso, tipo de implementos agrícolas e até mesmo à pressão exercida por carga animal, influencia diretamente os atributos físicos, químicos

e biológicos do solo (CUNHA et al., 2020). O preparo convencional, geralmente realizado com arados e grades, tem como objetivo promover o corte, a inversão, o destorroamento e o nivelamento da superfície, a fim de favorecer o estabelecimento inicial das culturas. No entanto, esse tipo de manejo pode aumentar a suscetibilidade à erosão e à lixiviação de nutrientes, principalmente sob condições climáticas adversas, como chuvas intensas e ventos fortes, comprometendo a fertilidade e a sustentabilidade do solo (LOPES et al., 2021).

Desse modo, os solos do Cerrado apresentam características físicas favoráveis à atividade agrícola, especialmente no que se refere à textura, estrutura e potencial de mecanização. No entanto, o uso intensivo e contínuo desses solos, muitas vezes com práticas de manejo inadequadas, tem provocado degradação de seus atributos físicos e químicos. Entre os principais impactos observam-se a compactação do solo, a redução da taxa de infiltração de água, a diminuição da aeração e da permeabilidade, fatores que comprometem a produtividade agrícola e a sustentabilidade dos sistemas de cultivo (RODRIGUES et al., 2020; MENEZES et al., 2022).

A estrutura ideal do solo é aquela que favorece o contato eficiente entre as raízes e as partículas do solo, garantindo espaço poroso adequado para o movimento de água e gases, além de oferecer baixa resistência à penetração radicular. No entanto, em muitos sistemas agrícolas, o manejo do solo ainda é baseado em preparos periódicos com o uso de implementos como arados, grades pesadas, escarificadores e subsoladores, caracterizando o sistema de Plantio Convencional (PC). Esse tipo de manejo, embora facilite o preparo inicial da área, pode comprometer a estrutura do solo ao longo do tempo, reduzindo sua qualidade física e dificultando o desenvolvimento das plantas (SILVA et al., 2020; PEREIRA et al., 2021).

2.3. Planejamento do uso do solo

A agricultura brasileira apresenta características únicas quando comparada a outros países, principalmente em razão da ampla variabilidade nas condições edafoclimáticas ao longo do território nacional. Essa diversidade permite a realização de mais de um cultivo anual da mesma cultura em várias regiões, especialmente nas áreas tropicais e subtropicais, favorecendo o aumento da produtividade por área cultivada. Esse potencial está diretamente

associado às condições climáticas favoráveis, como temperatura média elevada e regime de chuvas que permite a intensificação agrícola ao longo do ano (COSTA et al., 2020; MACHADO et al., 2022). Segundo a classificação de Köppen (2004), o Brasil é dividido em três grandes grupos, sendo eles: (A) Clima tropical, (B) Clima árido e (C) Clima temperado. Cada grupo apresenta tipos e subtipos.

Os grupos são formados a partir das características relacionadas à temperatura do ar e à precipitação (PEEL; FINLAYSON; MCMAHON, 2007), sendo possível um mesmo Estado fazer parte de dois grupos distintos. As relações entre o balanço hídrico, a temperatura e a umidade do ar, fazem parte do conjunto de elementos climáticos que influencia na produtividade do milho. Desse modo, cada região (até mesmo Estado) é influenciada por diferentes condições climáticas, sendo possível mais que um cultivo agrícola em um mesmo ano, ou a perda da safra em um Estado e uma supersafra em outro (ARTUZO, 2019).

A diversidade de biomas é uma das principais características ambientais do Brasil, que abriga seis grandes formações: Amazônia, Caatinga, Cerrado, Pantanal, Mata Atlântica e Pampa. A adoção e difusão de tecnologias agrícolas permitiram a expansão da agricultura sobre diferentes biomas, com destaque para o Cerrado, que se consolidou como um dos principais polos produtivos do país devido à sua ampla área disponível, boa mecanização e adaptabilidade de cultivares. Cada bioma apresenta diferentes potencialidades e limitações quanto ao uso agrícola. O Bioma Pampa, por exemplo, possui características edafoclimáticas que limitam a produção agrícola intensiva, mas favorecem atividades como a pecuária extensiva, sendo referência na produção animal sustentável (SOUZA et al., 2021; MOURA et al., 2023).

Da mesma forma, o território brasileiro apresenta uma ampla variabilidade de classes e tipos de solos, resultado da complexa interação entre fatores como relevo, clima, material de origem, cobertura vegetal e atividade biológica. Essa diversidade edáfica reflete as particularidades ambientais e históricas do Brasil, influenciando diretamente as potencialidades e limitações de uso dos solos em diferentes regiões. Além disso, as distintas formas de ocupação agrícola e os modelos de desenvolvimento territorial adotados ao longo do tempo contribuíram para moldar os padrões de uso e manejo dos solos,

reforçando a importância do planejamento agroambiental para a sustentabilidade da produção (SANTOS et al., 2020; BHERING et al., 2021).

É possível analisar um quadro sintético das paisagens brasileiras por região. Por exemplo: a região Nordeste do país apresenta uma grande diversidade de paisagens naturais, mas é amplamente marcada por áreas de clima semiárido (classificação BSh, segundo Köppen), com baixa pluviosidade, alta evapotranspiração e chuvas mal distribuídas ao longo do ano. O relevo predominante é de depressões interplanálticas e planaltos residuais. Os solos, em sua maioria, são rasos, pedregosos, com baixa capacidade de retenção de água, além de apresentarem baixa fertilidade natural. É comum a ocorrência de solos do tipo Neossolos e Luvisolos, com limitações químicas e físicas para o desenvolvimento de culturas mais exigentes, como o milho, exigindo o uso intensivo de tecnologias para correção e manejo adequado (IBGE, 2023; ALVAREZ et al., 2014).

A heterogeneidade do solo é uma característica inerente aos ambientes naturais, manifestando-se tanto em profundidade quanto na superfície, devido a fatores pedogenéticos e às intervenções antrópicas. Essa variabilidade pode apresentar padrões aleatórios ou estruturados, sendo, neste último caso, marcada por dependência espacial entre os atributos do solo. Para entender e quantificar essa variabilidade, técnicas de geoestatística têm sido amplamente utilizadas, permitindo a identificação de zonas homogêneas de manejo e a otimização do uso de insumos agrícolas. O reconhecimento da distribuição espacial dos atributos do solo é essencial para práticas agrícolas mais precisas e sustentáveis (MACHADO et al., 2020; FERREIRA et al., 2022).

A variabilidade espacial dos atributos físicos e químicos do solo é influenciada tanto por fatores naturais quanto pelas práticas de manejo adotadas nas áreas agrícolas. Compreender essa variabilidade é essencial para o planejamento sustentável da produção, pois permite a aplicação localizada e racional de insumos.

O mapeamento desses atributos por meio de técnicas estatísticas e geoestatísticas tem se mostrado eficiente, embora ainda exija grande número de amostras para garantir precisão nos modelos, o que pode aumentar os custos, o tempo de execução e o impacto ambiental das análises. Diante disso, têm sido desenvolvidas estratégias para otimizar o número de amostragens e integrar

tecnologias como sensores remotos e espectroscopia no campo, reduzindo a necessidade de análises laboratoriais convencionais (MELO et al., 2020; ALMEIDA et al., 2022).

2.4. Geoestatística

Atributos químicos do solo, como o pH, fósforo (P), potássio (K), cálcio (Ca) e magnésio (Mg), influenciam diretamente a disponibilidade de nutrientes e, consequentemente, a produtividade das culturas. Esses elementos atuam de forma individual e também interdependente na dinâmica nutricional das plantas. No entanto, a expressiva variabilidade espacial e temporal observada nesses atributos está associada a fatores adicionais, como a textura do solo, a topografia e a cobertura vegetal, que afetam os processos de retenção, lixiviação e mobilidade dos nutrientes no perfil do solo. Compreender essa variabilidade é essencial para o manejo localizado e eficiente dos insumos agrícolas (SOUZA et al., 2020; LIMA et al., 2023).

Desse modo, o manejo eficiente da variabilidade espacial dos atributos do solo exige um conhecimento aprofundado das dinâmicas espaço-temporais que governam suas propriedades. Para que se compreenda adequadamente essa variabilidade em áreas agrícolas, é necessário dispor de uma base robusta de dados. No entanto, os elevados custos e a demanda de tempo para a realização de amostragens detalhadas têm incentivado o desenvolvimento de abordagens alternativas. Entre essas, destacam-se o uso de interpoladores geoestatísticos, sensores de proximidade e técnicas de aprendizado de máquina, que permitem gerar mapas de atributos do solo a partir de conjuntos de dados esparsos, com boa acurácia e custo reduzido (MACHADO et al., 2021; LOPES et al., 2023).

O uso de técnicas geoestatísticas tem se intensificado nas ciências agrárias como uma ferramenta eficiente para avaliar, mapear e modelar a variabilidade espacial de atributos do solo e outros parâmetros agrícolas. A partir da interpolação de dados amostrados, essas técnicas permitem representar fenômenos contínuos com maior precisão espacial, contribuindo para o manejo site-specific e a agricultura de precisão. Apesar dos avanços, a seleção do método de interpolação mais adequado ainda representa um desafio,

especialmente em ambientes com elevada heterogeneidade. A análise espacial possibilita identificar zonas de manejo, minimizar os efeitos da variabilidade sobre a produtividade das culturas e estimar respostas a práticas agrícolas específicas, promovendo maior eficiência no uso de recursos (SOUSA et al., 2020; NASCIMENTO et al., 2021; MOURA et al., 2022).

A geoestatística compreende um conjunto de técnicas quantitativas destinadas à modelagem da dependência espacial entre dados amostrados, sendo amplamente utilizada para interpretar padrões geográficos e variabilidade de fenômenos naturais.

Os procedimentos iniciais envolvem a análise exploratória dos dados espaciais, com uso de ferramentas gráficas e mapas que auxiliam na identificação de tendências, estruturas espaciais e observações atípicas, tanto em termos estatísticos quanto em relação à vizinhança espacial. Essa abordagem tem sido essencial para estudos ambientais e agrícolas, pois permite integrar dados georreferenciados a modelos inferenciais robustos, ampliando a compreensão sobre a distribuição espacial das variáveis analisadas (OLIVEIRA et al., 2020; BATISTA et al., 2022).

A análise geoestatística permite detectar a existência da variabilidade e distribuição espacial de variáveis do solo, constituindo assim uma importante ferramenta na análise e descrição detalhada dos atributos do solo (VIEIRA et al., 2002). Uma ferramenta adequada para medir a dependência espacial é o semivariograma (MATHERON, 1963) que é estimado pela equação (1):

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

Em que:

- ✓ $\gamma(\mathbf{h})$ = Semivariância estimada para cada distância ($\mathbf{h}$);
- ✓ $N(\mathbf{h})$ = Número de pares de pontos separados por distância ($\mathbf{h}$);
- ✓ $z(x_i)$ = Valor da variável regionalizada no ponto x_i ; e
- ✓ $z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})$ = Valor no ponto $x + h$.

Os parâmetros do semivariograma (Figura 1) são descritos como:

- ✓ Alcance (**a**): distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente.

- ✓ Patamar (**C**): é o valor do semivariograma correspondente a seu alcance (a). Deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras ($\text{Var}[Z(\mathbf{x}) - Z(\mathbf{x}+\mathbf{h})]$) torna-se invariante com a distância.
- ✓ Efeito Pepita (**C₀**): idealmente, $\gamma(\mathbf{0})=0$. Entretanto, na prática, à medida que **h** tende para 0 (zero), $\gamma(\mathbf{h})$ se aproxima de um valor positivo chamado *Efeito Pepita* (**C₀**), que revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição (Isaaks e Srivastava, 1989), mas é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem.
- ✓ Contribuição (**C₁**): é a diferença entre o patamar (C) e o Efeito Pepita (C₀).

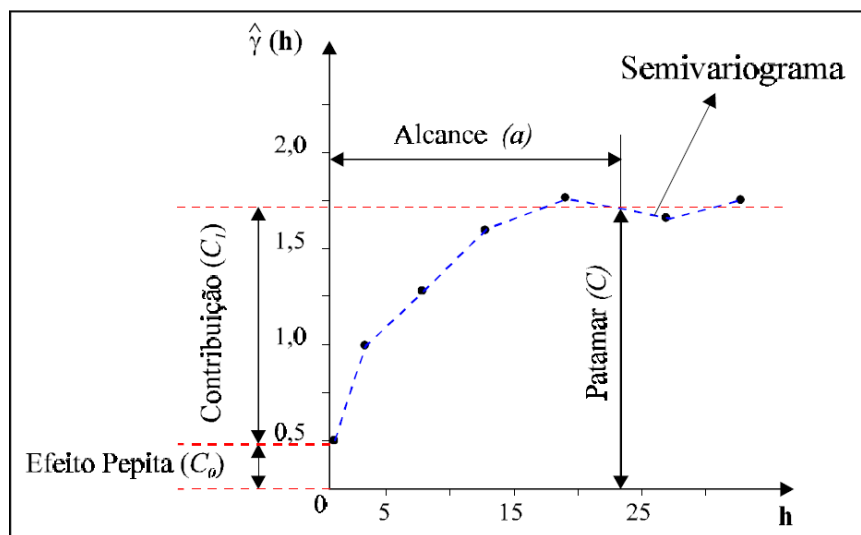


Figura 1 - Exemplo de Semivariograma (CAMARGO, 1997).

O ajuste de modelos teóricos utilizados na ciência do solo são: o modelo exponencial (2), modelo esférico (3), modelo gaussiano (4) e modelo potência (5), sendo o modelo exponencial e esférico os mais utilizados, é utilizado a equação (6) para cálculo de R^2 (MARQUES JÚNIOR et al., 2007).

$$\gamma(\mathbf{h}) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-\frac{3\mathbf{h}}{a}\right) \right], \mathbf{h} \geq 0 \quad (2)$$

$$\gamma(\mathbf{h}) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{\mathbf{h}}{a}\right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\mathbf{h}}{a}\right)^3 \right], & 0 < \mathbf{h} \leq a \\ C_0 + C_1, & \mathbf{h} \geq a \end{cases} \quad (3)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-\frac{3h^2}{a^2}\right) \right], h \geq 0 \quad (4)$$

$$\gamma(h) = C_0 + b(h)^e, h \geq 0 \quad (5)$$

$$R^2 = \frac{\sum(\gamma_{obs} - \bar{\gamma})^2 - \sum(\gamma_{obs} - \gamma_{est})^2}{\sum(\gamma_{obs} - \bar{\gamma})^2} \quad (6)$$

2.5. Modelos teóricos dos semivariogramas

O ajuste de um modelo teórico ao semivariograma experimental é uma etapa fundamental nas aplicações da geoestatística, especialmente no contexto da teoria das variáveis regionalizadas. A escolha adequada do modelo influencia diretamente a qualidade das estimativas espaciais, como aquelas obtidas por krigagem ordinária. No entanto, esse processo pode ser marcado por subjetividade e gerar interpretações distintas, sobretudo em áreas com alta complexidade espacial. Todos os cálculos geoestatísticos, como a predição de valores em pontos não amostrados, dependem da definição precisa do semivariograma para cada distância considerada, o que torna esse ajuste crítico para a confiabilidade dos mapas gerados (PEREIRA et al., 2020; FREITAS et al., 2022).

O semivariograma experimental é representado graficamente por pares de valores que expressam a variabilidade de um atributo em função da distância entre os pontos amostrados. Para que esse instrumento seja eficaz na interpolação espacial, é necessário ajustar uma função teórica que represente adequadamente a tendência observada no semivariograma. A escolha e o ajuste do modelo são etapas críticas, pois impactam diretamente a acurácia das estimativas obtidas por krigagem ordinária. Um modelo bem ajustado permite maior confiabilidade nas predições espaciais e no mapeamento de atributos do solo (LIMA et al., 2020; SILVA et al., 2023).

O ajuste adequado do semivariograma é essencial para a eficácia da krigagem ordinária, principalmente em pequenas distâncias, onde ocorre a maior sensibilidade das estimativas espaciais. Em curtas escalas, desvios no modelo podem comprometer significativamente a acurácia das predições. Por outro lado, para distâncias maiores, as flutuações no semivariograma experimental tendem a ter menor impacto nos resultados, uma vez que a krigagem ordinária apresenta sensibilidade reduzida nesses intervalos. Dessa forma, a precisão do ajuste nas

curtas distâncias é prioritária para garantir mapas mais confiáveis e representativos da variabilidade espacial (FREITAS et al., 2021; OLIVEIRA et al., 2023).

O ajuste do semivariograma não é um processo direto como em uma regressão linear; trata-se de uma etapa interativa que exige interpretação e análise crítica por parte do pesquisador. Inicialmente, realiza-se um ajuste visual ou automático, que pode ser refinado conforme a adequação entre o modelo teórico e os dados experimentais. A escolha inadequada do modelo pode comprometer todas as estimativas subsequentes, tornando o processo de validação essencial. Embora existam *softwares* que realizam o ajuste por métodos como os mínimos quadrados ponderados, considerando o número de pares como peso, a prática do ajuste por tentativa e erro, aliada à validação cruzada, tem se mostrado eficaz para garantir a confiabilidade das estimativas geoestatísticas (SANTOS et al., 2020; RIBEIRO et al., 2022).

A análise da correlação espacial de uma variável regionalizada é realizada por meio do semivariograma experimental, que representa a variância das diferenças entre pares de observações em função da distância que os separa. A partir desses dados, ajusta-se um modelo teórico, bem como os modelos esférico, exponencial, gaussiano, cúbico ou pentaesférico, com o objetivo de representar a estrutura de dependência espacial da variável (ANDRADE et al., 2022).

Esse procedimento é necessário porque, para variáveis regionalizadas, não se pode assumir variância constante ou covariância definida, dada sua natureza espacial contínua. O cálculo do semivariograma exige um conjunto robusto de dados georreferenciados, geralmente composto por dezenas de amostras, que geram centenas de pares com diferentes classes de espaçamento. A definição correta desse modelo é essencial para a acurácia das estimativas realizadas por métodos como a krigagem ordinária (FERREIRA et al., 2020).

Após o cálculo do semivariograma experimental, é necessário ajustar o modelo teórico que melhor representa a estrutura de dependência espacial dos dados. Esse ajuste deve considerar critérios como a menor soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e o maior coeficiente de determinação (R^2), sendo que quanto mais próximo de 1 for o R^2 , melhor é a qualidade do ajuste. Parâmetros

fundamentais nesse processo incluem o efeito pepita (C_0), que representa a variância aleatória atribuída a erros de amostragem ou à variabilidade em escalas menores que a distância mínima entre pontos amostrados, idealmente próximo de zero; o patamar ($C_0 + C_1$), que indica a variância total explicada; o alcance (a), que define a distância máxima até a qual existe dependência espacial entre os dados; e o grau de dependência espacial (GDE), expresso por $C_0/(C_0 + C_1) \times 100$, que permite classificar a dependência espacial como forte, moderada ou fraca. A correta interpretação desses parâmetros é essencial para garantir a acurácia da interpolação espacial por krigagem ordinária (SILVA et al., 2021; ANDRADE et al., 2023).

O extremo da aleatoriedade é chamado efeito pepita puro (EPP) (YAMAMOTO; LANDIM, 2013), e quanto menor for a distância entre pontos amostrados, maior será a dependência entre os pontos (SOARES, 2006). Uma vez obtidos esses dados, a adoção do melhor modelo passa por um processo de validação. O grau de dependência espacial (GDE) das variáveis em estudo foi avaliado segundo a classificação de Cambardella et al. (1994), calculado por $C_0/(C_0+C_1)*100$. Na referida classificação, valores inferiores a 25% indicam dependência espacial forte, entre 25% e 75%, dependência moderada, e maiores que 75%, dependência espacial fraca.

2.6. Krigagem Ordinária

As estimativas espaciais realizadas por meio da geoestatística dependem do ajuste prévio de um semivariograma experimental a um modelo teórico que represente adequadamente a estrutura de dependência espacial dos dados. Entre os métodos de interpolação disponíveis, a krigagem ordinária continua sendo uma das abordagens mais empregadas, por permitir a estimativa de valores de uma variável em locais não amostrados com base na correlação espacial observada entre os pontos amostrados. Essa técnica leva em consideração parâmetros como efeito pepita, patamar, alcance e possíveis anisotropias, proporcionando resultados com maior precisão e confiabilidade em relação a outros métodos de interpolação. Além disso, a krigagem ordinária fornece estimativas dos erros associados, o que contribui para a análise da incerteza espacial (MENDONÇA et al., 2021; QUEIROZ et al., 2023).

A krigagem ordinária é amplamente reconhecida como uma das técnicas

de interpolação espacial mais robustas na análise de dados georreferenciados. Seu diferencial está na capacidade de incorporar a posição espacial dos dados amostrados e atribuir pesos diferenciados conforme a distância entre os pontos, fundamentando-se no princípio da dependência espacial. Com base em funções de covariância ou semivariância, a krigagem ordinária gera estimativas em locais não amostrados por meio de combinações lineares ponderadas dos dados observados, atribuindo maior influência aos pontos mais próximos. Essa metodologia proporciona não apenas mapas mais precisos de variáveis ambientais e agrícolas, mas também uma estimativa da incerteza associada às predições (TEIXEIRA et al., 2021; ALBUQUERQUE et al., 2022).

A popularização da krigagem ordinária como método de interpolação espacial está associada à sua capacidade de fornecer estimativas eficientes mesmo em condições de amostragem limitada, utilizando um mecanismo de ponderação que considera a influência de pontos amostrais próximos e distantes de forma balanceada, de acordo com a estrutura de dependência espacial. Além da krigagem ordinária, que utiliza os dados em sua forma original, existem variações como a krigagem lognormal, indicadora e multigaussiana, que são aplicadas quando os dados não seguem distribuição normal e necessitam de transformações específicas. Essas variações ampliam a aplicabilidade do método em diferentes contextos, como na análise de atributos físico-químicos do solo, qualidade ambiental e previsão agrícola (MARTINS et al., 2020; CUNHA et al., 2023).

Antes da aplicação da krigagem ordinária para gerar mapas de distribuição espacial de variáveis, é fundamental realizar a validação do modelo teórico e dos procedimentos geoestatísticos empregados. A validação cruzada é o método mais utilizado para essa finalidade, consistindo na remoção sistemática de pontos amostrados para comparar os valores estimados com os valores observados. O desempenho do modelo é geralmente avaliado por meio do coeficiente de correlação entre esses valores, sendo ideal que esse coeficiente se aproxime de 1, indicando alta acurácia nas predições. Essa etapa é essencial para garantir a confiabilidade das estimativas e orientar decisões mais precisas no manejo agrícola ou ambiental (SILVEIRA et al., 2020; RODRIGUES et al., 2022).

A porção inicial do variograma, próxima à origem, é considerada a mais

relevante para o processo de interpolação, pois os pares de pontos mais próximos influenciam com maior peso nas estimativas geradas por métodos como a krigagem ordinária. Para garantir a confiabilidade do variograma, recomenda-se utilizar pelo menos 30 pares de dados em cada classe de distância, conforme citado por Yost (1982) e mencionado por Oliveira et al. (2018). Além disso, aspectos como a presença de anisotropia, caracterizada por diferentes graus de autocorrelação espacial conforme a direção e tendências nos dados, como variações sistemáticas da média, devem ser cuidadosamente analisados. O reconhecimento e o tratamento desses efeitos são fundamentais para evitar distorções na modelagem espacial, sendo possível aplicar funções e modelos específicos que os incorporem adequadamente à estrutura variográfica (BARBOSA et al., 2020; COSTA et al., 2022).

A krigagem é amplamente reconhecida como o melhor estimador linear não-viesado (B.L.U.E. – Best Linear Unbiased Estimator) para predição de valores em locais não amostrados, sendo especialmente eficaz quando combinada a um modelo variográfico bem ajustado. A krigagem ordinária se baseia em combinações lineares ponderadas dos dados amostrados, visando minimizar a variância dos erros de predição e garantir que o erro médio seja igual a zero. Essa característica a torna uma ferramenta poderosa para análise espacial em diferentes áreas do conhecimento. Além da krigagem ordinária, outras variações, como a krigagem universal, a pontual, a de blocos e a co-krigagem, têm sido aplicadas em situações específicas, dependendo da distribuição dos dados, da presença de tendências ou da necessidade de incorporar variáveis auxiliares no processo de interpolação (SANTOS et al., 2020; VIEIRA et al., 2023).

A krigagem ordinária é uma técnica de interpolação amplamente utilizada em estudos ambientais e agropecuários, sendo aplicada na estimativa de variáveis distribuídas no espaço a partir de valores amostrados. Essa metodologia baseia-se em médias móveis ponderadas, nas quais os pesos são definidos segundo a dependência espacial descrita por uma função variográfica. A aplicação da krigagem ordinária permite gerar mapas contínuos com alta acurácia, mesmo em locais com baixa densidade amostral. Dentre as diferentes modalidades, a krigagem ordinária destaca-se como a mais utilizada em estudos envolvendo atributos físico-químicos do solo e de sedimentos, devido à sua

simplicidade e eficiência em condições onde não há tendência espacial significativa nos dados (MARTINS et al., 2020; FERREIRA et al., 2022).

REFERÊNCIAS

ABIMILHO– ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DO MILHO. Estatísticas. Disponível em: <http://www.abimilho.com.br/estatisticas>. Acesso em: 25 maio 2024.

ALBUQUERQUE, T. A. et al. Aplicação da krigagem na estimativa de atributos físicos do solo em área de cultivo. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 21, n. 3, p. 255–263, 2022. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v21i3.29641>.

ALMEIDA, B. G. et al. Aplicação de sensores e métodos alternativos para avaliação da variabilidade do solo em agricultura de precisão. **Revista Agro@mbiente On-line**, Boa Vista, v. 16, n. 1, p. e1073, 2022. DOI: <https://doi.org/10.5327/Z1982-8470202201073>.

ALMEIDA, G. F. et al. A expansão da produção de milho no Nordeste brasileiro: fatores estruturais e conjunturais. **Revista Geografia**, Recife, v. 40, n. 1, p. 88–101, 2023. DOI: <https://doi.org/10.29327/274392>.

ANDRADE, J. A. C.; MIRANDA FILHO, J. B. Quantitative variation in the tropical maize population. **Scientia Agrícola**, v.65, n. 2, p. 174-182, 2000.

ANDRADE, T. S. et al. Avaliação de modelos de semivariogramas para interpolação de dados em agricultura de precisão. **Revista Agro@mbiente On-line**, Boa Vista, v. 16, n. 4, p. e1102, 2022. DOI: <https://doi.org/10.5327/Z1982-8470202201102>.

APROSOJA Matogrosso. História do milho. Cuiabá, s.d. Disponível em: <http://www.aprosoja.com.br/soja-e-milho/a-historia-do-milho>. Acesso em: 13 abr. de 2023.

ARTUZO, F.P; FOGUESATTO, C.R.; MACHADO, J.A.D.; OLIVEIRA, L.; SOUZA, Â. R. L. O potencial produtivo brasileiro: uma análise histórica da produção de milho. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, v. 12, p. 515-540, 2022.

BARBOSA, M. P. et al. Considerações sobre a influência da anisotropia e tendência na modelagem geoestatística de atributos edáficos. **Revista Brasileira de Geografia Física**, Recife, v. 13, n. 5, p. 2154–2166, 2020. DOI: <https://doi.org/10.26848/rbgf.v13.5.p2154-2166>.

BARRETO, A. C.; NOVAIS, R. F.; BRAGA, J. M. Determinação estatística do número de amostras simples de solo para avaliação de sua fertilidade. **Revista Ceres**, Piracicaba, v. 21, n. 114, p. 142-7, 1974.

BARROS, G. S. A. C.; ALVES, L. R. A. Referenciais do mercado e formação do preço do milho no Brasil. Sorocaba: ESALQ, 2015.

BARROS, G. S. C. et al. Competitividade do agronegócio brasileiro no mercado internacional de grãos. **Revista de Política Agrícola, Brasília**, v. 30, n. 1, p. 5–18, 2021. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA>. Acesso em: 03 abr. 2025.

BATISTA, A. M. F. et al. Geoestatística aplicada à agricultura: análise da dependência espacial e identificação de padrões locais. **Revista Brasileira de Cartografia**, Rio de Janeiro, v. 74, n. 1, p. 198–211, 2022. DOI: <https://doi.org/10.14393/rbcv74n1-57851>.

BHERING, S. B. et al. Solos do Brasil: diversidade, uso e potencialidades. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 45, e0210092, 2021. DOI: <https://doi.org/10.36783/18069657rbcs20210092>.

BLAINSKI, É. et al. Qualidade física do solo e produtividade de soja em sistemas de manejo no Sul do Brasil. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 20, n. 3, p. 319–327, 2021. DOI: <https://doi.org/10.5965/223811712032021319>.

CAMARGO, E. C. G. Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (krigagem) no sistema de processamento de informações georreferenciadas (SPRING). 1997. 124 p. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto)- INPE, São José dos Campos, 1997.

CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v. 58, p. 1501–1511, 1994.

COÊLHO, J. D. Produção de grãos: feijão, milho e soja. **Caderno Setorial ETENE**. v. 4, n. 96, p. 12, 2019. Disponível em: https://www.bnb.gov.br/documents/80223/5856103/96_Graos.pdf/895b3f70-3b19-db92-cdec-6eb54b9cd424. Acesso em: 15 de maio de 2024

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento. Acompanhamento da Safra Brasileira: Grãos – Safra 2022/23 – Décimo segundo levantamento. Brasília: CONAB, 2023. Disponível em: <https://www.conab.gov.br>. Acesso em: 03 abr. 2025.

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento Grãos 23/24 da CONAB destaca queda na produção de soja e milho. Disponível em: <https://sistemafaeg.com.br/noticias/7-levantamento-da-safra-de-graos-23-24-da-conab-destaca-queda-na-producao-de-soja-e-milho>. Acesso em: 17 maio 2024.

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento. Acompanhamento da safra brasileira, Safra 2021/22– 7º Levantamento abril, Brasília. 2022.

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento. A produtividade do milho:

análise e perspectivas. Brasília, DF, jun. 2022. Compendio de estudos CONAB, v. 9, n. 9, p. 3. Disponível em: <https://abrir.link/MQCUf>. Acesso em: 17 abr. 2023.

COSTA, H. C. et al. Estratégias de identificação e correção de tendências em dados espaciais para análise geoestatística. **Revista Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v. 30, n. 1, p. 13–22, 2022. DOI: <https://doi.org/10.13083/reveng.v30i1.12054>.

COSTA, M. S. et al. Expansão do agronegócio e fatores econômicos associados à produção de grãos no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 60, n. 3, e243881, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2022.243881>.

COSTA, N. R. et al. Intensificação sustentável da agricultura brasileira: potencial e desafios. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 29, n. 4, p. 35–47, 2020. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA>. Acesso em: 03 abr. 2025.

COSTA, T. P. D.; PARANATINGA, I. L. D.; PEREIRA, R. J. B.; SANTOS, F. C.; OLIVEIRA, P. C. Avaliação do crescimento de plantas jovens de milho cultivadas em diferentes tipos de solo. **Scientific Electronic Archives**, v. 12, n. 1, P. 10 – 15, 2019.

CRUZ, J. C.; MAGALHÃES, P. C.; PEREIRA, I. A.; QUEIROZ, L. R. Milho: cultivares para 2013/2014. Embrapa Milho e Sorgo, 2013.

CUNHA, T. A. et al. Avaliação de diferentes métodos de krigagem na predição de atributos do solo em área de produção agrícola. **Revista de Geografia e Ordenamento do Território**, Lisboa, n. 24, p. 135–152, 2023. DOI: <https://doi.org/10.17127/got/2023.24.007>.

DA SILVA, J. N.; SILVA, P. A. Aspectos da produção do milho e suas cultivares no estado do Pará. In: BRITO, H. C.; SILVA, M. M. N.; BRITO, Y. M. A.; PORTELA, L. J. P.; SASAKI, J. K. (org.). **Meio ambiente e sustentabilidade: pesquisa, reflexões e diálogos emergentes**. Campina Grande: Editora Amplla, 2021. p. 262.

DANTAS COELHO, J. **Milho: produção e mercados**. Dez. 2021. Disponível em: https://www.bnb.gov.br/s482dspace/bitstream/123456789/1115/1/2021_C_S_210.pdf. Acesso em: 16 maio 2024.

DUARTE, J. O; MATTOSO, M. J.; GARCIA, J. C. **Importância socioeconômica. Agência Embrapa de Informação Tecnológica**, 2021. Disponível em: <https://www.embrapa.br/agencia-de-informacao-tecnologica/cultivos/milho/pre-producao/socioeconomia/importancia-socioeconomica>. Acesso em: 12 abr. 2023.

FANCELLI, A. L. **Milho: ambiente e produtividade**. In: FANCELLI, A. L.; DOURADO NETO, D. Milho estratégias e manejo para alta produtividade. Piracicaba: Departamento de Produção Vegetal, 2003. p.174-197.

FANCELLI, A. L.; DOURADO NETO, D. Produção de milho. **Guaíba: Agropecuária**, p. 360, 2004.

FERREIRA, B. A. et al. Modelagem espacial de sedimentos utilizando krigagem ordinária em ambiente de várzea. **Revista Geociências**, São Paulo, v. 41, n. 1, p. 49–60, 2022. DOI: <https://doi.org/10.37777/geociencias.v41n1.4795>.

FERREIRA, E. A. B. et al. Agricultura de precisão: avanços e perspectivas para o manejo localizado. **Revista Brasileira de Agricultura Irrigada**, Fortaleza, v. 15, n. 1, p. 58–70, 2021. DOI: <https://doi.org/10.7127/rbai.v15n1001372>.

FERREIRA, G. P. et al. Expansão do milho no Nordeste brasileiro: análise da produtividade e dos fatores condicionantes. **Revista Geama**, Recife, v. 8, n. 2, p. 87–96, 2022. DOI: <https://doi.org/10.5935/2447-0740.20220009>.

FERREIRA, M. A. et al. Aplicação de modelos teóricos ao semivariograma experimental na análise espacial de atributos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 44, e0200178, 2020. DOI: <https://doi.org/10.36783/18069657rbcs20200178>.

FERREIRA, M. A. et al. Avaliação da dependência espacial de atributos do solo em áreas agrícolas do Cerrado. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 21, n. 3, p. 191–200, 2022. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v21i3.29827>.

FIGUEIREDO, G. C. et al. Mapeamento da variabilidade espacial de atributos do solo com aplicação da geoestatística em áreas agrícolas. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 20, n. 1, p. 33–40, 2021. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v20i1.25123>.

FREITAS, J. D. S. et al. Avaliação da qualidade de ajuste de modelos teóricos ao semivariograma experimental na análise de variabilidade espacial. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 21, n. 4, p. 291–300, 2022. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v21i4.30215>.

FREITAS, J. D. S. et al. Importância do ajuste do semivariograma em diferentes escalas de distância na krigagem de atributos do solo. **Revista Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 20, n. 3, p. 217–225, 2021. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v20i3.27318>.

FREITAS, W. A. V. et al. Sistemas de preparo do solo e seus impactos na qualidade física e produtiva em áreas agrícolas. **Revista Agro@mbiente Online**, Boa Vista, v. 14, n. 1, p. e752, 2020. DOI: <https://doi.org/10.5327/Z1982-847020200732>.

GABRIEL FILHO, A. et al. Agricultura de precisão: fundamentos e aplicações. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 19, n. 3, p. 345–354, 2020. DOI: <https://doi.org/10.5965/223811711932020345>.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; VALDES, C.; BACCHI, M. R. P. Produtividade da agri-cultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. **Revista de Política Agrícola**, v. 21, n. 3, p. 83-92, 2012.

GONÇALVES, F. C. et al. Sistemas de manejo e qualidade do solo: impactos na dinâmica da água e da matéria orgânica. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 21, n. 2, p. 139–147, 2022. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v21i2.29284>.

KRIGE, D. G. A statistical approach to some basic mine evaluation problems on the Witwatersrand. **Journal of South African Institution of Mining and Metallurgy**, Johannesburg, v. 52, p.119-139, 1951.

LIMA, F. C. et al. Influência da textura e topografia na variabilidade espacial de nutrientes do solo. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 22, n. 1, p. 59–68, 2023. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v22i1.30892>.

LIMA, J. M. S. et al. Efeitos do preparo do solo na estabilidade de agregados e na matéria orgânica em Latossolo sob cultivo. **Revista de Ciências Agrárias**, Belém, v. 44, n. 2, p. 1–9, 2021. DOI: <https://doi.org/10.19084/rca.2021v44n2>.

LIMA, R. C. et al. Ajuste de modelos teóricos ao semivariograma experimental de atributos do solo em áreas de agricultura de precisão. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 24, n. 11, p. 745–751, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v24n11p745-751>.

LOPES, M. I. F. et al. Modelagem preditiva de atributos do solo com uso de aprendizado de máquina e sensores de solo. **Revista Agro@mbiente On-line**, Boa Vista, v. 17, n. 1, p. e1112, 2023. DOI: <https://doi.org/10.5327/Z1982-8470202301112>.

MACHADO, J. P. et al. Condições climáticas e potencial de safras múltiplas no Brasil central. **Revista Brasileira de Agricultura Irrigada**, Fortaleza, v. 16, n. 2, p. 118–128, 2022. DOI: <https://doi.org/10.7127/rbai.v16n2001700>.

MACHADO, R. M. D. et al. Estratégias para mapeamento de atributos do solo com dados esparsos: avanços e aplicações. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 45, e0210074, 2021. DOI: <https://doi.org/10.36783/18069657rbcs20210074>.

MACHADO, R. M. D. et al. Geoestatística aplicada à agricultura: variabilidade espacial de atributos físicos do solo. **Revista Brasileira de Agricultura Irrigada**, Fortaleza, v. 14, n. 3, p. 505–517, 2020. DOI: <https://doi.org/10.7127/rbai.v14n3001301>.

MAGALHÃES P. C., SOUZA, T. C. **Ecofisiologia**: sistema de produção do milho. Embrapa, 2019.

MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; SOUZA, Z. M.; BARBIERI, D. M. Comparação entre métodos de amostragem do solo para recomendação de

calagem e adubação. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 27, n. 2, p. 426–435, 2007.

MARTINS, G. C. et al. Aplicação da krigagem ordinária na interpolação de atributos físico-químicos do solo em áreas agrícolas. **Revista Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v. 28, n. 2, p. 154–162, 2020. DOI: <https://doi.org/10.13083/reveng.v28i2.879>.

MARTINS, P. H. M. et al. Cadeia produtiva do milho no Brasil: evolução recente e perspectivas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 59, n. 1, e224254, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.224254>.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Ottawa, v.58, p.1246- 1266, 1963.

MELO, A. P. F. et al. Estratégias para otimização da amostragem de solo em mapeamentos de atributos químicos e físicos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 44, e0200039, 2020. DOI: <https://doi.org/10.36783/18069657rbcs20200039>.

MENDONÇA, J. M. et al. Avaliação da dependência espacial de atributos do solo utilizando krigagem ordinária. **Revista Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v. 29, n. 1, p. 48–56, 2021. DOI: <https://doi.org/10.13083/reveng.v29i1.11243>.

MENEZES, R. S. C. et al. Impactos do manejo agrícola na qualidade física dos solos do Cerrado. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 21, n. 2, p. 101–109, 2022. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v21i2.29321>.

MIRANDA, R. A. Uma história de sucesso da civilização. **A Granja**, v. 74, n. 829, p.24-27, 2018.

MOURA, D. A. et al. Potencial produtivo e limitações edafoclimáticas nos biomas brasileiros: enfoque no Cerrado e Pampa. **Revista Agrogeoambiental**, Pouso Alegre, v. 15, n. 1, p. e1167, 2023. DOI: <https://doi.org/10.18406/2316-1817v15n120231167>.

MOURA, F. A. et al. Modelagem espacial de propriedades do solo para definição de zonas homogêneas de manejo. **Revista Agrogeoambiental**, Pouso Alegre, v. 14, n. 3, p. 75–84, 2022. DOI: <https://doi.org/10.18406/2316-1817v14n320221592>.

NASCIMENTO, J. D. R. et al. Avaliação da interpolação espacial de atributos do solo em sistemas de produção intensiva. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 20, n. 4, p. 385–394, 2021. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v20i4.27795>.

OLIVEIRA, R. P.; SEIDEL, E. J.; APPEL NETO, E. Geostatistical-based index for spatial variability in soil properties. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n. 1, v. 42, p. e0170330, 2018.

OLIVEIRA, R. A. et al. Avaliação do ajuste do semivariograma e sua influência na interpolação de dados edáficos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 47, e0230011, 2023. DOI: <https://doi.org/10.36783/18069657rbcs20230011>.

OLIVEIRA, R. B. et al. Geoestatística na agricultura: uma ferramenta para a análise da variabilidade espacial de atributos do solo. **Revista de Agricultura Neotropical**, Cassilândia, v. 7, n. 3, p. 43–50, 2020. DOI: <https://doi.org/10.32404/rean.v7i3.3996>.

OLIVEIRA, R. C. S. et al. Aplicação da análise exploratória de dados espaciais na avaliação de atributos edáficos. **Revista de Geociências do Nordeste**, Fortaleza, v. 6, n. 2, p. 25–36, 2020. DOI: <https://doi.org/10.21680/2447-3359.2020v6n2ID19220>.

PEEL, M. C.; FINLAYSON, B. L.; MCMAHON, T. A. Mapa do mundo atualizada do Köppen-Geiger Classificação climática. **Hydrolog y and Earth System Sciences**, v. 11, p. 1633-1644, 2007.

PEREIRA, F. R. et al. Impacto de sistemas de preparo do solo sobre atributos físicos e produtividade de culturas. **Revista Agro@mbiente On-line**, Boa Vista, v. 15, n. 1, p. e1063, 2021. DOI: <https://doi.org/10.5327/Z1982-847020210011>.

PEREIRA, R. G. et al. Modelagem de semivariogramas e sua influência na predição de atributos do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 24, n. 9, p. 623–629, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v24n9p623-629>.

QUEIROZ, D. S. et al. Aplicação da krigagem no mapeamento de propriedades físicas e químicas do solo em sistemas agrícolas. **Revista Agro@mbiente On-line**, Boa Vista, v. 17, n. 2, p. e1174, 2023. DOI: <https://doi.org/10.5327/Z1982-8470202301174>.

RIBEIRO, T. F. et al. Comparação entre métodos de ajuste de semivariogramas aplicados à análise espacial de propriedades do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 46, e0220058, 2022. DOI: <https://doi.org/10.36783/18069657rbcs20220058>.

RODRIGUES, E. L. et al. Eficiência da validação cruzada na escolha de modelos de semivariograma para krigagem de propriedades edáficas. **Revista Agro@mbiente On-line**, Boa Vista, v. 16, n. 3, p. e1095, 2022. DOI: <https://doi.org/10.5327/Z1982-8470202201095>.

RODRIGUES, J. F. O. et al. Produção de milho no Nordeste: contrastes entre agricultura empresarial e familiar. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 51, n. 3, p. 127–142, 2020. DOI: <https://doi.org/10.61673/ren.2020.03.08>.

RODRIGUES, L. A. et al. Degradação física de solos do Cerrado sob uso intensivo e estratégias de manejo conservacionista. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 44, e0200123, 2020. DOI:

<https://doi.org/10.36783/18069657rbcs20200123>.

SANTOS, D. R. et al. Influência de sistemas de cultivo nas propriedades físicas do solo e na produtividade agrícola. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, Campina Grande, v. 24, n. 7, p. 451–457, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v24n7p451-457>.

SANTOS, H. G. et al. Sistema Brasileiro de Classificação de Solos. **6. ed. rev. e ampl.** Brasília, DF: Embrapa, 2020. 356 p.

SANTOS, H. L.; VASCONCELOS, C. A. Determinação do número de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 11, n. 2, p. 97-100, 1987.

SANTOS, L. M. et al. Avaliação de modelos de semivariograma e validação cruzada na interpolação de atributos do solo. *Revista Agro@mbiente On-line*, Boa Vista, v. 14, n. 2, p. e743, 2020. DOI: <https://doi.org/10.5327/Z1982-847020200732>.

SANTOS, R. A. et al. Expansão agrícola e modernização produtiva nos cerrados nordestinos: desafios e oportunidades para a agricultura familiar. *Revista Cadernos do Desenvolvimento Rural*, Porto Alegre, v. 18, n. 2, p. 250–268, 2021. DOI: <https://doi.org/10.14393/RCDR-v18n2a2021-60484>.

SANTOS, R. M. et al. Aplicações da krigagem e suas variantes na análise espacial de atributos ambientais. *Revista Geografia*, Recife, v. 37, n. 2, p. 256–268, 2020. DOI: <https://doi.org/10.22409/GEOGRAPHIA2020.v37i2.a12261>.

SILVA, Bruno Eustáquio Cirilo; SILVA, Marlinda Rufina Jolomba. Viabilidade econômico-financeira da implantação da cultura do milho no município de Santa Teresa- ES. *Revista Univap*, v. 23, n. 43, p. 17-25, 2017.

SILVA, F. de F. da; FREDDI, O. da S.; CENTURION, J. F.; ARATANI, R. G.; ANDRIOLLI, F. F.; ANDRIOLI, I. Propriedades físicas de um Latossolo vermelho cultivado no sistema plantio direto. *Irriga*, v. 13, n. 2, p. 191-204, 2008.

SILVA, G. F. et al. Qualidade do ajuste do semivariograma e influência na krigagem de atributos físicos do solo. *Revista Agro@mbiente On-line*, Boa Vista, v. 17, n. 1, p. e1129, 2023. DOI: <https://doi.org/10.5327/Z1982-8470202301129>.

SILVA, J. A. B. et al. Produção de milho no MATOPIBA: potencialidades e desafios em áreas de Cerrado. *Revista Ceres*, Viçosa, v. 67, n. 6, p. 504–511, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/0034-737x202067060008>.

SILVA, J. **Pimenta**: Adubação orgânica. Brasília–DF: Ageitec, Agência Embrapa de Informação Tecnológica, 2012. 2p. Disponível em:<[wx5ok0liq1mq28xtscp.html](http://www5ok0liq1mq28xtscp.html)>. Acesso em 20 set. 2022.

SILVA, J. R. B. et al. Avanços na produção de milho no Nordeste: uma análise

regional da produtividade e tecnologia. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 59, n. 4, p. 657–674, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.2465>.

SILVA, M. V. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo como base para o manejo localizado. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 24, n. 9, p. 581–587, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v24n9p581-587>.

SILVA, T. A. et al. A importância estratégica do milho na agricultura brasileira. **Revista Científica Rural**, Bagé, v. 25, n. 2, p. 45–52, 2020. DOI: <https://doi.org/10.29327/213319.25.2-6>.

SILVA, T. O. et al. Efeitos ambientais da aplicação inadequada de fertilizantes e a importância do manejo localizado. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 20, n. 4, p. 369–375, 2021. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v20i4.26832>.

SILVA, T. S. et al. Qualidade física do solo em sistemas de manejo convencional e conservacionista. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 24, n. 10, p. 677–683, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v24n10p677-683>.

SILVEIRA, T. G. et al. Validação cruzada na avaliação de modelos geoestatísticos aplicados ao mapeamento de atributos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 44, e0200129, 2020. DOI: <https://doi.org/10.36783/18069657rbcs20200129>.

SOARES, A. Geoestatística para as ciências da terra e ambiente. 2. ed. Lisboa: IST Press, 2006.

SOARES, M. D. R., et al. Atributos físicos do solo em áreas sob diferentes sistemas de usos na região de Manicoré, AM. **Revista de Ciências Agrárias**, v. 59, n. 1, p. 9-15, 2016.

SOUSA, A. L. et al. Técnicas geoestatísticas aplicadas ao mapeamento de atributos do solo em áreas agrícolas. **Revista Brasileira de Agricultura Irrigada**, Fortaleza, v. 14, n. 2, p. 410–421, 2020. DOI: <https://doi.org/10.7127/rbai.v14n2001210>.

SOUZA, E. C. et al. Planejamento do uso do solo agrícola com base em atributos físicos e capacidade de uso. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 20, n. 1, p. 58–64, 2021. DOI: <https://doi.org/10.18188/sap.v20i1.26087>.

SOUZA, E. M. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em área de agricultura de precisão. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 24, n. 9, p. 631–637, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v24n9p631-637>.

SOUZA, H. A. F. et al. Biomas brasileiros e suas potencialidades agropecuárias: desafios para a sustentabilidade. **Revista Brasileira de Geografia Física**, Recife, v. 14, n. 5, p. 2345–2360, 2021. DOI: <https://doi.org/10.26848/rbgf.v14.5.p2345-2360>.

SOUZA, L. S. **Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo**. 1992. 162 f. Tese (Doutorado em Agronomia/Ciências do Solo) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 1992.

SOUZA, P. M.; BRAGA, M. J. Aspectos econômicos da produção e comercialização do milho no Brasil. In: GALVÃO, J. C. C.; MIRANDA, G. V. **Tecnologias de produção de milho**. Viçosa, UFV, p. 13-53, 2004.

TEIXEIRA, D. D. B. et al. Distribuição espacial de atributos químicos do solo como ferramenta para a aplicação localizada de insumos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 26, n. 5, p. 307–313, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v26n5p307-313>.

TEIXEIRA, M. B. et al. Krigagem como ferramenta de interpolação para variáveis ambientais: fundamentos e aplicações. **Revista de Geociências do Nordeste**, Fortaleza, v. 7, n. 1, p. 112–121, 2021. DOI: <https://doi.org/10.21680/2447-3359.2021v7n1ID21183>.

TORMENA, C. A. et al. Indicadores de qualidade física do solo em sistemas agrícolas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 44, e0200050, 2020. DOI: <https://doi.org/10.36783/18069657rbcs20200050>.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, New York, v. 38, p. 45-94, 1985.

USDA - UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Production, Supply and (PSD) online 2022. Disponível em: <https://encr.pw/489m6>. Acesso em: 25 mar. 2024.

USDA - United States Department of Agriculture. World Agricultural Production. Circular Series WAP 10-23, 2023.

USDA - United States Department of Agriculture/ Foreign Agricultural Service. World Agricultural Production. Circular Series, WAP 05-22, 2022. Disponível em: <https://l1nq.com/dyNb5>. Acesso em: 12 maio 2024.

VIEIRA, D. S. et al. Comparação de métodos de krigagem na estimativa de propriedades do solo em áreas de agricultura de precisão. **Revista de Agricultura Neotropical**, Cassilândia, v. 10, n. 1, p. 89–98, 2023. DOI: <https://doi.org/10.32404/rean.v10i1.6741>.

YAMAMOTO, J. K.; MAO, X. M.; CROSTA, K. K. A. P.; LANDIM, P. M. B.; HU, H. Z.; WANG, C. Y.; YAO, L. Q. Mapping an uncertainty zone between interpolated types of a categorical variable. **Computers and Geosciences**,

Kidlington, v. 40, p. 146-152, 2012.

YOST, R. S.; UEHARA, G.; FOX, R. L. Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas. I. Semi-variograms. **Soil Science Society of America Journal**, n. 46, v. 5, p. 1028-1032, 1982.

BNB – BANCO DO NORDESTE DO BRASIL. Panorama do mercado mundial e nacional de milho: perspectivas para o agronegócio do Nordeste. Revista Cadernos Setoriais, Fortaleza, ano XXI, n. 1, jan./mar. 2023. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/revista/cse/article/download/3117/2196/10419>. Acesso em: 24 jul. 2025.

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento. Análise do mercado de milho – Junho de 2024. Brasília: CONAB, 2024a. Disponível em: https://www.conab.gov.br/info-agro/analises-do-mercado-agropecuário-e-extrativista/analises-do-mercado/historico-mensal-de-milho/item/download/25193_ac0fb9afafd6e4f483a3ec0ef7f56c25. Acesso em: 24 jul. 2025.

INVESTING. USDA projeta menor estoque global de milho em 11 anos ao final da safra 2025/26. 2024. Disponível em: <https://br.investing.com/analysis/usda-projeta-menor-estoque-global-de-milho-em-11-anos-ao-final-da-safra-202526-200470497>. Acesso em: 24 jul. 2025.

REUTERS. Effective global corn supplies heading for 29-year lows – Braun. 13 fev. 2025. Disponível em: <https://www.reuters.com/markets/commodities/effective-global-corn-supplies-heading-29-year-lows-braun-2025-02-13/>. Acesso em: 24 jul. 2025.

TRIDGE. Decline in global consumption reduces corn supply. 2024. Disponível em: <https://www.tridge.com/news/decline-in-global-consumption-reduces-corn-s-ipcgij>. Acesso em: 24 jul. 2025.

USDA – United States Department of Agriculture. World Agricultural Supply and Demand Estimates – WASDE-655. Washington, D.C., jul. 2024. Disponível em: <https://www.usda.gov/oce/commodity/wasde>. Acesso em: 24 jul. 2025.

ALVAREZ, V. H. et al. Interpretação dos resultados das análises de solos. 6. ed. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2014.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Agricultura no Semiárido: solos e tecnologias de produção. Petrolina: Embrapa Semiárido, 2021. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/1139269>. Acesso em: 24 jul. 2025.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Geografia do Brasil: Região Nordeste. Rio de Janeiro: IBGE, 2023. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geografia/nordeste>. Acesso em: 24 jul. 2025.

CAPÍTULO 2 – MODELAGEM DA VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICO-QUÍMICOS DO SOLO NA CULTURA DO MILHO (*Zea mays* L.) EM SISTEMA DE PRODUÇÃO CONVENCIONAL NO LESTE MARANHENSE

RESUMO: O manejo convencional do solo, aliado a práticas antrópicas como desmatamento e uso inadequado da terra, provoca alterações significativas nos atributos físico-químicos do solo. A intensificação do preparo mecânico, a monocultura e o uso excessivo de insumos químicos reduzem a matéria orgânica, compactam o solo e afetam sua fertilidade. A pesquisa objetivou determinar a variabilidade espacial destes atributos do solo em sistemas de manejo convencional, a fim de caracterizar a sua dependência espacial em uma mesma área, além de fornecer amparo para futuros planejamentos de pesquisas nas mesmas condições da área avaliada e manejo sustentável. O trabalho foi realizado na fazenda Unha de Gato, município de Mata Roma - MA. A pesquisa foi conduzida em área há 18 anos sob sistema de plantio convencional, constituindo um total de 32 ha de plantio rotacionado entre soja, milho e *Brachiaria ruziziensis*. A amostragem de solo foi efetuada um mês pós plantio de milho, que acontece em dezembro de cada ano. A amostragem de solo foi feita nas entrelinhas de plantio na profundidade de 0,0 – 0,20 m. A área foi constituída por uma grade de malha irregular dividida com espaçamento de 20 m, e pontos adensados com espaçamento de 05 m entre eles, totalizando 300 pontos amostrais georreferenciados. Foram analisados: umidade do solo, areia grossa, areia fina, silte, argila, microporosidade, porosidade total e densidade do solo, dentre os atributos físicos, e matéria orgânica do solo; pH, Potássio, Cálcio; Magnésio; acidez potencial do solo; Soma de Bases do solo; Capacidade de Troca de Cátions e Soma de Bases dentre os atributos químicos. Inicialmente, a variabilidade dos dados foram analisada pela estatística descritiva (média, mediana, máximo, mínimo, desviopadrão, assimetria, curtose e CV). Os valores da média e mediana de todos os atributos são aproximados, evidenciando que os dados não apresentam assimetria acentuada. Os atributos físicos apresentaram baixa variabilidade e fraca dependência espacial, enquanto os atributos químicos, como pH, Ca^{2+} , Mg^{2+} , SB e CTC, mostraram dependência espacial forte ou moderada, indicando distintos padrões espaciais bem definidos na área experimental. As correlações significativas entre matéria orgânica e atributos químicos reforçam a importância do seu manejo para a fertilidade do solo. Concluiu-se que os mapas do padrão espacial identificaram áreas com valores homogêneos para aspectos físicos do solo, podendo inferir que áreas de reboleiras na cultura do milho estão estreitamente ligadas aos atributos químicos. A caracterização espacial dos atributos físicos e químicos permite a delimitação de zonas de manejo e otimiza o uso de corretivos e fertilizantes em lavouras de milho.

PALAVRAS-CHAVE: Dependência espacial; Estatística descritiva; Geoestatística; Correlação.

ABSTRACT: Conventional soil management, combined with anthropogenic practices such as deforestation and inappropriate land use, causes significant changes in soil physical and chemical properties. Intensified mechanical tillage, monoculture, and the excessive use of chemical inputs contained in organic matter compact the soil and affect its fertility. This study aimed to determine the spatial variability of these soil properties under conventional management systems, characterize their spatial dependence within a single area, and provide support for future research planning under the same conditions as the evaluated area and sustainable management. The study was conducted at the Unha de Gato farm in the municipality of Mata Roma, Maranhão. The research was conducted in an area that had been under conventional tillage for 18 years, comprising a total of 32 hectares of rotational planting between soybeans, corn, and *Brachiaria ruziziensis*. Soil sampling was taken one month after corn planting, which occurs in December of each year. Soil sampling was done between planting rows at a depth of 0.0–0.20 m. The area consisted of an irregular grid divided with 20 m spacing, and dense points with 5 m spacing between them, totaling 300 georeferenced sample points. The following physical attributes were analyzed: soil moisture, coarse sand, fine sand, silt, clay, microporosity, total porosity, and soil bulk density; soil organic matter; pH, potassium, calcium; magnesium; potential soil acidity; soil base sum; and cation exchange capacity and base sum among the chemical attributes. Initially, data variability was obtained using descriptive statistics (mean, median, maximum, minimum, standard deviation, skewness, kurtosis, and CV). The mean and median values for all attributes are approximate, demonstrating that the data do not present marked skewness. Physical attributes showed low variability and weak spatial dependence, while chemical attributes, such as pH, Ca^{2+} , Mg^{2+} , SB, and CEC, showed strong or moderate spatial dependence, indicating distinct, well-defined spatial patterns in the experimental area. The significant correlations between organic matter and chemical attributes reinforce the importance of their management for soil fertility. It was concluded that the spatial pattern maps identified areas with homogeneous values for soil physical aspects, suggesting that reboleiras areas in corn crops are closely linked to chemical attributes. The spatial characterization of physical and chemical attributes allows the delimitation of management zones and optimizes the use of amendments and fertilizers in corn crops.

KEYWORDS: Spatial dependence; Descriptive statistics; Geostatistics; Correlation.

1. INTRODUÇÃO

A cultura do milho é cultivada em todo território nacional, destacando-se por apresentar valor nutritivo e importância socioeconômica, sendo cultivada sob diversos tipos de sistema. O sistema de manejo convencional do solo, caracterizado por práticas como o revolvimento intensivo, pode impactar negativamente suas propriedades físicas, aumentando a densidade e reduzindo a macroporosidade e a porosidade total. Essas alterações comprometem a infiltração de água e o desenvolvimento radicular, afetando a produtividade agrícola. Estudos recentes destacam a importância de práticas de manejo que preservem a estrutura do solo para manter sua qualidade e sustentabilidade (AHMADI et al., 2025).

Devido ao crescimento populacional, a agricultura moderna busca constantemente o aumento da produtividade por meio da utilização de novas tecnologias na mecanização, na irrigação, nos adubos orgânicos e inorgânicos, nos pesticidas e no melhoramento genético de plantas. Entretanto, aspectos intrínsecos do solo têm sido negligenciados gerando degradação de áreas agrícolas com perdas da biodiversidade e de recursos não-renováveis elevando os custos à sociedade (RAMANKUTTY et al., 2018).

As mudanças ambientais, além de ocorrerem naturalmente, também são intensificadas pela ação antrópica, sendo a compreensão desses processos essencial para a análise dos elementos que compõem a paisagem. Nesse contexto, estabelece-se o avanço da exploração dos recursos naturais, impulsionado pelo desenvolvimento tecnológico, científico e econômico da sociedade (RODRIGUES et al., 2019; MELO et al., 2020).

A ação do homem sobre o solo pode levar à degradação com consequências nas características físicas, químicas e biológicas que podem acarretar perda da sua fertilidade e da sua capacidade produtiva quer seja em culturas anuais, perenes ou semiperenes (RAMANKUTTY et al., 2018). O solo, mesmo em áreas consideradas homogêneas, apresenta variações significativas em seus atributos físicos e químicos em curtas distâncias.

Estudos recentes demonstram que propriedades químicas, bem como textura, densidade e porosidade do solo exibem alta variabilidade espacial, influenciada por fatores naturais e atividades humanas. Essa heterogeneidade

espacial ressalta a importância de práticas de manejo específicas para cada local, visando otimizar a produtividade agrícola e minimizar impactos ambientais adversos (KESHAVARZI et al., 2025).

As informações sobre os atributos físico-químicos do solo desempenham um papel importante na agricultura de precisão. Para examinar a relação entre as propriedades do solo, o mapeamento pedométrico é essencial e tem sido amplamente aplicado em atividades agrícolas (HU et al., 2021), como também no sistema de produção de sementes.

Desse modo, os atributos físicos, químicos, hídricos e a também a altimetria da área, assim como os fatores que influenciam sua formação, mudam conforme suas características e a localização na paisagem. A intensidade dessas mudanças depende das condições ambientais e de como elas afetam os atributos ao longo do tempo (VIEIRA; DECHEN, 2010; SANTOS, 2019). A altimetria pode determinar vários processos que influenciam a produtividade das culturas tais como as perdas de rendimento associadas às geadas nas cotas mais baixas do terreno ou a incidência de doenças nos locais mais úmidos (ALBA, et al. 2011).

A determinação da altimetria pode trazer uma importante contribuição para as áreas agrícolas comerciais, notadamente naquelas com topografia suave ondulada a ondulada (ALBA et al. 2011). O modelo numérico do terreno é importante para determinar a inclinação e capacidade de uso da terra (BARBOSA et al. 2012) e a representação digital da superfície do terreno é um importante fator quando se buscam ferramentas auxiliares à organização espacial do meio por geoestatística (ERDOGAN, 2009).

Portanto, a variabilidade espacial, ou seja, diferente característica de um mesmo local em pontos diferentes, juntamente com a altimetria, estudo e representação do relevo do solo, auxilia na caracterização geoestatística de uma determinada região em diversos pontos diferentes onde o relevo, altitude e topografia podem ou não variar.

Essa variabilidade tem sido um tema de estudos importantes. No começo, as análises eram feitas com ferramentas de estatística clássica, como média, variância e coeficiente de variação, que exigiam que os dados seguissem uma distribuição normal e fossem independentes entre si (REICHARDT; TIMM, 2022). Essas análises não levavam em conta a posição geográfica das

observações, desconsiderando que locais próximos tendem a apresentar resultados mais semelhantes do que aqueles que estão distantes.

Hoje, usa-se ferramentas mais avançadas, como Análise de Séries Temporais e Geoestatística, que incluem métodos como autocorrelogramas, krigagem ordinária e semivariogramas. Essas técnicas consideram a localização no espaço e no tempo, além da possível dependência entre as observações, ajudando a entender melhor a variabilidade no sistema Solo-Planta-Atmosfera (REICHARDT; TIMM, 2022).

Identificar e quantificar essa variabilidade, tanto espacial quanto temporal, é uma ferramenta valiosa. Isso nos ajuda a determinar o intervalo ideal para a amostragem, o que pode reduzir custos no monitoramento de dados de campo, especialmente em estudos relacionados à simulação hidrológica (HUPET; VANCLOOSTER, 2004; SCHNEIDER et al., 2008).

Num contexto geral, de acordo com Assis et al. (2019), a estimação é a determinação do valor de um parâmetro populacional ou dos parâmetros de um modelo probabilístico, com base num conjunto de observações ou dados, e a predição, refere-se a um processo para determinar a magnitude de variáveis estatísticas em alguns pontos onde não foram observadas.

Na abordagem clássica de estimação geoestatística, a inferência espacial é feita por meio de um processo de reprodução das características do fenómeno espacial baseado em pontos amostrais, que é determinado por interpolação ou estimativa. A interpolação de um ponto não amostrado é feita por um ajuste de funções matemáticas locais, nos pontos mais próximos ao ponto não amostrado, ou em todos os pontos amostrais (YAMAMOTO, 2015).

O mapeamento da produtividade e da fertilidade do solo proporcionado pelas diferentes ferramentas, destaca-se como alternativa moderna para gerenciar a variabilidade espacial e temporal de lavouras comerciais, orientando práticas de manejo (MILANI et al., 2006).

A representação da variabilidade do meio físico-químico é um desafio no processo de modelagem, sendo fundamental saber como são obtidos e tratados os atributos, iniciando pelo processo de amostragem. Para essa etapa, a análise estatística de dados multivariados e a análise espacial de dados servem como ferramenta útil quando se deseja comparar a variabilidade das amostras e dos atributos (BORGES, 2019).

A caracterização, o mapeamento e a análise geoestatística das características físico-químicas do solo em sistema de produção convencional devem possibilitar a delimitação de zonas de manejo específicas, contribuindo para um manejo mais sustentável da área, mitigação de reboleiras e fornecimento de subsídios para futuras pesquisas voltadas ao aumento da produtividade agrícola.

Assim, este trabalho teve como objetivo avaliar a variabilidade espacial de atributos físico-químicos do solo em sistema de produção convencional de milho (*Zea Mays* L.) no município de Mata Roma – Maranhão, sob área com mais de 30 anos de produção, afim de identificar possíveis causas que possam influenciar a produção na área.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Descrição da área experimental

A seleção da área de pesquisa se deu mediante observação de sintomas visíveis na parte aérea da cultura do milho (*Zea mays* L.) conhecida como reboleiras (plantas que apresentam amarelecimento nas folhas, redução no crescimento, diminuição da parte aérea e radicular), podendo está ligada a características físicas solo.

A área de condução do experimento está localizada na fazenda Unha de Gato, município de Mata Roma – MA (Figura 1), localizada as margens da MA 230, situada a 03°05'30" latitude sul, longitude 43°06'40" oeste e altitude de 80 m (PAZ, 1990). A vegetação predominante da área de estudo é do tipo Cerrado, com uma composição florística diversificada e passando por formas como o campo cerrado, cerrado ralo, cerrado típico e cerrado denso (IBGE, 2012).

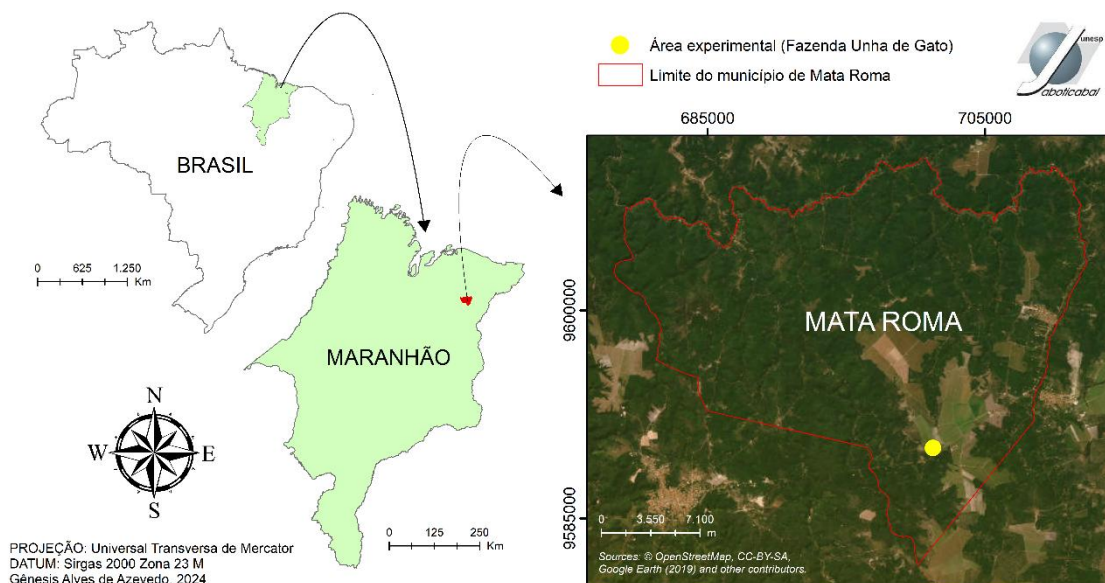


Figura 1 – Mapa de localização da área experimental no município de Mata Roma, Maranhão, Brasil.

2.2. Caracterização climática e de solo

O clima da região é do tipo Aw, caracterizado como tropical úmido (KÖPPEN, 2004), sendo o solo da área de estudo é um Latossolo Amarelo Distrófico argissólico, sendo o solo classificado conforme o Sistema Brasileiro de Classificação de Solo (SiBCS), (EMBRAPA, 2018).

O tipo de vegetação predominante é Cerrado. A estação chuvosa está concentrada entre os meses de novembro e maio, com precipitação pluviométrica média de 1.835 mm, temperatura média anual acima de 27 °C e umidade relativa anual entre 60 e 79% (GOVERNO DO ESTADO DO MARANHÃO, 2002).

Segundo o manual de descrição e coleta de solo no campo (SANTOS et al., 2005), o solo é classificado como não pedregoso (sem ocorrência de calhaus e matacões), não rochoso e possui relevo suave ondulado, variando entre 100 à 113 m, com 7,34% de declividade, conforme o mapa de altimetria (Figura 2).

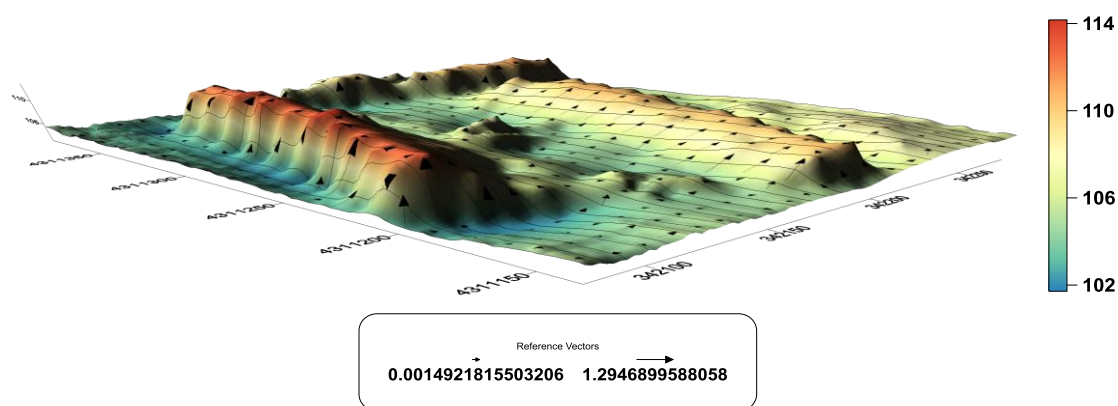


Figura 2 – Representação geográfica da área de estudo referente à altimetria do terreno, localizado no município de Mata Roma – Maranhão, fazenda Unha de Gato

2.3. Malha experimental, metodologia de campo e amostragem

A pesquisa foi conduzida em área há 30 anos sob sistema de plantio convencional (uma aração e duas gradagens), utilizando-se como rotação as culturas de milho e *Brachiaria ruziziensis*, constituindo um total de 32 ha. A amostragem de solo foi efetuada 4 meses após o plantio de milho, que acontece no mês de dezembro de cada ano. A amostragem de solo foi feita nas entrelinhas de plantio na profundidade de 0,0 – 0,20 m para análise de atributos físico-químicos do solo.

A área foi constituída por uma grade de malha dividida com espaçamento de 20 m, e pontos adensados com espaçamento de 05 m entre eles distribuídos ao acaso, permitindo uma melhor detecção da variabilidade espacial de atributos do solo em pequenas escalas, totalizando 300 pontos amostrais georreferenciados com uso de GPS Garmin, modelo GPSMAP 65. Destes 300 pontos amostrais da malha experimental, 30 pontos foram sorteados aleatoriamente e retirados do banco de dados para os cálculos das estatísticas da validação cruzada. As posições dos pontos amostrais foram dispostas em um mapa, referidos como postagem dos dados ou mapa espacial da malha amostral (Figura 3).

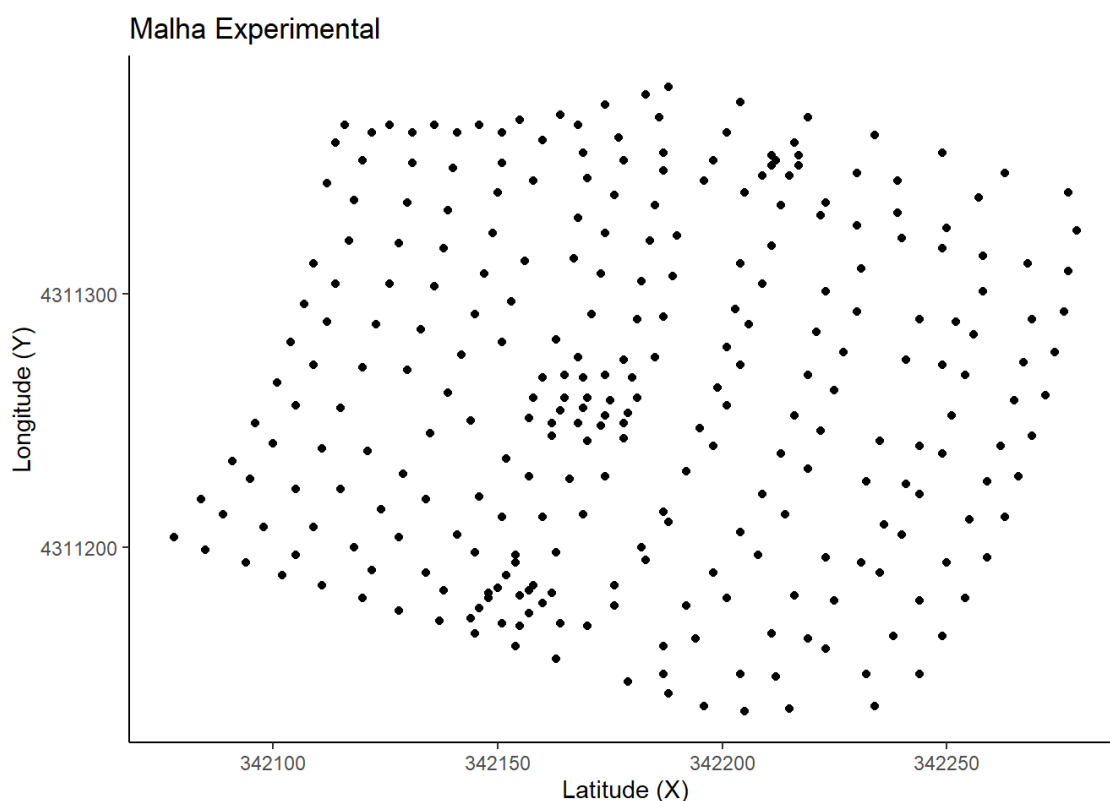


Figura 3 – Representação geográfica da malha amostral (X) e (Y) da área experimental, com pontos amostrados e adensados para validação externa, localizada na fazenda Unha de Gato, município de Mata Roma – Maranhão.

2.4. Análises físico-químicas das amostras e altimetria da área experimental

Os solos foram coletados e descritos morfologicamente segundo Santos et al. (2005) e em seguida foram classificados segundo critérios estabelecidos pelo Sistema Brasileiro de Classificação do Solo (SiBCS), (EMBRAPA, 2006). Foram analisados dentre os atributos físicos: umidade atual, textura do solo (silte, argila, areia grossa e areia fina), porosidade total, macroporosidade, microporosidade, densidade do solo.

A umidade do solo das amostras foram determinadas pela metodologia descrita pela Embrapa (2017), com auxílio de estufa a 105 °C por 24 horas e balança de precisão. A textura do solo (areia grossa, areia fina, silte e argila) foram determinada pelo método da pipeta, utilizando-se uma solução de NaOH 0,1 N como dispersante químico e agitação mecânica em aparato de baixa rotação, por 16 horas, seguindo-se a metodologia proposta por Day (1965). A fração argila foi separada por sedimentação, as areias grossas e finas, por tamisação; e o silte, calculado por diferença.

As determinações de porosidade total (PT), microporosidade (MIP), e

densidade do solo (DS), foram determinados por meio do método descrito pela Embrapa (1997). Estas determinações são foram feitas utilizando anéis volumétricos (Figura 4B) de 88,6 cm³ com altura de 0,05 m, na camada 0,0 a 0,20 m com amostras indeformadas (Figura 4).



Figura 4. Determinação da umidade do solo com auxílio da mesa de tensão (4A) e porosidade total, macroporosidade e microporosidade do solo com auxílio do conjunto cilindro-tecido-elástico (4B).

O pH do solo foi determinado em solução de CaCl_2 0,01 mol L⁻¹ na proporção 1:2,5 (solo:solução), conforme metodologia descrita por Teixeira et al. (2017). Os teores de K⁺, Ca²⁺ e Mg²⁺ foram extraídos com solução de acetato de amônio 1 mol L⁻¹, pH 7,0, e quantificados por espectrofotometria de emissão de chama (K⁺) e espectrometria de absorção atômica (Ca²⁺ e Mg²⁺).

A acidez potencial (H + Al) foi obtida por meio de titulação com solução de acetato de cálcio 0,5 mol L⁻¹, utilizando indicador de fenolftaleína. A matéria orgânica (MO) foi estimada por meio da oxidação do carbono orgânico com dicromato de potássio em meio ácido, seguida de titulação com sulfato ferroso, conforme Walkley e Black modificado (TEIXEIRA et al., 2017; DONAGEMMA et al., 2016).

A soma de bases (SB) foi calculada pela soma dos cátions básicos (K⁺ + Ca²⁺ + Mg²⁺), enquanto a capacidade de troca de cátions (CTC) foi obtida pela soma de SB + H⁺ + Al³⁺. A saturação por bases (V%) foi calculada pela razão entre SB e CTC, multiplicada por 100. Todas as análises foram realizadas em triplicata para

garantir a confiabilidade dos dados.

Para o estudo de altimetria determinou-se a declividade (D) da área, no qual foi determinada pela fórmula:

$$D\% = \left(\frac{h}{d}\right) 100$$

Em que:

- ✓ D = Declividade (%);
- ✓ h = altura entre dois pontos (mais alto e mais baixo);
- ✓ d = distância entre os pontos.

2.5. Estatística descritiva e geoestatística

Inicialmente, a variabilidade dos dados foram analisada pela estatística descritiva (média, mediana, máximo, mínimo, desviopadrão, assimetria, curtose e CV). Foram utilizados os programas: GS+ versão 9.0, programa Surfer versão 9 (GOLDEN SOFTWARE INC., 2002) e o programa computacional R 4.4.2 para confecção dos gráficos. Posteriormente, foi realizada a identificação dos *outliers*, efetuando a substituição dos seus valores pelo valor médio dos circunvizinhos contidos na malha experimental. Para testar a hipótese da normalidade, ou da lognormalidade, foi realizado o teste de SHAPIRO & WILK (1965), a 5% de probabilidade.

2.6. Análises das correlações entre os atributos

Foram analisadas a ocorrência das possíveis correlações entre os atributos do solo, com o objetivo de se efetuar regressões lineares para todas as combinações possíveis, tomados dois a dois, para todos os atributos, a fim de se verificar aqueles de melhor representatividade, que compuseram os semivariogramas cruzados.

Foi considerado, assim, a seguinte classificação do coeficiente de correlação linear ou momento-produto de Pearson, segundo Andriotti (2003): correlação nula = zero; fraca = 0-0,3; regular = 0,3-0,6; forte = 0,6-0,9; muito forte = 0,9-1; perfeita = 1.

2.7. Construção dos semivariogramas

As análises da variabilidade espacial dos atributos foram realizadas por meio de técnicas geoestatísticas, para a análise da dependência espacial das variáveis, interpolação de dados e construção de mapas, segundo Vieira et al., (1983), sendo necessário, para tanto, o conhecimento das coordenadas planas projetadas no sistema Universal Transversa de Mercator (UTM) (x , y) dos pontos amostrais em que foram realizadas as avaliações para cada atributo.

Para a verificação da dependência espacial, foi utilizado o semivariograma, no qual é definido pela equação 1 e que pode ser estimado pela equação 2, de acordo com Vieira (2000):

$$\gamma(\mathbf{h}) = 1/2 E[Z(\mathbf{x}_i) - Z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})]^2 \quad (1)$$

$$\gamma(\mathbf{h}) = \frac{1}{2N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} [Z(\mathbf{x}_i) - Z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})]^2 \quad (2)$$

Em que:

- ✓ $\gamma(\mathbf{h})$ = Semivariância estimada para cada distância ($\mathbf{h}$);
- ✓ $N(\mathbf{h})$ = Número de pares de pontos separados por distância ($\mathbf{h}$);
- ✓ $Z(\mathbf{x}_i)$ = Valor da variável regionalizada no ponto $\mathbf{x}$ e posição i ; e
- ✓ $Z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})$ = Valor no ponto $\mathbf{x} + \mathbf{h}$. O valor de Z pode ser qualquer um dos atributos estudados, físicos, químicos e da cultura do milho, enquanto os valores $\mathbf{x}_i$ e $\mathbf{x}_i + \mathbf{h}$ são definidos de acordo com a posição das amostras no campo, de acordo com a malha experimental proposta. Portanto, o gráfico de $\gamma(\mathbf{h})$ versus os valores correspondentes de $\gamma(\mathbf{h})$ é uma função do vetor $\mathbf{h}$, dependendo tanto da magnitude quanto da direção de $\mathbf{h}$.

A partir dos valores de semivariância, foi realizado a construção dos semivariogramas dos atributos físicos do solo, sendo que os modelos gerados foram ajustados pelo método de tentativa e erro ($\mathbf{C}_0$, $\mathbf{C}_1$ e $\mathbf{a}$) para melhor adequação da linha de tendência nos resultados, aliado à técnica do “jack-knifing”, utilizando-se como critério de seleção do modelo os parâmetros: $\mathbf{a}$ (Coeficiente angular), $\mathbf{b}$ (Coeficiente linear) e $\mathbf{R}^2$ (Coeficiente de determinação) do modelo de regressão, bem como a média e variância do erro reduzido, conforme descrito por MATHERON (1963).

2.8. Grau da dependência espacial

A dependência espacial foi analisada por meio de técnicas geoestatística, com estimativas de semivariogramas experimentais e ajustes de modelos permissíveis. O grau de dependência espacial (GDE) foi calculado por meio da relação descrita a seguir pela equação 3:

$$GDE = \left(\frac{C_0}{C_0 + C_1} \right) 100 \quad (3)$$

Em que:

- ✓ C_0 = efeito pepita;
- ✓ (C_1) = diferença entre o patamar (C) e o Efeito Pepita (C_0);
- ✓ $(C_0 + C_1)$ = patamar, descrito por Zimback (2001).

Seguiu-se a classificação de Cambardella et al. (1994): forte, se $GDE < 25\%$; moderada, se $25\% < GDE < 75\%$, e fraca, se $GDE > 75\%$.

2.9. Mapas de Krigagem Ordinária

A partir dos valores obtidos pela krigagem ordinária, foram construídos mapas para melhor verificação e interpretação da variabilidade espacial dos atributos físicos do solo. Uma vez definido o modelo de semivariograma, foram feitas interpolações, por meio da equação 4:

$$\begin{aligned} \hat{z}(\mathbf{x}_0) - m(\mathbf{x}) &= \sum_{i=1}^{n(h)} \lambda_i(\mathbf{x}_i) [Z(\mathbf{x}_i) - m(\mathbf{x}_i)] \\ \hat{z}(\mathbf{x}_0) &= \sum_{i=1}^N \lambda_i z(\mathbf{x}_i) \end{aligned} \quad (4)$$

Em que:

- ✓ N = número de valores medidos, $z(\mathbf{x}_i)$, envolvidos na estimativa, e λ_i são os pesos associados a cada valor medido $z(\mathbf{x}_i)$, (VIEIRA et al., 1983).
- ✓ $\lambda_i(\mathbf{x}_i)$ = i-ésimo ponderador da observação $z(\mathbf{x}_i)$, a qual é interpretada como uma realização da VA (variável aleatória) $z(\mathbf{x}_i)$;
- ✓ As quantidades $m(\mathbf{x})$ e $m(\mathbf{x}_i)$ são os valores esperados das VA's $z(\mathbf{x}_0)$ e $z(\mathbf{x}_i)$, respectivamente;
- ✓ O número de dados envolvidos na estimação assim como seus pesos podem mudar de local para local;
- ✓ Na prática, somente os $n(\mathbf{x})$ dados próximos do local $\mathbf{x}_0$ a ser estimado

são utilizados, isto é, os dados dentro de uma vizinhança ou de uma janela $W(\mathbf{x}_i)$ centrado em $\mathbf{x}$;

✓ A suposição de que $z(\mathbf{x})$ e $z(\mathbf{x}_i)$ são realizações das VA's $z(\mathbf{x})$ e $z(\mathbf{x}_i)$ permite definir a diferença $z(\mathbf{x}) - z(\mathbf{x}_i)$, também, como variável aleatória.

2.10. Validação Cruzada (leave-one-out cross-validation, LOOCV)

A validação cruzada foi aplicada como procedimento essencial para verificar a acurácia dos modelos geoestatísticos ajustados aos atributos físico-químicos do solo e à variável altimetria.

A validação cruzada (*leave-one-out cross-validation*, LOOCV) consiste em remover temporariamente cada ponto de amostragem do conjunto de dados, estimando seu valor com base nos demais pontos, por meio da krigagem ordinária. A diferença entre o valor observado e o valor estimado define o erro de predição para cada ponto (CHILES; DELFINER, 2012; VIEIRA et al., 2002).

Utilizou-se a função *krige.cv()* do pacote *gstat* no R, que executa a krigagem com validação cruzada ponto a ponto. Para cada ponto removido, o valor da variável foi estimado com base nos vizinhos, e o erro entre o valor estimado e o real foi computado. A acurácia dos modelos foi avaliada com os seguintes parâmetros (VIEIRA, 2000; VIEIRA et al., 2002):

- ✓ **ME (Erro Médio):** Indica viés da predição.
- ✓ **RMSE (Raiz do Erro Quadrático Médio):** Mede a precisão geral.
- ✓ **R² (coeficiente de determinação):** Mede a capacidade explicativa.
- ✓ **Razão RMSE/DP:** Relaciona a dispersão dos erros à variabilidade natural dos dados.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise descritiva dos dados amostrados, por meio dos gráficos box-plots e histogramas, assim como a avaliação da normalidade dos dados através do teste de Shapiro & Wilk a 95% de probabilidade, indicam que as variáveis físico-químicas do solo apresentam distribuição normal, observando que todos os valores estão dentro do limite inferior e limite superior dos gráficos box-plots, abrangendo os valores de 1º quartil (Q1), mediana (Q2) e 2º quartil (Q3), aceitando-se assim a hipótese de normalidade dos dados.

A verificação do pressuposto de normalidade torna-se importante uma

vez que dentro dos estudos geoestatísticos, o processo de estimação por krigagem ordinária tende apresentar resultados mais significativos quando a condição de normalidade dos dados é satisfeita (CARVALHO; SILVEIRA; VIEIRA, 2002). A normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, embora caudas alongadas possam comprometer as análises (CRESSIE, 1991).

Analisando a estatística descritiva dos resultados, observa-se que, apesar da ocorrência de distribuições sensivelmente assimétricas, os valores da média e mediana de todos os atributos físico-químicos do solo são aproximados, com valores sem distinção abrupta e inferior a 1%, evidenciando que os dados não apresentam assimetria acentuada.

Conforme Little e Hills (1978) quando os valores da média e mediana apresentam valores semelhantes, os dados apresentam ou aproximam da distribuição normal. Isto pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição (CAMBARDELLA et al., 1994), demonstrando que todos os atributos envolvidos no estudo estão aproximando-se de uma distribuição normal, indicando que os dados estão adequados para o uso da geoestatística (PITA, 2012). Na Tabela 1 apresentam-se os resultados da estatística descritiva dos atributos físicos e químicos do solo, analisados para a camada de 0 a 20 cm.

Tabela 1. Estatística descritiva da altimetria e das variáveis físico-químicas do solo da área experimental

Variável	Mín.	M	Med.	Máx.	Vari.	CV	Assim.	Curt.	DP
ALT	101,0	106,11	105,0	114,0	7,24	2,62	0,79	-0,11	2,78
UM	10,01	13,04	13,09	16,00	3,02	13,32	-0,06	-1,18	1,74
AG	290,01	308,96	307,94	329,69	123,24	3,59	0,09	-1,11	11,10
AF	490,21	520,58	521,85	549,88	284,71	3,24	-0,03	-1,13	16,87
Silte ¹	75,02	84,96	85,43	94,89	30,81	6,53	-0,08	-1,07	5,55
Argila ²	180,09	192,38	192,22	204,89	53,99	3,82	0,02	-1,29	7,35
MAP	0,13	0,15	0,15	0,18	0,00	10,26	0,05	-1,09	0,02
MIP	0,31	0,43	0,43	0,55	6,31	0,01	0,09	-0,87	4,87
PT	32,08	38,78	38,80	44,97	13,16	9,35	-0,07	-1,13	3,63
DS	1,00	1,99	1,98	3,00	0,33	28,73	-0,02	-1,19	0,57
MO	2,30	2,93	2,94	3,83	0,04	6,98	2,21	1,59	0,20
pH	1,67	1,89	1,89	1,98	0,00	2,49	-0,80	1,63	0,05
K ⁺	0,10	0,55	0,47	1,67	0,07	49,76	1,03	1,07	0,27
Ca ²⁺	2,30	3,13	3,14	3,95	0,05	0,23	-0,24	1,18	0,23
Mg ²⁺	1,39	2,31	2,30	3,00	0,07	11,80	-0,40	0,66	0,27
H + Al	2,20	2,71	2,71	3,50	0,04	7,23	0,80	2,09	0,20
SB	2,48	3,47	3,50	4,20	0,06	7,08	-0,37	1,01	0,25

CTC	3,37	3,84	3,85	4,48	0,03	4,44	0,24	1,03	0,17
V%	3,33	4,23	4,26	4,43	0,02	2,91	-2,21	10,21	0,12

ALT = Altimetria (m); UM = Umidade do solo (%); AG = Areia Grossa (2 – 0,2mm), (g kg^{-1}); AF = Areia Fina (0,02 – 0,002mm), (g kg^{-1}); $^{1,2}(\text{g kg}^{-1})$; MAP = Macroporosidade (%); MIP = Microporosidade (%); PT = Porosidade Total (%); DS = Densidade do Solo (g cm^{-3}); MO = matéria orgânica do solo (g dm^{-3}); $\text{pH}(\text{CaCl}_2)$; K^+ = Potássio ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$); Ca^{2+} = Cálcio ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$); Mg^{2+} = Magnésio ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$); H^+ + Al^3+ = acidez potencial do solo ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$); SB = Soma de Bases do solo ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$); CTC = Capacidade de Troca de Cátions ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$); V = Número de bases na CTC do solo (%). Mín. = Mínimo; M = Média; Med = Mediana; Máx. = Máximo; Vari. = Variância; CV = Coeficiente de Variação; Assim. = Assimetria; Curt. = Curtose; DP = Desvio Padrão.

Na tabela 1 observou-se que a mediana da altimetria das 300 amostras coletadas é de 105 m, com variância amostral de 12 m^2 , sendo o valor mínimo de 101 m e o máximo 114 m. Mesmo com a numérica diferença entre os valores de altimetria das amostras de solo, os dados apresentaram coeficiente de variação (CV) de 2,35%, classificado segundo Cruz et al. (2012), como baixo ($10\% < \text{CV}$), mostrando uma satisfatória repartição dos pontos com relação à altitude, constatando-se valores similares de média e mediana.

A altimetria da área experimental apresentou valor de assimetria positivo (0,79), (Tabela 1) e coeficiente de curtose negativo (-0,11), indicando valores simétricos em relação ao banco de dados. O coeficiente de assimetria é utilizado para caracterizar como e quanto a distribuição de frequências se afasta da simetria, sendo que: se coeficiente de assimetria for maior que zero admite-se que a distribuição é assimétrica à direita (positiva): se coeficiente de assimetria menor que zero distribuição é assimétrica à esquerda (negativa): e se coeficiente de assimetria igual a zero a distribuição é simétrica (ZANÃO JÚNIOR et al., 2010).

Em relação ainda ao coeficiente de curtose, a altimetria da área apresentou distribuição platicúrtica (Tabela 1). O termo médio de comparação é a distribuição normal que apresente valor de coeficiente de curtose igual a zero tem-se então a distribuição mesocúrtica, se coeficiente de curtose menor que zero a distribuição será platicúrtica, e se coeficiente de curtose maior que zero se tem a distribuição leptocúrtica.

Observando o semivariograma que descreve a estrutura espacial da altimetria da área experimental (Apêndice B), é notório a relação entre a semivariância e a distância entre pares de pontos amostrados. Inicialmente, observa-se um aumento na semivariância, indicando que pontos mais próximos tendem a apresentar maior diferença. Esse crescimento se estabiliza a partir de

determinada distância, conhecida como alcance, sugerindo que, além desse limite, a altitude dos pontos deixa de estar correlacionada, deve-se levar em consideração o patamar, que indica a variabilidade máxima esperada, enquanto o efeito pepita pode representar variações de pequena escala ou erros de medição.

Essa análise é essencial para definir estratégias de amostragem e interpolação espacial. O ajuste de um modelo matemático ao semivariograma possibilita a aplicação da krigagem ordinária, um método de interpolação que permite estimar a altimetria em pontos não amostrados, resultando em mapas precisos do relevo. Essas informações são fundamentais para o manejo agrícola, auxiliando na definição de zonas de cultivo, drenagem e estratégias de conservação do solo, resultados semelhantes de altimetria podem ser observados nos achados de Uss et al., (2019), no qual trabalhou com estimativa de variância e largura de correlação espacial para erro de medição em escala fina em modelo digital de elevação, no qual observa alteração abrupta na declividade do terreno, resultado este podendo influenciar no manejo agrícola.

Analisando as análises de textura do solo (Tabela 1) observa-se que as médias de areia fina do solo foram de $520,58 \text{ g.kg}^{-1}$, enquanto que areia grossa apresentou médias de $308,96 \text{ g.kg}^{-1}$. Já os níveis de silte do solo apresentaram médias de $84,96 \text{ g.kg}^{-1}$, enquanto é possível observar na mesma tabela que a média de valores para argila do solo é de $192,38 \text{ g.kg}^{-1}$. Estes resultados vão de encontro aos achados de Santos (2023), no qual observou que os valores de silte do solo foram inferiores aos valores de areia e argila. A textura do solo é uma importante característica devido às suas relações com outras propriedades pedológicas tais como estrutura, porosidade, permeabilidade, fertilidade, química e umidade (BRADY; WEIL, 2007; DEMATTÊ et al., 2016). Ela é obtida por meio da distribuição da composição relativa do tamanho das partículas no solo.

A média para porosidade total do solo de 38,78% se encontra baixa, podendo interferir na drenagem hídrica do solo e afetar as culturas como o milho em sistema de cultivo convencional. Para Weil e Brady (2008) um solo em boas condições de cultivo deve compor 50% de sólidos (45% minerais e 5% material orgânico) e 50% de poros (metade para microporos e a outra para macroporos). Camargo (1997) e Veloso et al. (1998) também encontraram valores de

porosidade total abaixo das condições ideais, com sérios prejuízos ao desenvolvimento das plantas.

Para Schaffrath et al. (2008) a redução dos valores da macroporosidade no preparo convencional provavelmente decorre da matriz mais compactada resultante da desagregação do solo pelo preparo e pelo uso mais intenso de máquinas e implementos. Além disso, uma perda na estabilidade estrutural do solo, associada à redução dos teores de matéria orgânica, estabelece maior compactação do solo associada à redução da capacidade de suporte de carga do solo.

A porosidade total apresenta limite crítico estabelecido em valores mínimos de 10%, a partir do qual é limitante para o desenvolvimento radicular da maioria das culturas (REICHERT et al., 2010). Já de acordo com Watanabe et al. (2002), a depender da espécie vegetal, atividade biológica do solo e regime de umidade, valores de macroporos de 10 a 15 % são considerados restritivos para produtividade das plantas.

A média de densidade do solo (DS) apresentado nas avaliações foi de $1,99 \text{ g.cm}^{-3}$ nas amostras, valor este superior ao encontrado por Montanari; Mario; Queiroz (2024), com estudos de variabilidade espacial de atributos físicos em latossolo, no qual apresentaram $1,44 \text{ g.cm}^{-3}$, sendo esta variável inversamente proporcional aos valores de porosidade do solo.

Letter (1985) e Reichert et al. (2003), também evidenciaram que a densidade de solo é fator indireto na restrição do desenvolvimento de plantas, pois a associação entre ambas depende de fatores intrínsecos e externos à estruturação do solo, diretamente relacionados a resistência mecânica, água e aeração. Além disso, seus valores tendem a aumentar com a profundidade do solo, devido à redução da matéria orgânica, agregação, porosidade do solo e sua compactação nas camadas mais inferiores (EFFGEN, 2005).

Para o estudo de coeficiente de variação (CV), (Tabela 1), a variabilidade dos atributos do solo pode ser inferida por este coeficiente (SOUZA et al., 2007). Observa-se que houve variação de 88% entre os valores observado, sendo o menor valor para análise de areia fina (AF) e o maior valor para análise de densidade do solo (DS), sendo que, quase todos os valores estão inferiores à 10%, sendo classificado como baixo e dentro da margem aceitável para o estudo deste coeficiente, podendo ser destacado apenas o valor de densidade do solo

(DS) que apresentou coeficiente de 28,73, próximo de 30%, classificado como coeficiente de variação elevado. Esse resultado implica segundo Kim (1988), na possível presença na amostra de valores discrepantes (*outliers*).

Resultado similar pode ser observado por Laurenti et al. (2024) ao estudar a variabilidade espacial de atributos do solo e da vegetação em sistemas integrados de produção, no qual também constatou valores de coeficiente de variação de atributos físicos do solo dentro da margem aceitável, igual ou inferior à 10%. Segundo Pimentel-Gomes (2002) na estatística clássica, em condições de campo experimental, se o coeficiente de variação for inferior a 10%, diz que o coeficiente de variação é baixo, ou seja, o experimento tem alta precisão; de 10 a 20% são considerados médios e de boa precisão; 20 a 30% alto, com baixa precisão e acima de 30%, muito alto.

Na análise dos coeficientes de assimetria, (Tabela 1), observa-se que todas as variáveis físicas do solo apresentaram assimetrias variando entre -0,07 para análise de porosidade total do solo (PT) e 0,09 para análise de areia grossa do solo (AG), sendo classificada como dados simétricos, sendo assim, todas as variáveis estão próximos da distribuição normal. Inicialmente a análise amostral dos dados baseou-se nos coeficientes de assimetria e de curtose adotando-se: módulo da assimetria moderada (entre 0,15 e 1,0), forte ($>1,0$) e simétrica ($< = 0$) (GUIMARÃES, 2000).

Com relação aos coeficientes de curtose (Tabela 1), representando o grau de achatamento da curva de distribuição, as variáveis não apresentaram diferença nas distribuições das variáveis, sendo atribuídos valores negativos ou afunilados, característica da distribuição leptocúrtica e assim, há maior concentração dos dados em torno da média, bem como os achados de Morato, Oliveira e Silva (2021), que também observaram resultados semelhantes para variáveis de solo. Coelho et al. (2012), classificam o coeficiente de curtose como um parâmetro de avaliação em que se observa o grau de achatamento da distribuição dos dados, ou seja, o quanto a curva de frequência será mais achatada em relação a uma curva normal de frequência.

A análise dos atributos químicos do solo, ainda na tabela 1, revelou padrões distintos de variabilidade e fertilidade em área de cultivo de milho sob sistema de produção convencional. Os teores de matéria orgânica (MO), expressos em g.dm^{-3} , variaram entre 2,30 e 3,83, com média de $2,93 \text{ g.dm}^{-3}$ e

coeficiente de variação (CV) de 6,98%, o que caracteriza baixa variabilidade. Segundo o Boletim 100 do Instituto Agrônomo de Campinas (IAC, 2022), esse intervalo é considerado médio em fertilidade natural, favorecendo a estrutura do solo, a retenção de umidade e a atividade microbiológica, fatores essenciais para o desenvolvimento do milho, especialmente nas fases iniciais do ciclo.

O pH oscilou entre 3,0 e 6,27, com média de 3,03 e CV de apenas 2,49%. Esses valores, bastante abaixo da faixa ideal recomendada para o milho (5,5 a 6,0), revelam uma condição de acidez acentuada, indicando necessidade de calagem. Tal acidez compromete a disponibilidade de nutrientes como fósforo (P), cálcio (Ca^{2+}) e magnésio (Mg^{2+}), e aumenta a toxicidade por alumínio (Al^{3+}), restringindo o crescimento radicular e o aproveitamento de nutrientes.

Os teores de potássio trocável (K^+), medidos em mmolc.dm^{-3} , apresentaram ampla variação, de 0,10 a 1,67 mmolc.dm^{-3} , com média de 0,55 e alto CV de 49,76%, o que reflete alta heterogeneidade. Mesmo os valores máximos observados estão abaixo do mínimo considerado adequado para o milho (1,5 mmolc.dm^{-3}), sugerindo deficiência generalizada. A distribuição irregular do K^+ pode estar relacionada ao histórico de adubações pontuais, à lixiviação em solos arenosos e ao baixo teor de matéria orgânica em algumas parcelas.

Os teores de cálcio (Ca^{2+}) e magnésio (Mg^{2+}), também em mmolc.dm^{-3} , variaram de 2,30 a 3,95 (Ca^{2+}) e de 1,39 a 3,00 (Mg^{2+}), com médias de 3,13 e 2,31, respectivamente. Apesar de o cálcio estar levemente abaixo do valor considerado ideal (4 mmolc.dm^{-3}), o magnésio está dentro da faixa adequada. A baixa variabilidade (CV's de 0,23% e 11,80%, respectivamente) indica distribuição mais homogênea desses cátions, o que é vantajoso para o manejo de corretivos e para o equilíbrio nutricional das plantas.

A acidez potencial do solo ($\text{H} + \text{Al}$), variou entre 2,20 e 3,50 mmolc.dm^{-3} , com média de 2,71. Esses valores confirmam a acidez ativa elevada já sugerida pelo pH, com efeitos diretos sobre a solubilidade e a disponibilidade de nutrientes essenciais e sobre a toxicidade do alumínio.

A soma de bases trocáveis (SB), a capacidade de troca de cátions (CTC) e a saturação por bases (V%) apresentaram valores médios de 3,47, 3,84 mmolc.dm^{-3} e 4,23%, respectivamente. Tais valores estão muito abaixo das

recomendações do Boletim 100, que preconiza, para o milho, CTC acima de 7 mmolc.dm^{-3} e V% superior a 70%. Os baixos valores de V%, com curtose do tipo leptocúrtica elevada (10,21), indicam uniformidade de dados baixos e ocorrência de valores extremos residuais em pequenos setores da área. Essa condição confirma a baixa fertilidade natural do solo, exigindo intervenções corretivas sistemáticas, como calagem e aplicação de fertilizantes ricos em potássio e fósforo.

Somando-se a estes resultados, agora analisando a tabela dos modelos e parâmetros dos semivariogramas, o valor de SQR da Altimetria (Tabela 2) apresentou-se baixo, $\text{SQR} = 12,404$ e o valor de $R^2 = 0,943$ perto de 1, indicando que a variável obteve um bom ajuste do semivariograma. Outro resultado importante dos semivariogramas são os valores do alcance, pois esse atributo indica a linha divisória entre a aplicação da Estatística Clássica ou da Geoestatística (VIEIRA, 2000) e deveria ser considerado em planos de amostragem (ZANÃO JÚNIOR et al., 2010). O alcance da variável altimetria (Tabela 2) é de 70,033 metros, representando 95% do patamar, não apresentando definição. O alcance nos permite identificar que os dados que se encontram acima dele (alcance) não se correlacionam espacialmente, pois representa uma região de influência que separa as observações correlacionadas das independentes (ANDRIOTTI, 2013).

Os valores de Soma do Quadrado do Erro (SQE) das demais variáveis físico-químicas (Tabela 2) encontram-se com valores baixos, com exceção da areia grossa, areia fina, silte, argila, microporosidade e pH do solo, que se encontram com valores altos. Para Ferreira et al., (2023) a SRQ ajuda a determinar a adequação de um modelo para seus dados medindo a diferença geral entre seus dados observados e os valores previstos pelo modelo de estimativa, no qual um SQR menor indica um melhor ajuste do modelo aos dados, enquanto um valor maior sugere um ajuste regular. Valores semelhantes podem ser observados Gelain, Bottega e Motomiya, (2021) no qual também observou valores elevados de SQR para areia, silte e argila nas suas análises de variabilidade de atributos do solo na cultura do milho e soja.

Tabela 2. Modelos, parâmetros dos semivariogramas da altimetria e das variáveis físico-químicas da área experimental

Variável	Mod.	C ₀	C ₁	C ₀ + C ₁	SQR	a	GDE	Validação cruzada			
						(m)	(%)	R ²	ME	MSE	MSDR
ALT	Exp	1,041	7,351	8,392	12,404	23,345	14,39	0,943	-0,0163	7,2584	1,0310
UM	Exp	0,000	3,075	3,075	5,885	2,753	100	0,978	-0,0058	3,6433	1,1359
AG	Exp	0,000	120,337	120,337	1202,798	1,989	100	0,998	0,0353	126,4884	1,0062
AF	Exp	0,000	269,410	269,410	19971,95	4,320	100	0,998	-0,1768	356,4397	1,2689
Silte ¹	Exp	0,000	30,900	30,900	1506,361	3,689	100	0,995	0,0029	33,2526	1,0315
Argila ²	Exp	0,000	59,907	59,907	2302,711	4,011	100	0,998	0,0685	46,9027	0,7505
MAP	Exp	0,000	0,0002	0,0002	3e-04	5,223	100	0,985	-4e-04	3e-04	1,2576
MIP	Exp	0,000	0,005	0,005	7,14e-06	6,032	100	0,974	-5e-04	0,0049	0,9376
PT	Exp	2,607	11,030	13,637	20,830	8,632	80,88	0,995	-0,0445	11,7896	0,8286
DS	Exp	0,000	0,335	0,335	0,014	0,993	100	0,908	0,0045	0,3829	1,0952
MO	Esf	7,701	12,479	20,180	66,051	35,795	38,16	0,952	-0,042	15,8489	0,9340
pH	Esf	0,063	0,026	0,089	2,425e-05	39,171	70,79	0,996	-0,0064	0,1079	1,2550
K ⁺	Esf	0,157	0,104	0,262	0,001	53,304	60,07	0,708	0,0304	0,2806	1,1999
Ca ²⁺	Esf	26,259	4,677	30,936	4,121	63,897	84,88	0,948	-0,0803	27,3009	0,8985
Mg ²⁺	Esf	1,4237	5,022	6,445	0,697	31,389	22,09	0,910	0,0323	8,5919	1,7235
H + Al	Esf	1,4237	5,022	6,445	0,697	31,389	22,09	0,938	0,0362	14,0803	1,7164
SB	Esf	24,249	34,055	58,304	26,944	23,836	41,59	0,940	-0,1067	65,0187	1,1953
CTC	Esf	12,733	46,185	58,918	57,315	20,542	21,61	0,969	-0,0995	68,1666	1,3458
V%	Esf	34,076	20,831	54,907	42,828	20,542	62,06	0,984	-0,0349	74,1973	0,9842

ALT = Altimetria; UM = Umidade do solo (%); AG = Areia Grossa (2 – 0,2mm), (g kg⁻¹); AF = Areia Fina (0,02 – 0,002mm), (g kg⁻¹); 1,2 (g kg⁻¹); MAP = Macroporosidade (%); MIP = Microporosidade (%); PT = Porosidade Total (%); DS = Densidade do Solo (g cm⁻³); MO = Matéria orgânica do solo; pH; K⁺ = Potássio; Ca²⁺ = Cálcio; Mg²⁺ = Magnésio; H + Al = Acidez potencial; SB = Soma de Bases; CTC = Capacidade de Troca de Cátions; V% = Número de bases na CTC do solo. Mod. – Modelolo; C₀ – efeito pepita; C₀ + C₁ – patamar; SQR – Soma de Quadrados do Resíduo; a – alcance (m); **GDE = {C₀/(C₀ + C₁) x 100} – grau de dependência (%)**; R² – Coeficiente de determinação; ME = Erro Médio (*Mean Error*); MSE = Erro Quadrático Médio (*Mean Squared Error*); MSDR = Média do Desvio Padronizado Reduzido (*Mean Standardized Squared Prediction Error*); **Quando C₀ = 0, GDE = {C₁/(C₀ + C₁) x 100}**. Grau de Dependência Espacial: forte, se GDE < 25%; moderada, se 26% < GDE < 75 %, e fraca, se GDE > 75 % (CAMBARDELLA et al., 1994).

Na análise do valor do coeficiente de determinação (R^2) das variáveis física, observa-se resultados superiores à que 0,66, aproximando-se de 1, indicam que a maioria dos semivariogramas das variáveis físicas foram bem ajustada (Tabela 2), mesmo resultados encontrados por Silva et al. (2023) com estudo de variabilidade espacial de atributos do solo na cultura do milho em sistema convencional, no qual os resultados foram próximos de 1.

Os modelos exponencial e esférico apresentaram predominância no ajuste para maioria as variáveis analisadas, o qual descreve fenômenos mais erráticos em pequena escala, diferentemente do modelo esférico que descreve fenômenos menos erráticos em pequena escala (ISAAKS e SRIVASTAVA, 1989), estando de acordo com Mcbratney e Webster (1986), os quais observaram que os modelos matemáticos que mais se ajustam aos atributos do solo são os modelos esférico e exponencial.

Avaliando o alcance dos semivariogramas, é possível observar que os atributos físicos apresentaram valores de alcance baixo, menores do que a distância entre os pontos (20 m), variando de 0,993 m para densidade do solo (DS) e 8,632 para porosidade total (PT).

. Esse resultado mostra que não é observado correlação espacial entre as amostras, ou seja, a dependência espacial das dos atributos tende a desaparecer com a distância entre dois pontos maior que o alcance, resultados estes podendo ser confirmados pelo GDE dos atributos. A ausência de correlação espacial em grandes distâncias significa que não é possível prever o comportamento de um atributo em um ponto baseado nas medições de pontos muito distantes.

Estes valores de alcance fornecem informações a respeito da heterogeneidade da distribuição espacial em relação às propriedades estudadas independente do sistema de manejo adotado. Nem um dos resultados avaliados das amostras dos atributos físicos do solo apresentaram efeito pepita. O efeito pepita indica a variabilidade não explicada em razão da distância de amostragem utilizada (Lima et al. 2022), ou seja, a distância de coleta dos pontos amostrais em campo não foi suficiente para caracterizar a variabilidade espacial para este atributo.

Ripple (1994) considera que o efeito pepita relativo fornece a noção de influência do comportamento aleatório, quando $E < 0,15$ o componente aleatório

apresenta-se pequeno, para o intervalo de $0,15 < E < 0,30$ o componente aleatório é importante e $E > 0,30$ o componente aleatório é significativo na investigação das variáveis regionalizadas.

A importância desta análise está no fato de que a existência de tendenciosidade nos dados inviabiliza o uso em uma análise geoestatística, pela não concordância com as hipóteses estacionárias (MELLO, 2004). Starks e Fang (1982) mostram que a presença de tendência afeta fortemente o semivariograma, podendo conduzir a conclusões totalmente falsas. Logo, de acordo com os resultados, pode-se constatar que há condições para a aplicação das análises, permitindo o desenvolvimento da análise da estrutura de dependência espacial.

Seguindo a tendência das demais variáveis, o modelo matemático que melhor ajustou-se ao semivariograma da altimetria da área experimental foi o Exponencial (Tabela 2), apresentando alta dependência espacial segundo a classificação de Dalchiavon et al. (2012), $GDE = 12,40$, mesmo resultado encontrado por Barbosa et al. (2011), no qual demonstra em seu trabalho em relação ao modelo numérico do terreno, obtido por diferentes métodos de aquisição de dados em cartas planialtimétricas, verifica-se alta dependência espacial. A escolha desse modelo foi baseada principalmente, na validação cruzada, na menor SQE (Soma de Quadrados do Erro) e no maior coeficiente de determinação (R^2).

Esses resultados são essenciais para melhoria do manejo da área com cultivo convencional e agricultura de precisão, pois permite definir zonas de manejo e estabelecer distâncias ideais de amostragem. Se a altimetria influencia fatores como escoamento de água, retenção de umidade e erosão, essa análise ajuda a planejar práticas agrícolas mais eficientes. Além disso, a dependência espacial identificada no gráfico pode ser utilizada para ajustar modelos geoestatísticos, como o semivariograma, melhorando a interpolação de dados e a geração de mapas altimétricos precisos para a tomada de decisão no campo.

Já o grau de dependência espacial (GDE), expresso pela razão entre o efeito pepita (C_0) e o patamar ($C_0 + C_1$) fraco foi encontrado para as demais variáveis, $GDE > 75\%$, bem como: Umidade, Areia Grossa, Areia Fina, Silte, Argila, Microporosidade e Porosidade Total. Segundo Cambardella et al. (1994), a dependência espacial fraca ou a ocorrência de estrutura não definida se deve

às variações extrínsecas, causadas pela aplicação de fertilizantes, preparo do solo e outras práticas de cultivo.

A baixa dependência espacial dos atributos físicos do solo também pode ser atribuída a diversos fatores. Por exemplo, Souza et al. (2004) observaram que frações texturais do solo são estáveis e se modificam pouco ao longo do tempo, apresentando baixo coeficiente de variação. Além disso, práticas agrícolas intensivas podem homogenizar as propriedades físicas do solo, reduzindo sua variabilidade espacial. Bertol et al. (2000) verificaram que o aumento do teor de matéria orgânica no solo diminuiu a densidade do solo e aumentou a porosidade, influenciando diretamente a variabilidade dos atributos físicos. Esses fatores, entre outros, contribuem para uma menor dependência espacial dos atributos físicos do solo.

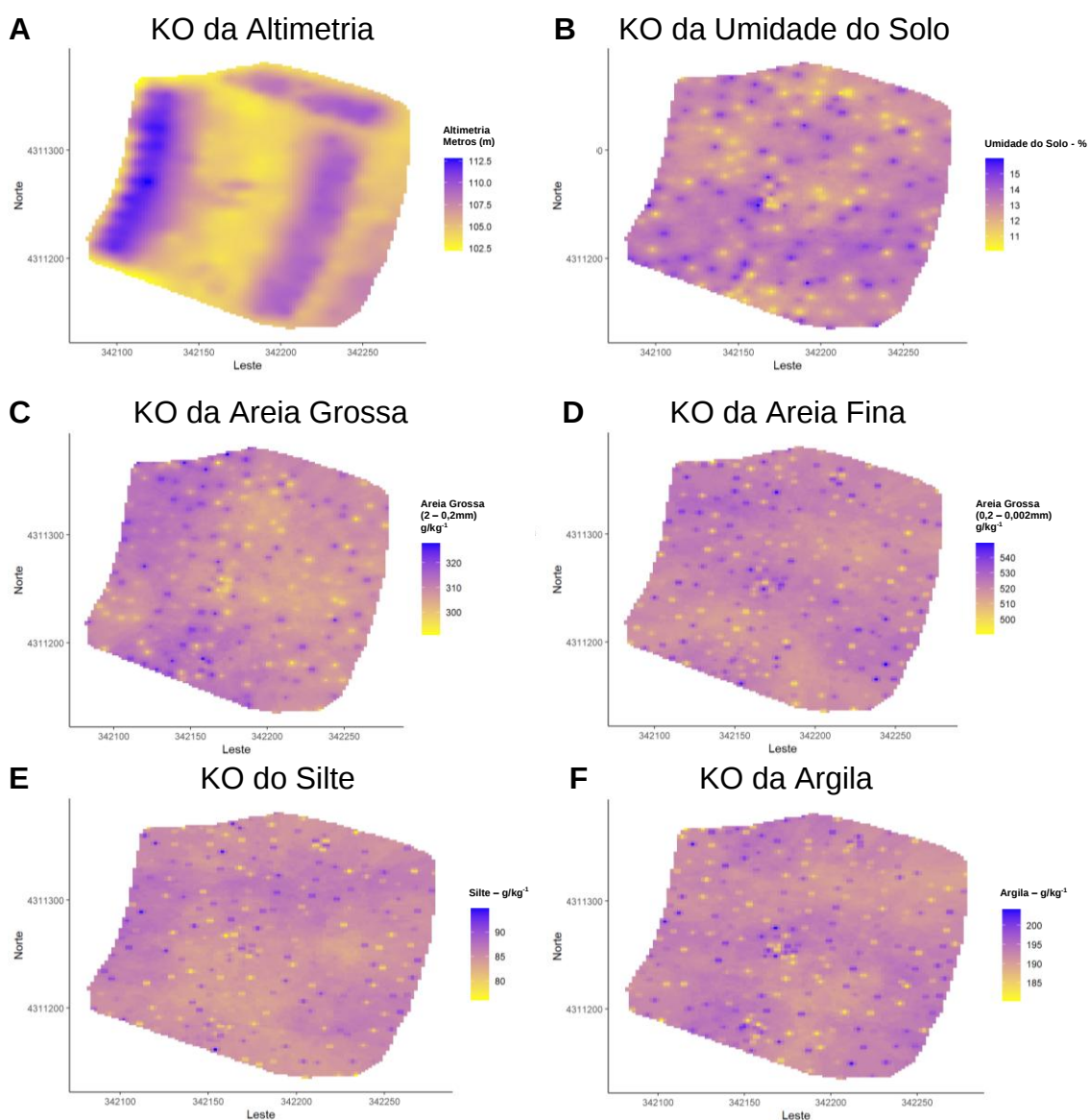
Estatisticamente, a maioria dos modelos teóricos avaliados no presente estudo tiveram desempenho semelhante. Assim, qualquer um deles pode ter um bom desempenho no processo de krigagem ordinária. Ao se analisar as curvas geradas para o modelo exponencial verificou-se similaridade entre os resultados (Apêndice B). Esta é uma avaliação subjetiva, desse modo, o uso de critérios quantitativos como a validação cruzada foi aplicada para seleção do melhor modelo, onde buscou-se como parâmetro de decisão o erro de estimativa com média reduzida igual a zero e variância reduzida unitária.

Ainda na tabela 2, do ponto de vista da estrutura espacial, os atributos MO, pH, Ca^{2+} , K^{+} e $\text{H}^{+} + \text{Al}^{3+}$ apresentaram dependência espacial forte com modelos ajustados esféricos ou gaussianos, e alcance variando entre 15 e 26 metros. Tais padrões demonstram que os atributos químicos seguem padrões organizados no espaço, o que permite o uso eficaz de ferramentas de agricultura de precisão, como o mapeamento de zonas homogêneas para manejo localizado de insumos. Por outro lado, os atributos Mg^{2+} e CTC apresentaram dependência espacial moderada, indicando maior instabilidade em sua distribuição.

Esses resultados sugerem que o solo da área apresenta diferentes zonas de fertilidade, que podem ser mapeadas para fins de manejo específico, promovendo uma agricultura mais sustentável e eficiente. A combinação dos resultados estatísticos com a geoestatística reforça a importância do conhecimento aprofundado da variabilidade espacial para subsidiar práticas agronômicas, como adubação em taxa variável, calagem localizada e ajustes no

preparo do solo, visando o aumento da produtividade do milho e a preservação da qualidade física e química do solo.

Observando a figura 5 os mapas de distribuição espacial dos valores de altimetria (5A), e dentre os atributos físicos: umidade do Solo (5B), areia grossa (5C), areia fina (5D), silte (5E), argila (5F), microporosidade (5G), macroporosidade (5H), porosidade Total (5I), densidade (5J), no qual a distribuição espacial dos resultados apresentou-se fortemente semelhante, com características homogêneas, com maiores valores na área central dos mapas de padrão espacial apenas para microporosidade do solo.



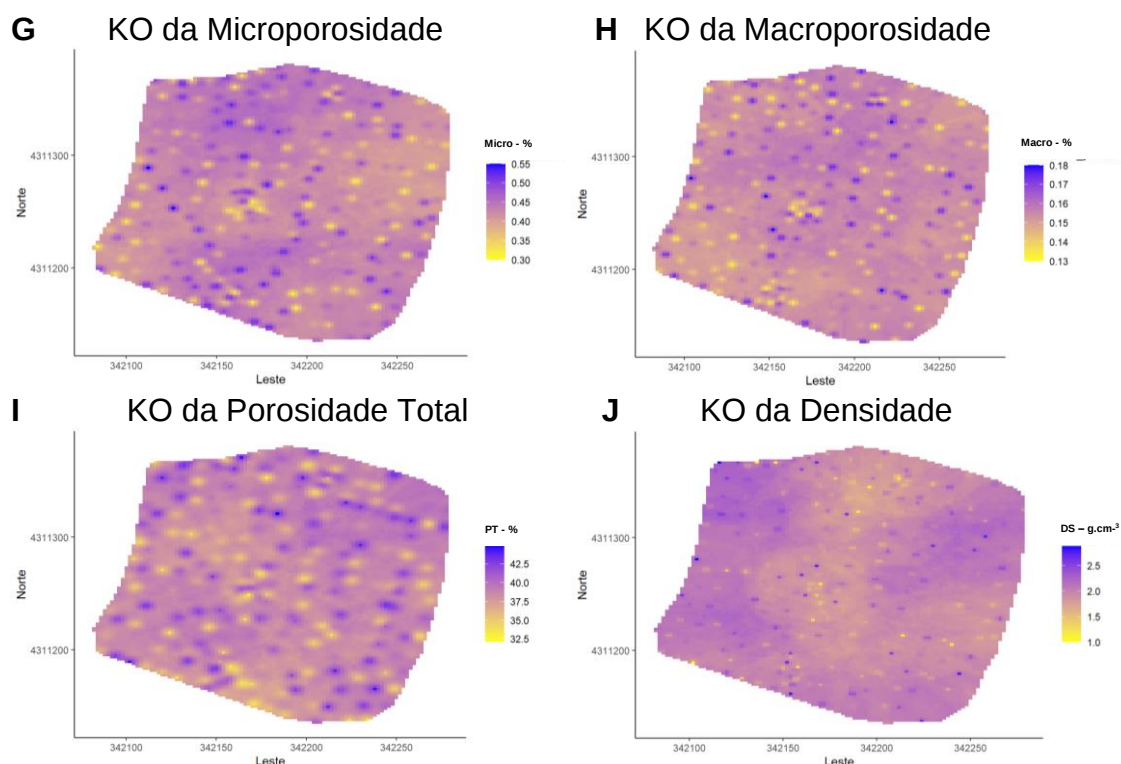


Figura 5 – Mapas de padrão espacial da distribuição para os atributos físicos do solo: Altimetria (5A); Umidade do Solo (5B); Areia Grossa (5C); Areia Fina (5D); Silte (5E); Argila (5F); Microporosidade (5G); Macroporosidade (5H); Porosidade Total (5I); Densidade (5J), da área experimental, sob sistema de produção convencional, município de Mata Roma Maranhão.

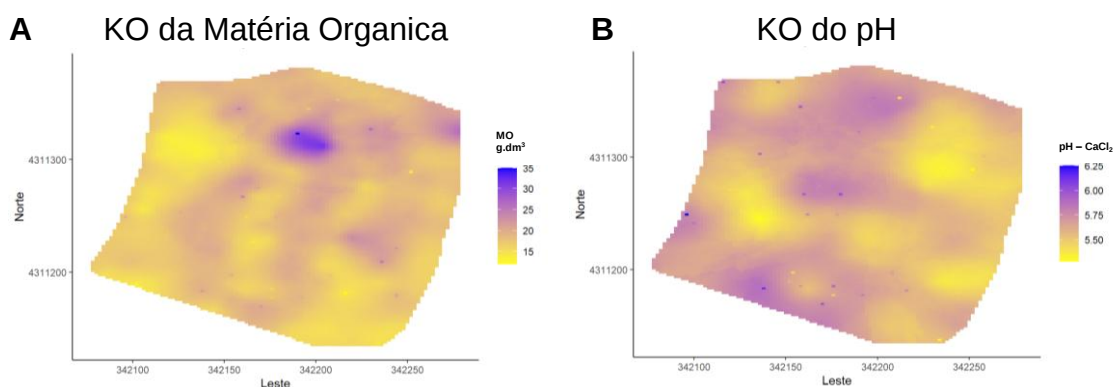
Observa-se uma sensível elevação nos valores de densidade do solo (Figura 5J) nas áreas marginais do mapa, mesmo em tese, não representando discrepância passível de modificação abrupta no sistema de produção de milho, no qual a homogeneidade do tende a favorecer o cultivo agrícola. Segundo Schaffrath et al. (2008), esses resultados confirmam maior continuidade espacial no preparo convencional imposta pela maior homogeneização da porosidade do solo (macroporosidade, microporosidade e porosidade total), resultante do revolvimento sistemático do solo.

Ainda na figura 5A é possível observar também a variação altimétrica representada por uma escala de cores, onde os tons de azul indicam regiões mais elevadas e os tons de amarelo correspondem a áreas mais baixas. A interpolação utilizada permite visualizar a distribuição espacial da altitude, evidenciando padrões topográficos relevantes. Observa-se a presença de regiões com maior variação altimétrica ao longo da borda esquerda (Figura 5A) e elevações mais sensíveis no mapa em sua borda direita, sugerindo possíveis

diferenças geomorfológicas.

A distribuição espacial da altimetria pode influenciar diretamente a dinâmica hídrica e o escoamento superficial, afetando processos como a infiltração e a erosão do solo. Regiões mais elevadas, identificadas pelos tons azulados, tendem a atuar como áreas de recarga hídrica, enquanto as áreas mais baixas, em amarelo, podem acumular água, favorecendo processos de deposição de sedimentos (ALVES, 2023). A heterogeneidade altimétrica observada no mapa destaca a importância de estratégias de manejo específicas para cada setor da paisagem, visando minimizar impactos erosivos e otimizar a produtividade agrícola. Além disso, a aplicação de técnicas geoestatísticas permite uma análise detalhada da variação espacial, contribuindo para um planejamento mais sustentável. Estudos complementares podem integrar esses dados com informações sobre o uso e cobertura do solo, aprimorando a compreensão dos processos ambientais locais (SOUZA et al., 2003).

Já na figura 6, observa-se os mapas espaciais dos valores das variáveis químicas de solo, bem como: matéria orgânica do solo (6A), pH (6B), K^+ (6C), Ca^{2+} (6D), Mg^{2+} (6E), $H + Al$ (6F), SB (6G), CTC (6H), V% (6I), a distribuição espacial dos resultados apresentou comportamentos espaciais distintos, com características heterogêneas entre as variáveis, com valores mais altos nas cores aroxeadas e mais baixos nas cores amareladas.



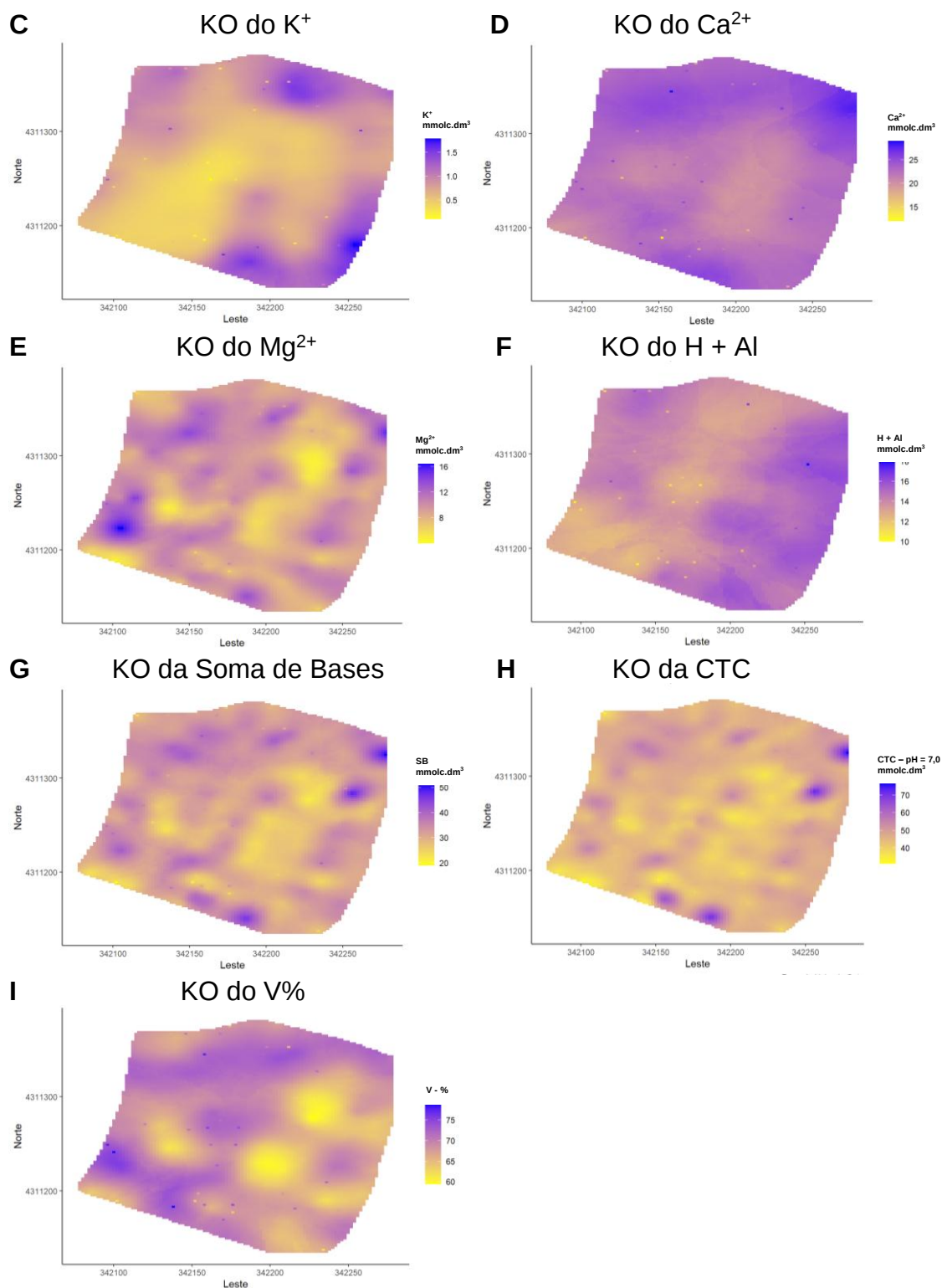


Figura 6 – Mapas de padrão espacial da distribuição para os atributos químicos do solo: matéria orgânica do solo (6A), pH (6B), K^+ (6C), Ca^{2+} (6D), Mg^{2+} (6E), $H + Al$ (6F), SB (6G), CTC (6H), V% (6I), da área experimental, sob sistema de produção convencional, município de Mata Roma Maranhão.

Nota-se que nos mapas espaciais da matéria orgânica do solo (MO) e pH do solo, é evidente que os maiores valores se encontram nas partes centrais

do mapa, ou no centro da demarcação da área, com cores predominantemente amareladas nas borgas, com alta variabilidade espacial. Para as demais variáveis químicas do solo o aumento dos valores dos atributos é observado nas áreas marginais do mapa, sendo caracterizado por expressiva heterogeneidade dos valores e alta variabilidade espacial, podendo estes resultados estarem intrinsicamente ligados aos sintomas visíveis de reboleiras na área de produção de milho.

Na Tabela 3 pode-se observar as matrizes de correlação linear simples entre os atributos físico-químicos do solo (Umidade, areia grossa, areia fina, silte, argila, macroporosidade, microporosidade, porosidade total e densidade do solo, matéria orgânica do solo, pH, K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} , $H + Al^{3+}$, SB, CTC, V(%), além da altimetria da área de pesquisa.

Conforme Cohen (1988), a matriz de correlação de Pearson (Tabela 3) revelou correlações significativas entre as características físico-químicas. A MO mostrou uma correlação moderada com Ca^{2+} ($r = 0,31$), Mg^{2+} ($r = 0,26$), SB ($r = 0,31$) e CTC ($r = 0,32$), evidenciando sua função como um agente que promove a fertilidade do solo. O pH apresentou uma forte correlação com Ca^{2+} ($r = 0,45$), Mg^{2+} ($r = 0,50$) e SB ($r = 0,50$), além de uma correlação negativa com $H + Al$ ($r = - 0,70$). Isso indica que a correção da acidez afeta diretamente a presença de cátions trocáveis (Tabela 3).

Tabela 3 - Matriz de correlação dos atributos físico-químicos do solo, além da altimetria em área de produção convencional na profundidade de 0,00 - 0,20 m no município de Mata Roma Maranhão, Brasil

Atributo	COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO - PEARSON																		
	ALT	UM	AG	AF	Silte ¹	Argila ²	MAP	MIP	PT	DS	MO	pH	K ⁺	Ca ²⁺	Mg ²⁺	H + Al	SB	CTC	V
ALT	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
UM	-0,108*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
AG	-0,064	0,050	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
AF	0,022	-0,017	-0,072	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Silte ¹	0,037	-0,029	0,001	0,028	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Argila ²	-0,055	-0,024	-0,074	0,049	0,037	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MAP	-0,145*	0,104*	0,073	-0,036	-0,144*	-0,147*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MIP	-0,071	-0,008	0,138*	0,122*	-0,122*	0,005	-0,073	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
PT	-0,019	-0,002	-0,094	-0,104*	-0,011	0,034	0,034	-0,042	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
DS	0,057	-0,026	0,006	0,100*	-0,045	0,063	0,069	0,034	-0,254*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MO	-0,134*	-0,008	-0,052	0,079	-0,012	-0,069	-0,011	0,099	0,052	-0,075	-	-	-	-	-	-	-	-	-
pH	-0,186	-0,041	0,005	0,035	-0,016	0,066	0,100*	-0,006	-0,063	-0,025	0,109*	-	-	-	-	-	-	-	-
K ⁺	0,012	-0,032	0,029	-0,027	0,053	0,057	-0,031	0,020	0,032	0,053	0,047	-0,027	-	-	-	-	-	-	-
Ca ²⁺	0,048	-0,122*	-0,008	0,100*	-0,051	0,050	0,053	0,013	-0,061	0,025	0,315*	0,457*	0,124*	-	-	-	-	-	-
Mg ²⁺	0,083	-0,052	-0,106*	0,059	-0,039	0,016	0,021	0,008	-0,029	0,074	0,260*	0,504*	0,045	0,795*	-	-	-	-	-
H + Al	0,076	-0,016	0,008	-0,067	0,013	-0,109*	-0,065	0,044	0,056	0,019	0,053	-0,701*	0,151*	-0,086	-0,165*	-	-	-	-
SB	0,062	-0,106*	-0,041	0,088	-0,044	0,035	0,041	0,014	-0,046	0,038	0,311*	0,500*	0,096	0,973*	0,903*	-0,094	-	-	-
CTC	0,091	-0,107	-0,038	0,061	-0,037	-0,013	0,016	0,027	-0,019	0,044	0,318*	0,198*	0,152*	0,893*	0,797*	0,309*	0,916*	-	-
V	-0,014	-0,062	-0,045	0,103*	-0,034	0,103*	0,058	-0,020	-0,055	0,006	0,173*	0,832*	-0,016	0,714*	0,726*	-0,698*	0,747*	0,434*	-

ALT = Altimetria (m); UM = Umidade do solo (%); AG = Areia Grossa (2 – 0,2mm), (g kg⁻¹); AF = Areia Fina (0,02 – 0,002mm), (g kg⁻¹); ^{1,2}(g kg⁻¹); MAP = Macroporosidade (%); MIP = Microporosidade (%); PT = Porosidade Total (%); DS = Densidade do Solo (g cm⁻³); MO = Matéria orgânica; pH; K⁺ = Potássio; Ca²⁺ = Cálcio; Mg²⁺ = Magnésio; H + Al = Acidez potencial; SB = Soma de Bases do solo; CTC = Capacidade de Troca de Cátions; V = Número de bases na CTC do solo (%). Admite-se, segundo COHEN, (1988): 0,00 a ± 0,10 = Correlação desprezível; ± 0,10 a ± 0,30 = Correlação fraca; ± 0,30 a ± 0,50 = Correlação moderada; ± 0,50 a ± 0,70 = Correlação forte; ± 0,70 a ± 1,00 = Correlação muito forte. * Significativo a 5%, ** Significativo a 1%.

O conjunto composto por Ca^{2+} , Mg^{2+} , SB, CTC e V% mostrou fortes correlações entre si ($r > 0,70$), com destaque para Ca^{2+} em relação ao SB ($r = 0,973$), Mg^{2+} em relação ao SB ($r = 0,903$) e CTC em relação ao SB ($r = 0,916$). Isso confirma que esses atributos são regulados pela mesma dinâmica de acidez e presença de bases trocáveis no solo. Por outro lado, a V% apresentou uma correlação inversa com $\text{H} + \text{Al}$ ($r = -0,698$), sugerindo que a saturação por bases é fortemente reprimida pelo potencial ácido. A análise de correlação avalia o grau de associação entre as variáveis (LIMA; LIMA, 2014). O coeficiente de correlação de *Pearson* mede o grau de correlação linear entre duas variáveis. De acordo com (FILHO; JÚNIOR, 2010), este coeficiente é um índice adimensional que varia entre os valores -1 e 1.

Correlações fracas, porém significativas, foram observadas entre a altimetria e MO ($r = -0,134$) e entre altimetria e macroporosidade ($r = -0,145$), sugerindo que áreas mais elevadas podem reter menos matéria orgânica e água, influenciando a estrutura física superficial. Esses resultados demonstram que a variabilidade espacial dos atributos químicos, associada às suas interações com os atributos físicos, impõe desafios ao manejo uniforme da fertilidade do solo. A aplicação de métodos geoestatísticos e a interpretação integrada dos dados permitem a identificação de zonas homogêneas de manejo, otimizando o uso de corretivos e fertilizantes, promovendo sustentabilidade e elevando a eficiência produtiva da cultura do milho.

A maioria das variáveis físicas dos solo apresentaram correlação desprezível ou fraca, segundo a classificação de Cohen, (1988), podendo ser destacado apenas a densidade de solo na profundidade de 0 – 0,20 m, que apresentou correlação esperada a nível de 5% de significância estatística entre com areia fina do solo ($r = 0,100$), resultado este podendo ser explicado em função da característica das variáveis serem dependentes do grau de compactação do solo e material de origem, influenciando na sua correlação positiva, significando que, a medida que aumenta a densidade do solo também aumenta o quantitativo de areia fina. Letter (1985) e Reichert et al. (2003), evidenciaram que a densidade de solo e areia fina é fator indireto na restrição do desenvolvimento de plantas, pois a associação entre ambas depende de fatores intrínsecos e externos à estruturação do solo, diretamente relacionados a resistência mecânica, água e aeração. Além disso, seus valores tendem a

aumentar com a profundidade do solo, devido à redução da matéria orgânica, agregação, porosidade do solo e sua compactação nas camadas mais inferiores (EFFGEN, 2005).

A densidade do solo e a porosidade total apresentaram correlação negativa fraca na profundidade de 0 – 0,20 m ($DS \times PT = -0,254$), sendo este resultado com valor negativo, no qual a medida que os valores de densidade aumenta em proporcionalidade observa-se a diminuição da porosidade do solo, sendo o contrário verdadeiro. As duas variáveis são inversamente proporcionais e influem diretamente uma sobre a outra. Kiehl (1979), Camargo & Alleoni (1997), Veloso et al. (1998), Mello Filho et al. (2006), evidenciaram que a densidade do solo possui estreita relação com os atributos físicos porosidade total, macroporosidade e microporosidade.

Pereira et al. (2010) também verificou alta correlação negativa entre densidade do solo e porosidade total, em um Latossolo Vermelho Distrófico, e denominou o evento de degradação estrutural. Watanabe et al. (2002) observaram a relação desses atributos com a resistência a penetração, por conseguinte compactação do solo.

Anda na tabela 3 observa-se a existência de correlação negativa fraca a desprezível entre macroporosidade, microporosidade e silte, ($MAP \times \text{Silte} = -0,144$), ($\text{MicroP} \times \text{Silte} = -0,122$), sendo também valores inversamente proporcionais e apresentando mesmo comportamento visto na densidade do solo. Também se destacam os valores com correlações positivas entre areia grossa do solo e microporosidade e umidade do solo e macroporosidade, sendo valores diretamente proporcionais, podendo sofrer alterações com prática de manejo.

4. CONCLUSÕES

A análise estatística e espacial dos atributos físico-químicos do solo demonstrou que, embora as propriedades físicas apresentem distribuição relativamente homogênea e baixa dependência espacial, os atributos químicos revelaram forte variabilidade e correlações estruturadas com a fertilidade do solo. Atributos como matéria orgânica, pH, cálcio, magnésio e capacidade de troca de cátions apresentaram padrões espaciais bem definidos, com forte ou moderada dependência espacial, o que evidencia a possibilidade de aplicação da

agricultura de precisão para o manejo localizado e racional desses insumos. A acidez do solo e a baixa saturação por bases são os principais fatores limitantes da fertilidade da área estudada.

Nesse contexto, o uso de técnicas geoestatísticas mostrou-se fundamental para o mapeamento e a compreensão da distribuição espacial dos atributos do solo, permitindo planejamento futuro de estudos de identificação de zonas homogêneas de manejo e contribuindo para práticas agronômicas mais sustentáveis.

As evidências obtidas nesta pesquisa apontam para a necessidade de estratégias corretivas específicas, como calagem e adubação em taxa variável, que considerem a heterogeneidade espacial observada. Como perspectiva futura, sugere-se a ampliação do estudo para outras profundidades do solo, o monitoramento ao longo das safras e a integração com dados de produtividade e resposta das culturas, a fim de fortalecer o planejamento agrícola sustentável e a melhoria contínua da fertilidade dos solos cultivados.

REFERÊNCIAS

ANDRIOTTI, J. L. S. **Fundamentos de estatística e geoestatística**. São Leopoldo: Unisinos, 2003. 165 p.

ANDRIOTTI, J. L. S. Fundamentos de estatística e geoestatística. São Leopoldo: Bertol I, Schick J, Massariol JM (2000) Propriedades físicas de um Cambissolo Húmico álico afetadas pelo manejo do solo após cinco cultivos. *Ciência Rural*. 30:91-95.

BORGES, M. de V. Cartografia geotécnica da cidade de Rio Branco – Acre: uso de estatística descritiva, geoestatística e estatística multivariada. 2019. 319 f. Tese (Doutorado) - Curso de Geotecnia, Departamento de Engenharia Civil e Ambiental, Universidade de Brasília, Brasília/DF, 2019.

BRADY, N. C.; WEIL, R. R. *The nature and properties of soils*. 14th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008.

Brady, N. C; Weil, R. R., 2007. *The nature and properties of soil*, 14 ed. Pearson Prentice Hall, New Jersey.

CAMARGO, O. A.; ALLEONI, L. R. F. Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas. Piracicaba: ESALQ, 1997. 132p.

CAMARGO, O. A.; ALLEONI, L. R. F. Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas. Piracicaba: ESALQ, 1997. 132p.

CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v. 58, p. 1501-1511, 1994.

CARVALHO, J. R. P. D.; SILVEIRA, P. M. D.; VIEIRA, S. R. 2002. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, 37(8), 1151-1159. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2002000800013>

CARVALHO, J. R. P. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob cultivo de milho. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 46, 2022.

CHILES, J. P.; DELFINER, P. **Geostatistics: Modeling Spatial Uncertainty**. Wiley, 2012.

COELHO, D. S.; CORTEZ, J. W.; OLSZEWSKI, N. Variabilidade espacial da resistência mecânica à penetração em Vertissolo cultivado com manga no perímetro irrigado de Mandacaru, Juazeiro, Bahia, Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.36, p.755-764, 2012. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832012000300007>

COHEN, J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. 2 ed. Hillsdale. NJ: Lawrence Earlbaum Associates, 1988. 579p.

CRESSIE, N. Statistics for spatial data. New York, John Wiley, 1991. 900p.
DAY, P. R. Particle fraction and particle fractionation and particle-size analysis. In: Black, C.A., ed. Methods of soil analysis. Madison, **American Society of Agronomy**, v.1, p. 545-566, 1965.

DE OLIVEIRA MORATO, Leandro Xavier; OLIVEIRA, Gabriela Costa; SILVA, Vladimir Antonio. Variabilidade espacial de atributos químicos da fertilidade do solo da fazenda Varginha Variabilidade espacial de atributos químicos da fertilidade do solo da fazenda Varginha. **Brazilian Journal of Development**, v. 7, n. 12, p. 119119-119135, 2021.

DEMATTE, J. A. M.; ALVES, M. R.; TERRA, F. S.; BOSQUILIA, R. W. D.; FONGARO, C. T.; BARROS, P. P. S., 2016. Is it possible to classify yopsoil texture using a sensor located 800 km away from the surface? **Revista Brasileira de Ciência do Solo** [on line]. Disponível: <http://dx.doi.org/10.1590/18069657rbcs20150335>. Acesso: 10 set. 2020.

EFFGEN, T. A. M. DARDENGO, M. C. J. D.; EFFGEN, E. M.; REIS, E.; PASSOS, R. R. Atributos físicos de um latossolo vermelho-amarelo em diferentes posições de amostragem, sob cultivo de citros (*Citrus* sp). In: IX ENCONTRO LATINO-AMERICANO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA E V ENCONTRO LATINO-AMERICANO DE PÓS GRADUAÇÃO, 2005, SÃO JOSÉ DOS CAMPOS. Anais [...] São José dos Campos: UNIVAP, 2005. p. 1750-1753.

EFFGEN, T. A. M. DARDENGO, M. C. J. D.; EFFGEN, E. M.; REIS, E.; PASSOS, R. R. Atributos físicos de um latossolo vermelho-amarelo em diferentes posições

de amostragem, sob cultivo de citros (*Citrus* sp). In: IX ENCONTRO LATINO-AMERICANO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA E V ENCONTRO LATINO-AMERICANO DE PÓSGRADUAÇÃO, 2005, SÃO JOSÉ DOS CAMPOS. Anais [...] São José dos Campos: UNIVAP, 2005. p. 1750-1753.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema brasileiro de classificação de solos. Brasília, 2006. 306p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro, 1997. 212p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Manual de métodos de análise de solo 3 ed (Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 2017).

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Sistema brasileiro de classificação de solos. Brasília, EMBRAPA, 2018, 590p. FERREIRA, Regiane Aparecida et al. Análise da variabilidade espacial e zonas de produtividade em vinhedos, no Vale Central Gaúcho. **Nativa**, v. 11, n. 3, p. 297-308, 2023.

FILHO, D. B. F.; JÚNIOR, J. S. (2010). Desvendando os mistérios do coeficiente de correlação de pearson (r). **Revista Política Hoje**, v. 18, n. 1, p.116-146.

GELAIN, E.; BOTTEGA, E. L.; MOTOMIYA, A. V. A.; OLIVEIRA, Z. B. Variabilidade espacial e correlação dos atributos do solo com produtividade do milho e da soja. **Nativa**, v.9, p.536-543, 2021. <https://doi.org/10.31413/nativa.v9i5.11717>

GOLDEN SOFTWARE. **Surfer for Windows**: user guide. Golden, 2002. 1 CD-ROM.

GOVERNO DO ESTADO DO MARANHÃO. **Gerência de Planejamento e Desenvolvimento Econômico**. Universidade Estadual do Maranhão. Atlas do Maranhão. São Luís: GEPLAN, 2002. 39p.

GUIMARÃES, E. C. Variabilidade espacial de atributos de um latossolo vermelho escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional. 2000. 89 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola/Água e Solo) – Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2000.

HU, L.; PREMASUDHA, B.G.; PANNEERSELVAM, S.; BASAVARAJA, P. K. Pedometric mapping for soil fertility management –A case study. **Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences**, v. 20, n. 2, p. 128-135, 2021. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jssas.2020.12.008>.

HUPET, F.; VANCLOOSTER, M. Sampling strategies to estimate field areal evapotranspiration fluxes with a soil water balance approach. *Journal of Hydrology*, [S.l.], v. 292, n. 1–4, p. 262–280, 2004. Elsevier BV. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2004.01.006>.

IAC – Instituto Agronômico de Campinas. Boletim Técnico 100: Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo. 2. ed. Campinas: IAC, 2022.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Manual Técnico da Vegetação Brasileira. 2.ed revista e ampliada. Rio de Janeiro: Diretoria de Geociências. Coordenação de Recursos Naturais e Estudos Ambientais, 2012. 271p.

ISAACS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. An introduction to applied geostatistics. New York, Oxford University Press, 1989. 561p.

KIEHL, E. J. Manual de edafologia. São Paulo: Agronômica Ceres, 1979. 262p.
Kim, K. S. & Beard, J. B. Comparative turfgrass evapotranspiration rates and associated plant morphological characteristics. *Crop Sci.* 28, 328–331 (1988).

KÖPPEN, W. Classificação de Köppen: significado dos símbolos e critérios para classificações. In: VIANELLO, R. L.; ALVES, A. R. Meteorologia básica e aplicações. Viçosa: Editora da UFV, 2004. 449 p.

LAURENTI, Nicolle et al. Variabilidade espacial de atributos do solo e da vegetação em sistemas integrados de produção. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 28, p. e280481, 2024.

LETTER, J. Relationship between soil physical properties and crop production. **Advances in Soil Science**, California, v. 1, p. 277-294, 1985.

LETTER, J. Relationship between soil physical properties and crop production. *Advances in Soil Science*, California, v. 1, p. 277-294, 1985.

LIMA, A. F. L.; CAMPOS, M. C. C.; MARTINS, T. S.; SILVA, G. A.; BRITO, W. B. M.; SANTOS, L. A. C.; OLIVEIRA, I. A.; CUNHA, J. M. Soil chemical attributes in areas under conversion from forest to pasture in southern Brazilian Amazon. *Scientific Reports*, 12:22555, 2022.

LIMA, P. C.; LIMA, R. R. (2014). **Estatística Experimental**. Guia de Estudos. Universidade Federal de Lavras., v. 20, n. 06, p. 7 -184.

LITTLE, T. M.; HILLS, F. J. Agricultural experimentation. New York: J.Wiley, 1978. 350p.

MCBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal Soil Science**, 37:617-639, 1986.

MELLO FILHO, J. F. et al. Análise estatística exploratória e variabilidade da densidade do solo em um perfil de Latossolo Amarelo coeso dos Tabuleiros Costeiros da Bahia. *Ciência e Agrotecnologia*, Lavras, v. 30, n. 2, p. 199-205, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1590/S141370542006000200002>.

MELLO, J. M. Geoestatística aplicada ao inventário florestal. 2004. 110 p. Tese (Doutorado em Recursos Florestais, Silvicultura e Manejo Florestal) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 2004.

MEURER, E. J. et al. Fundamentos de Química do Solo. 5. ed. Porto Alegre: UFRGS, 2021.

MILANI, L.; SOUZA, E. G. de; URIBE-OPAZO, M. A.; GABRIEL FILHO, A.; JOHANN, J.A.; PEREIRA, J.O. Unidades de manejo a partir de dados de produtividade. **Acta Scientiarum Agronomy**, v. 28, p. 591-598, 2006.

MONTANARI, R. Apostila Classificação de Solos. 1. ed. Jaboticabal - SP: FUNEP, 2024. v. 1. 65p.

NIELSEN, D. R.; WENDROTH, O. Spatial and temporal statistics: Sampling field soil and their vegetation. **Reiskirchen**: Catena Verlag, 2003. 398 p. ISBN-13: 978-1593.

PAZ, J. E. da. (Coord.). Dados pluviométricos mensais do Nordeste: Estado do Maranhão. Recife: SUDENE-DPG-PRNGrupo de Trabalho de Hidrometeorologia, 1990. 103 p. (SUDENE. Pluviometria, 1).

PEREIRA, S. A.; OLIVEIRA, G. C.; SEVERIANO, E. C.; BALBINO, L. C.; OLIVEIRA, J. P. Análise de componentes principais dos atributos físicos de um Latossolo vermelho distrófico típico sob pastagem e mata. *Global Science and Technology*, Rio Verde, v. 03, n. 02, p.87-97, 2010.

PIMENTEL-GOMES; F.; GARCIA, C. H. Estatística aplicada a experimentos agrônômicos e florestais: exposição com exemplos e orientações para uso de aplicativos. Piracicaba: FEALQ, 2002. 309 p.

PITA, J. D. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e dendrométricos em plantio de teca (*Tectona grandis* L. f. Lamiaceae) no município de Abaetetuba - PA. 2012. 92 p. Dissertation, Universidade Federal Rural da Amazônia, Belém.

RAIJ, B.; ANDRADE, J. C.; CANTARELA, H.; QUAGGIO, J. A. Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais. Campinas: Instituto Agrônomo, 2001. 285p.

RAMANKUTTY, N. et al. Trends in Global Agricultural Land Use: Implications for Environmental Health and Food Security. **Annual Review of Plant Biology**, v. 69, n. 1, p. 789-815, 2018. doi: 10.1146/annurev-arplant-042817-040256

REICHARDT, K.; TIMM, L. C. Solo, planta e atmosfera: conceitos, processos e aplicações. 4. ed. Baurueri [Sp]: **Manole**, 2022. 508 p.

REICHERT, J. M.; REINERT, D. J.; BRAIDA, J. A. Qualidade dos solos e sustentabilidade de sistemas agrícolas. **Ciência Ambiental**, Santa Maria, v. 27, p. 29-48, 2003.

REICHERT, J.M. et al. Mecânica do Solo. In: Jong Van Lier, Q. Física do Solo. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, p. 29-102, 2010.

REICHERT, J.M.; REINERT, D.J.; BRAIDA, J.A. Qualidade dos solos e sustentabilidade de sistemas agrícolas. **Ciência Ambiental**, Santa Maria, v. 27, p. 29-48, 2003.

RIPPLE, W. J. The GIS applications book: examples in natural resources. Bethesda: American Society for Photogrammetry and Remote Sensing, 1994, 380p.

SANTOS, B. S. Produtividade de grãos de milho em função dos atributos físicos do solo. 2023. 23 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Engenharia Agrônômica) - Universidade Federal de Sergipe, Nossa Senhora da Glória, 2023.

SANTOS, J. J. DOS. Modelagem de atributos químicos e espectrais dos solos de Feira de Santana – BA. 2019. 121 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Modelagem em Ciências da Terra e do Ambiente, Universidade Estadual de Feira de Santana – UEFS, Feira de Santana – BA, 2019.

SANTOS, R. D.; LEMOS, R. C.; SANTOS, H. G.; KER, J. C. & ANJOS, L. H. Manual de descrição e coleta de solos no campo. 5. ed. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2005. 100p.

SCHAFFRATH, V. R.; TORMENA, C. A.; FIDALSKI, J.; GONÇALVES, A. C. A. Variabilidade e correlação espacial de propriedades físicas de solo sob plantio direto e preparo convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. 2008;32:1369-77.

SCHNEIDER, K. et al. Temporal stability of soil moisture in various semi-arid steppe ecosystems and its application in remote sensing. **Journal of Hydrology**, [S. l.], v. 359, n. 1–2, p. 16–29, 2008. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2008.06.016.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. Ananalysis of variance test fornornality (completesample). **Biometrika, Great Britain**, v. 52, n.3, p.591-611, 1965.

SILVA, Alexsandro Leal et al. Geoestatística para o mapeamento da variabilidade espacial de atributos do solo em sistemas de manejo do solo na Amazônia brasileira. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, v. 16, n. 1, p. 1-16, 2023.

SOUZA, Z. M.; BARBIERI, D. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; CAMPOS, M. C. C. Influência da variabilidade espacial de atributos químicos de

um Latossolo na aplicação de insumos para cultura de cana-de-açúcar. *Ciência. Agrotecnologia*, Lavras, v. 31, n. 2, p. 371-377, 2007.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. *R. Bras. Ci. Solo*, Viçosa, v. 28, n. 6, p.937-944, 2004.

STARKS, T. H.; FANG, J. H. The effect of drift on the experimental semivariogram. *Mathematical Geology*, v. 14, n. 04, p.09-319, 1982.

VELOSO, C. A. C. Á.; CARVALHO, E.; REGO, S.M. Efeito da mecanização sobre a matéria orgânica e alguns parâmetros físicos em Latossolo Amarelo cultivado com citros no município de Capitão Poço - PA. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 12, 1998, Fortaleza. Resumos [...]. Fortaleza: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1998.

VELOSO, C. A. C. Á.; CARVALHO, E.; REGO, S.M. Efeito da mecanização sobre a matéria orgânica e alguns parâmetros físicos em Latossolo Amarelo cultivado com citros no município de Capitão Poço - PA. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 12, 1998, Fortaleza. Resumos [...]. Fortaleza: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1998.

VIEIRA, S. R. et al. Geostatistical theory and applications to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, Berkeley, v. 51, n. 3, p. 1-75, 1983.

VIEIRA, S. R. et al. Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: ALVAREZ, V. H. et al. **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002. v. 2, p. 1-45.

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

VIEIRA, S. R.; DECHEN, S. C. F. Spatial variability studies in São Paulo, Brazil along the last twentyfive years. *Bragantia*, [S. l.], v. 69, n. 1, p. 53–66, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/s0006-87052010000500007>.

WATANABE, S. H.; TORMENA, C. A.; ARAÚJO, M. A.; VIDIGAL FILHO, P. S.; PINTO, J. C.; COSTA, A. C. S.; MUNIZ, A. S. Propriedades físicas de um Latossolo Vermelho distrófico influenciadas por sistemas de preparo do solo utilizados para implantação da cultura da mandioca. *Acta Scientiarum*, Maringá, v. 24, p. 1255-1264, 2002. DOI: <https://doi.org/10.4025/actasciagron.v24i0.2277>.

PINTO, J. C.; COSTA, A. C. S.; MUNIZ, A. S. Propriedades físicas de um Latossolo Vermelho distrófico influenciadas por sistemas de preparo do solo utilizados para implantação da cultura da mandioca. *Acta Scientiarum*, Maringá, v.24, p.1255-1264, 2002. DOI: <https://doi.org/10.4025/actasciagron.v24i0.2277>.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. 2001. 114 f. Tese (Livre-docência)

Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.

ALBA, P. J.; AMADO, T. J. C.; GIOTTO, E.; FIORIN, D. S. J. E. Agricultura de precisão: mapas de rendimento e de atributos de Solo analisados em três dimensões. **Enciclopédia Biosfera**, v. 7, n. 13, 2011.

ALVES, J. F. C. Diagnóstico ambiental e prática de recuperação de feição erosiva na Bacia Hidrográfica do Córrego da Areia - Ituiutaba/MG. 2023. 164 f. Dissertação (Mestrado em Geografia) - Universidade Federal de Uberlândia, Ituiutaba, 2024. DOI <http://doi.org/10.14393/ufu.A474d>.

ASSIS, J. P.; SOUZA, R. P.; DIAS, C. T. D. S. "Glossário de Estatística". **EdUFERSA**, v. 1, p. 23, 2019.

BARBOSA, A. P.; SILVA, A. F.; ZIMBACK, C. R. L. Modelo numérico do terreno obtido por diferentes métodos de aquisição de dados em cartas planialtimétricas. In. I Simpósio de Geoestatística em Ciências Agrárias ISSN: 2236-2118, 2011. Anais... Botucatu, 2011.

BARBOSA, A. P.; SILVA, A. F. D.; & ZIMBACK, C. R. Modelo numérico do Terreno obtido por diferentes métodos em cartas planialtimétricas. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, n.1, v. 16, p. 655, 2012.

ERDOGAN, S. A comparision of interpolation methods for producing digital elevation models at the field scale. *Earth Surf. Process. Landforms*, v. 34, p. 366–376, 2009.

MALTAURO, T. C. Estudo de algoritmos de otimização multivariados para a determinação de configuração amostral e tamanho amostral na análise da variabilidade espacial. 2022. 128 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascavel, 2022.

MATHERON, G. "La teoria de las variables regionalizadas y sus aplicaciones". Em: *Los Cuadernos del Centro de Morfologia Matemática de Fontainebleau*. **Fascículo 5**, p. 125, 1970.

MIGUEL, B. C. **Modelação Geoestatística**. 2022. 124 f. Tese (DOUTORADO EM ESTATÍSTICA E GESTÃO DO RISCO) Universidade NOVA de Lisboa, Lisboa, 2022.

MONTERO, J. M; FERNÁNDEZ-AVILÉS, G; MATEU, J. Spatial and spatio-temporal geostatistical modeling and kriging. **John Wiley & Sons**, p. 10, 2015.

PAZ, J. E. da. (Coord.). Dados pluviométricos mensais do Nordeste: Estado do Maranhão. Recife: SUDENE-DPG-PRNGrupo de Trabalho de Hidrometeorologia, 1990. 103 p. (SUDENE. Pluviometria, 1).

SOUZA, C. K.; MARQUES JÚNIOR, J.; MARTINS FILHO, M. V.; PEREIRA, G. T.. Influência do relevo e erosão'1 na variabilidade espacial de um Latossolo em

Jaboticabal (SP). *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, 27, 1067-1074, 2003.

USS, M. L.; VOZEL, B.; LUKIN, V. V.; CHEHDI, K. Estimation of variance and spatial correlation width for fine-scale measurement error in digital elevation model. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 58(3), 1941-1956, 2019.

VENKATRAMANAN, S; VISWANATHAN, P. M; CHUNG, S. Y. GIS and geostatistical techniques for groundwater science. **Elsevier**, p. 29, 2019.

AHMADI, I; KHEIRY, P; KHALIQ, A; RAHMAN, M. M.; LAL, R. Root:shoot ratio of field crops under conventional and conservation tillage: A meta-analysis. **Soil Use and Management**, v. 41, n. 1, p. 123-135, 2025. DOI: doi.org/10.1111/sum.70026

KESHAVARZI, A.; DE CAIRES, S. A; SINTIM, H. Y.; KAYA, F.; KUSI, N. Y. O.; GYASI-AGYEI, Y.; KUMAR, V. Variabilidade Espacial e Zonas de Gerenciamento: Aproveitando Geoestatística e Clustering Fuzzy. **Jornal de Ciência do Solo e Nutrição de Plantas**, p. 7, 2025.

KRAUSE, W. et al. Potencial de retenção de potássio em diferentes classes de solo. **Rev. Agric.**, v. 96, n. 3, 2021.

RODRIGUES, S. C.; DIAS, L. A.; CARVALHO, A.; FENZL, N.; LOPES, L. O. Os recursos naturais no processo de desenvolvimento econômico capitalista. **Revista Semioses**, n. 13, v. 4, p. 50-68, 2019.

MELO, L. M. R. De.; MANRIQUE, H. N.; MACHADO, J. H. R.; & SILVA, H. A da. Os impactos ambientais em decorrência da interferência negativa humana arraçoada pelo progresso econômico / Impactos ambientais devido à interferência humana negativa elaborada pelo progresso econômico. **Revista Brasileira de Desenvolvimento**, n. 6, v. 10, p. 74935–74952, 2020.

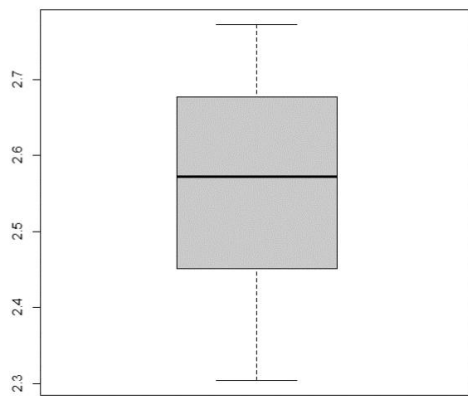
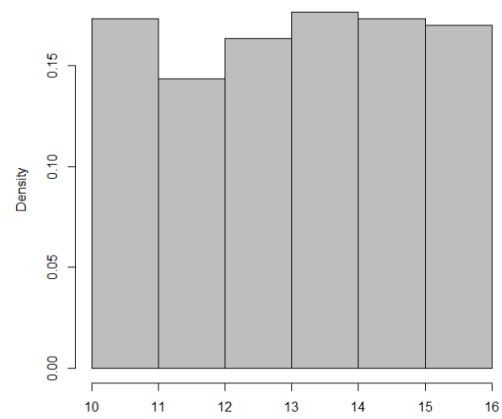
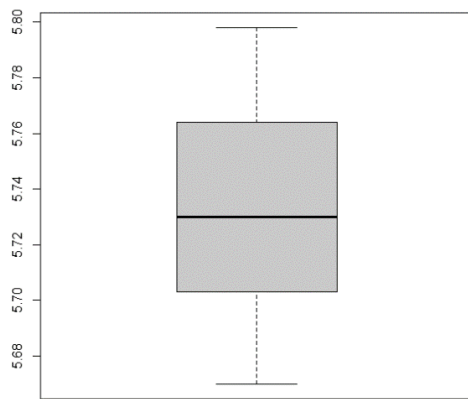
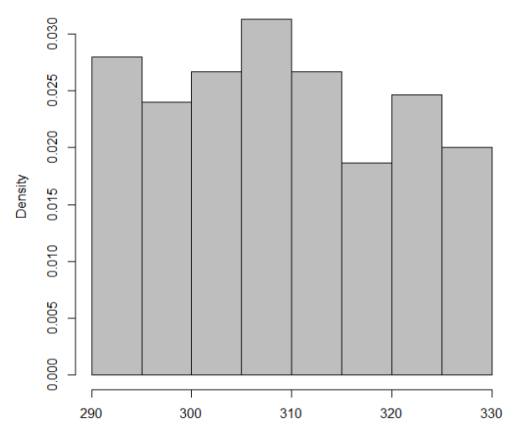
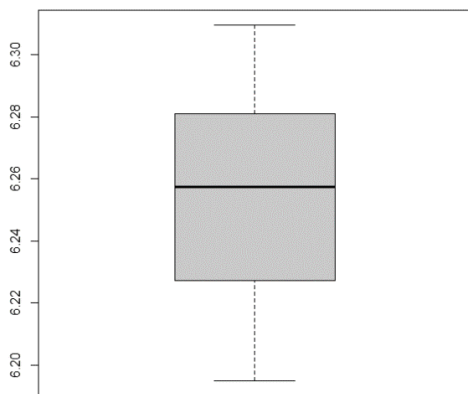
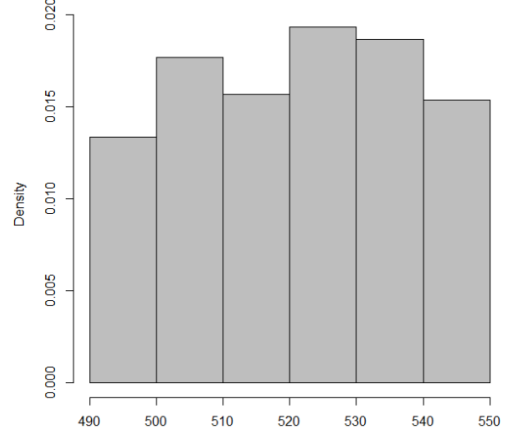
DONAGEMMA, G. K. et al. Manual de métodos de análise de solo. 2. ed. rev. ampl. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2016.

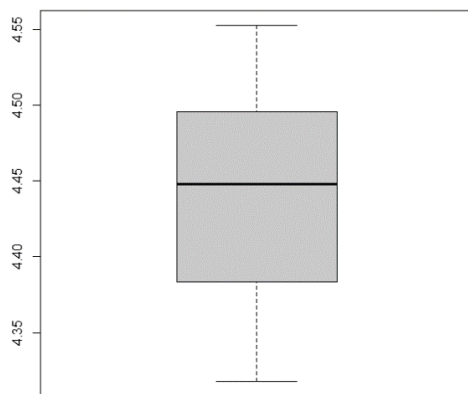
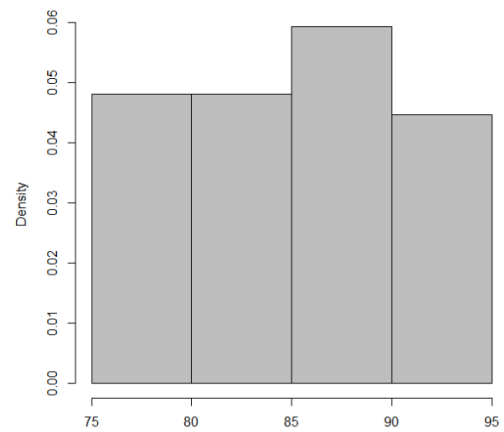
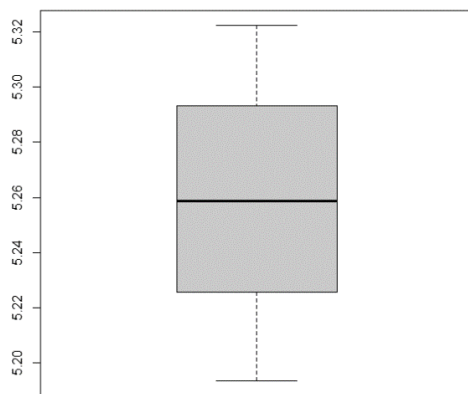
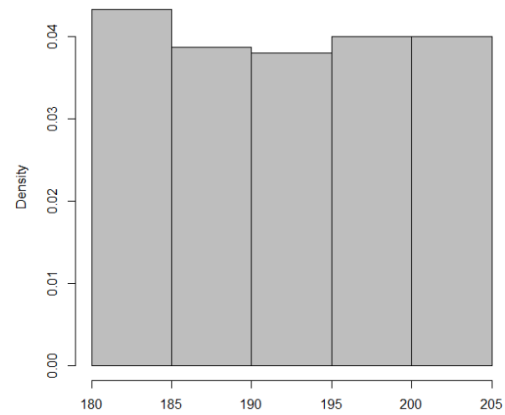
TEIXEIRA, P. C. et al. (Org.). Manual de métodos de análise de solo. 3. ed. Brasília: Embrapa, 2017.

VAN RAJI, B. A. et al. Accuracy of soil pH, organic matter, and nutrient estimates in tropical soils: A review. **Geoderma**, v. 390, p. 115652, 2021.

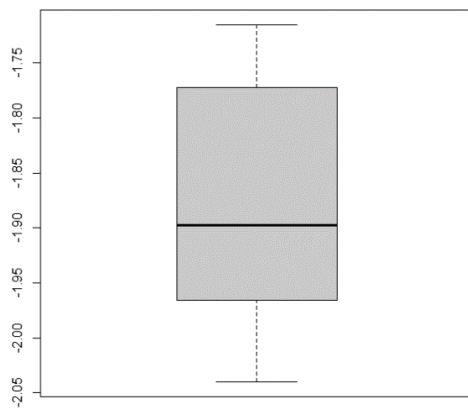
IAC – Instituto Agronômico de Campinas. Boletim Técnico 100: Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo. 2. ed. Campinas: IAC, 2022.

APÊNDICE

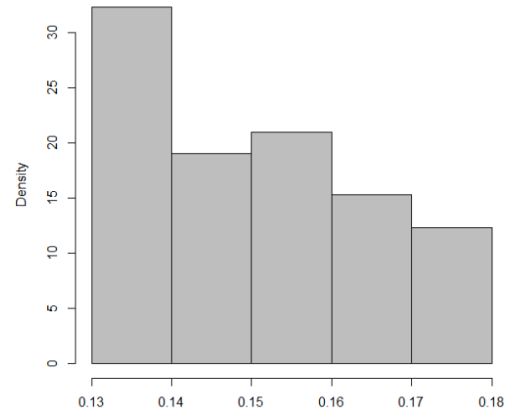
A Box-plot: Umidade do solo (%)**B** Frequência: Umidade do Solo (%)**C** Box-plot: Areia Grossa (2 – 0,2mm), (g kg⁻¹)**D** Frequência: Areia Grossa (2 – 0,2mm), (g kg⁻¹)**E** Box-plot: Areia Fina (0,02 – 0,002mm), (g kg⁻¹)**F** Frequência: Areia Fina (0,02 – 0,002mm), (g kg⁻¹)

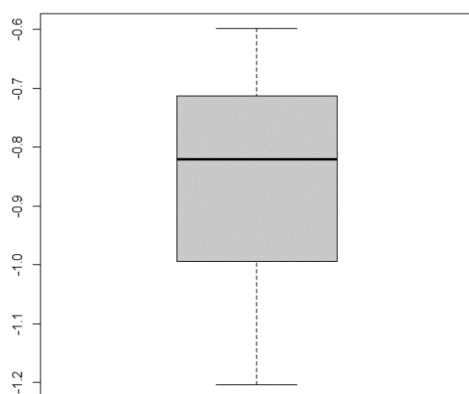
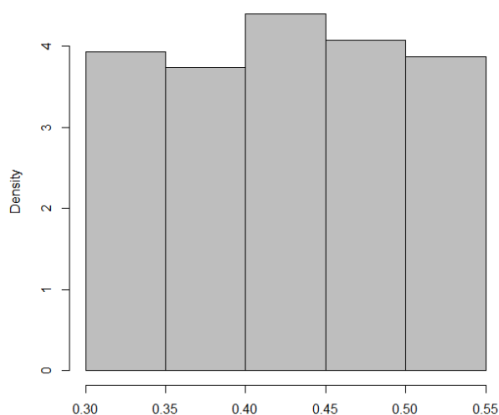
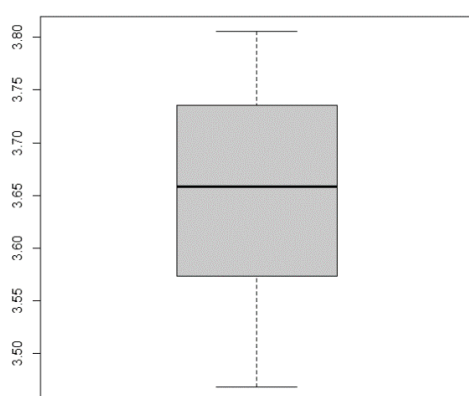
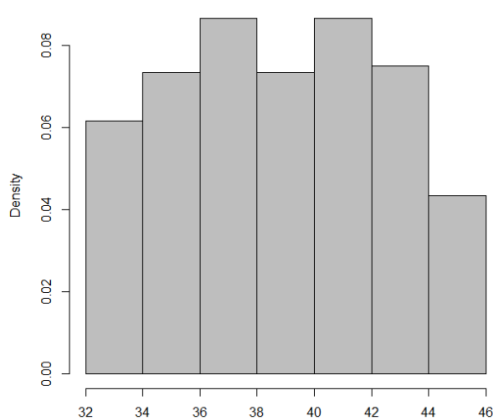
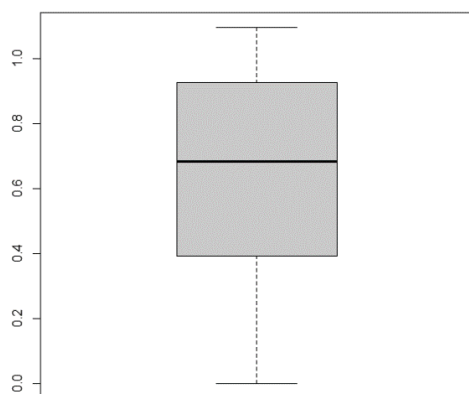
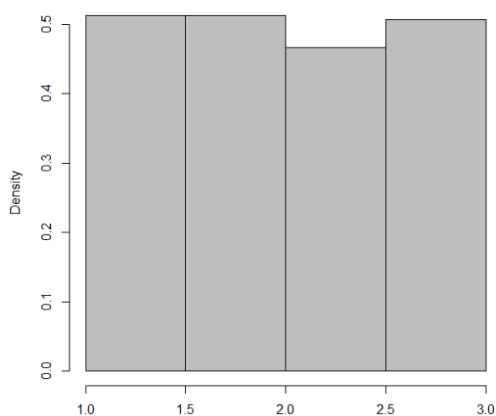
GBox-plot: Silte (g kg⁻¹)**H**Frequência: Silte (g kg⁻¹)**I**Box-plot: Argila (g kg⁻¹)**J**Frequência: Argila (g kg⁻¹)**K**

Box-plot: Macroporosidade (%)

**L**

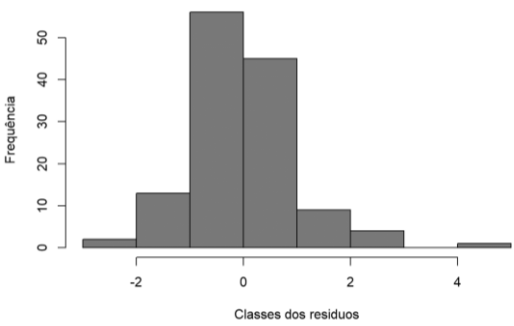
Frequência: Macroporosidade (%)



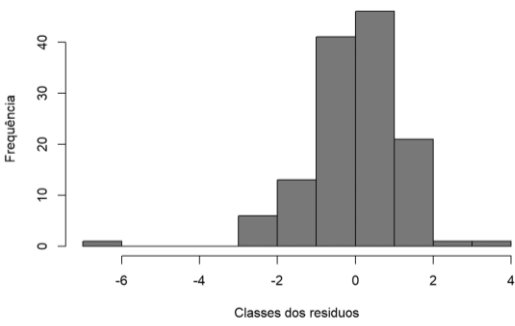
M Box-plot: Microporosidade (%)**N** Frequência: Microporosidade (%)**O** Box-plot: Porosidade Total (%)**P** Frequência: Porosidade Total (%)**Q** Box-plot: Densidade do Solo(g cm⁻³)**R** Frequência: Densidade do Solo(g cm⁻³)

Apêndice A. Gráficos box-plot e histograma de frequência das variáveis físicas do solo: Umidade A(A; B); Areia Grossa A(C, D); Areia Fina A(E, F); Silte A(G; H); Argila A(I, J); Macroporosidade A(K, L); Microporosidade A(M, N); Porosidade total A(O, P); Densidade do solo (Q, R), em sistema de plantio convencional no leste maranhense.

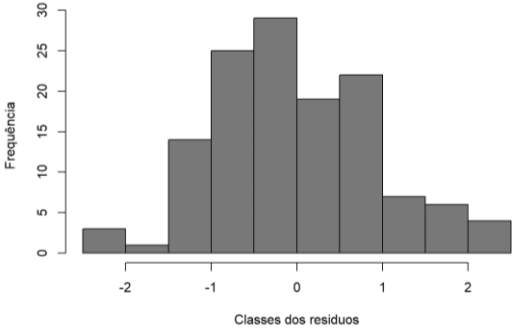
A Frequência: Matéria Orgânica do Solo (g dm⁻³)



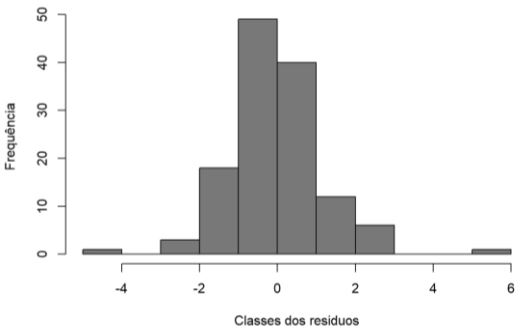
B Frequência: V(%)



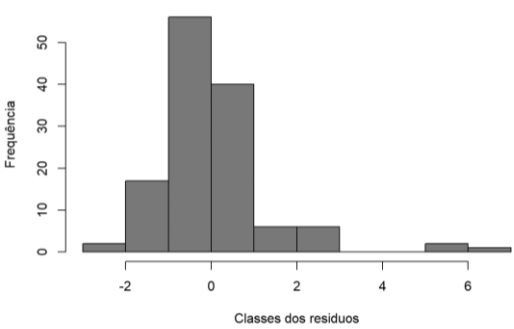
C Frequência: Ca²⁺ (mmol_c dm⁻³)



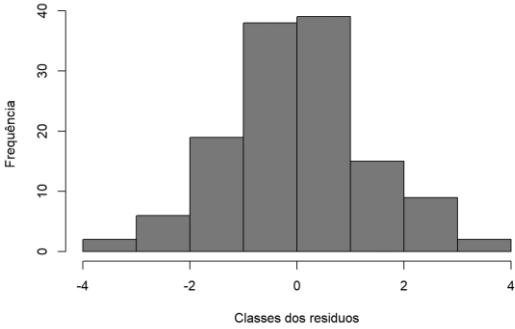
D Frequência: CTC (mmol_c dm⁻³)



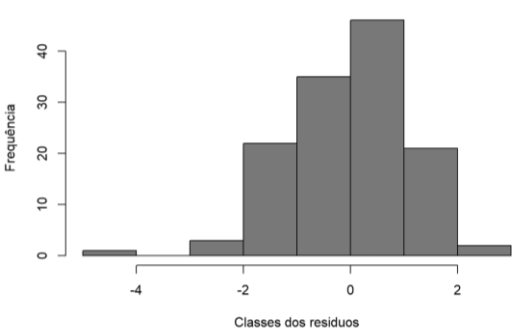
E Frequência: H + Al (mmol_c dm⁻³)



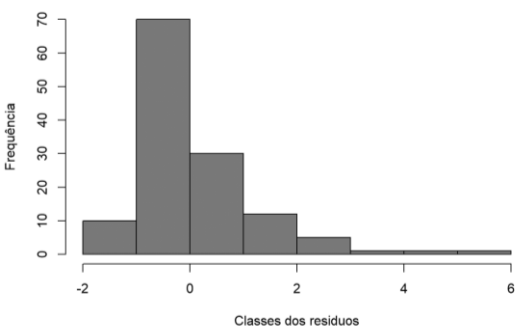
F Frequência: Mg²⁺ (mmol_c dm⁻³)



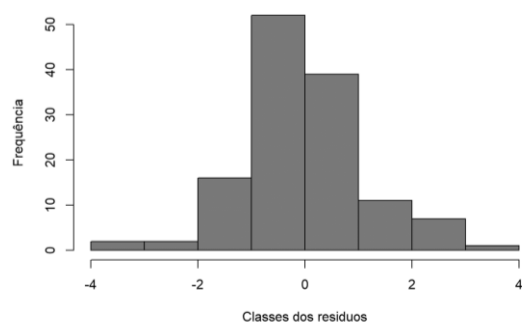
G Frequência: pH (CaCl₂)



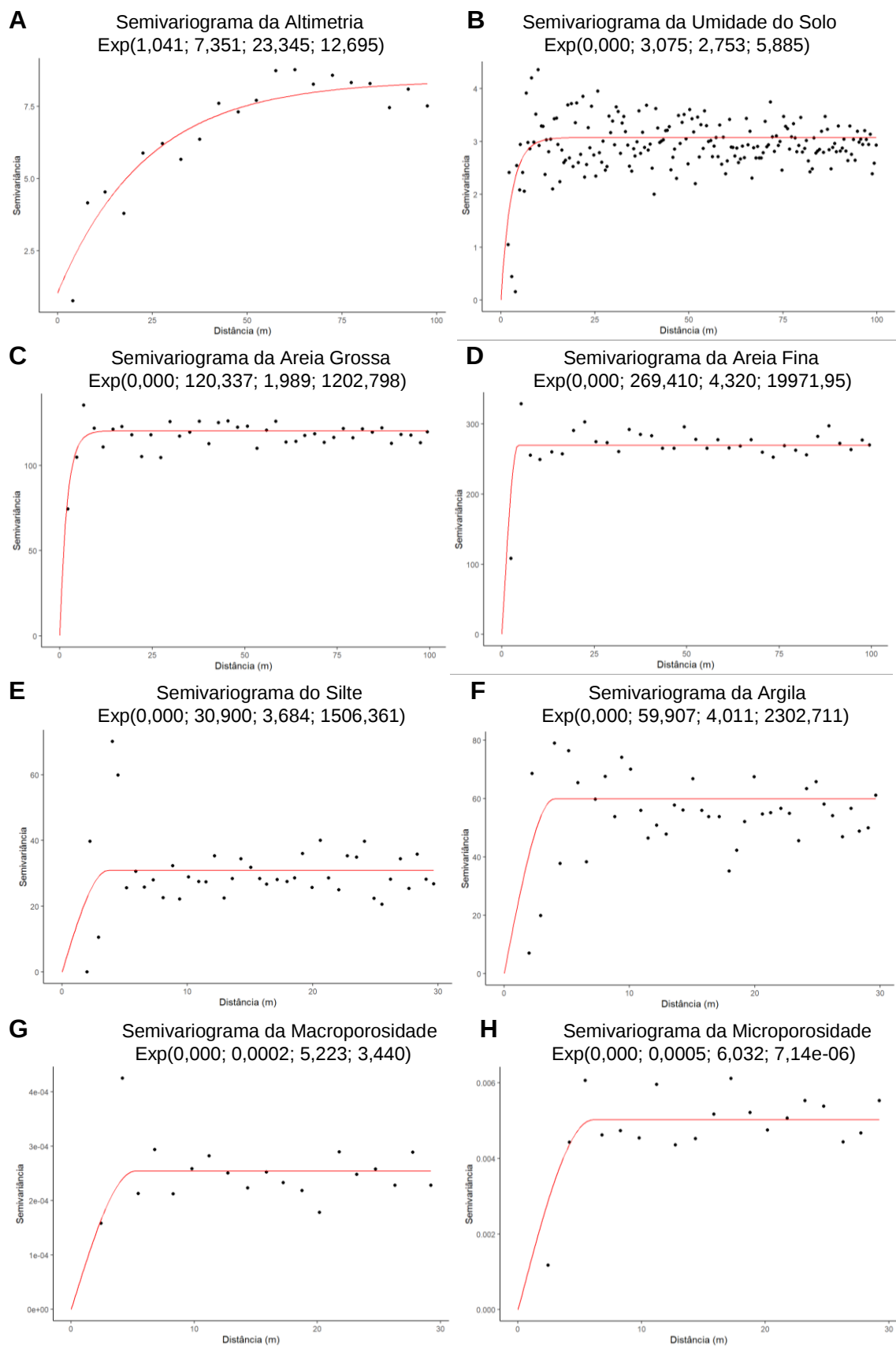
H Frequência: K⁺(mmol_c dm⁻³)



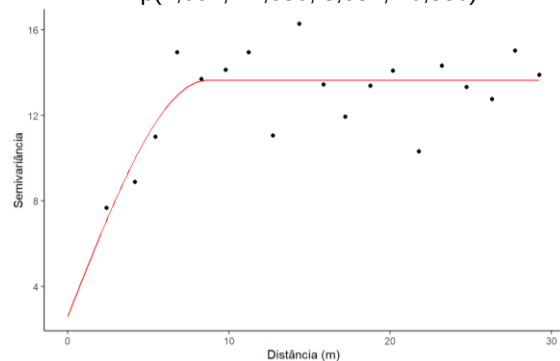
I Frequência: Soma de Bases ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)



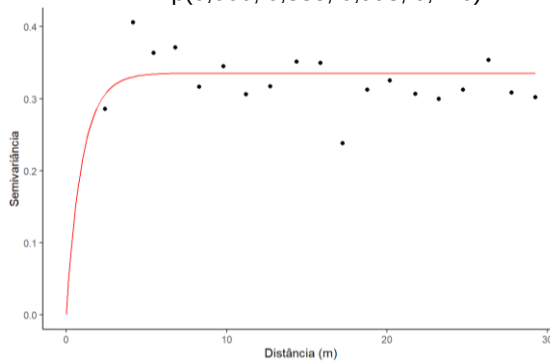
Apêndice B. Histograma de frequência das variáveis químicas do solo: MO = matéria orgânica do solo B(A); V% = Número de bases na CTC do solo B(B); Ca^{2+} = Cálcio B(C); CTC = Capacidade de Troca de Cátions B(D); $\text{H} + \text{Al}$ = acidez potencial do solo B(E); Mg^{2+} = Magnésio B(F); pH B(G); K^+ = Potássio B(H); SB = Soma de Bases do solo B(I), em sistema de plantio convencional no leste maranhense.



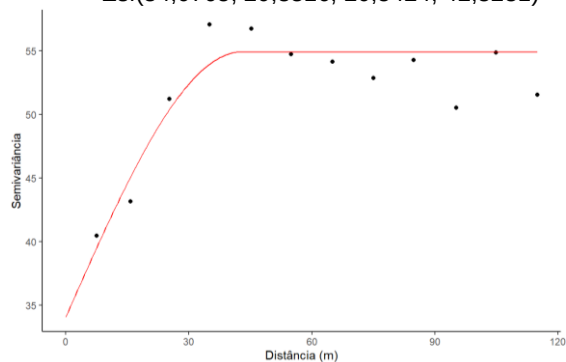
I Semivariograma da Porosidade Total
Exp(2,607; 11,030; 8,632; 20,830)



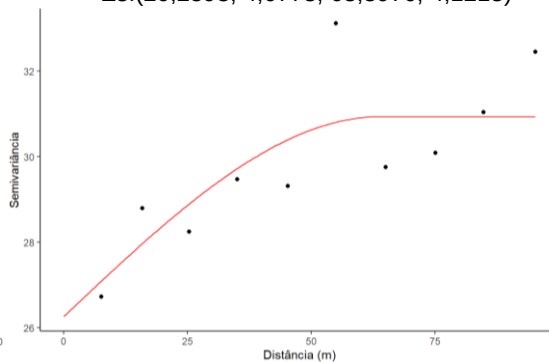
J Semivariograma da Densidade do Solo
Exp(0,000; 0,335; 0,993; 0,140)



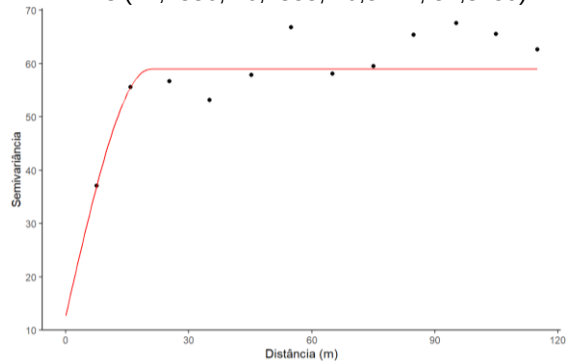
K Semivariograma do V% do Solo
Esf(34,0765; 20,8316; 20,5424; 42,8281)



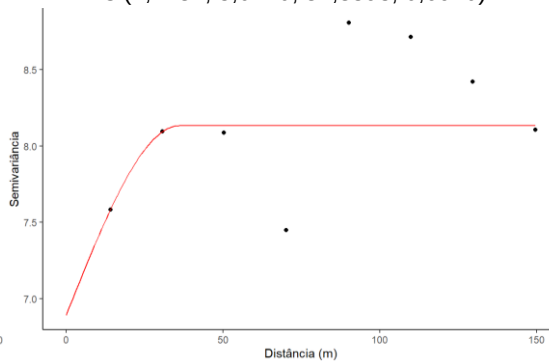
L Semivariograma do Ca²⁺ do Solo
Esf(26,2598; 4,6778; 63,8976; 4,1218)



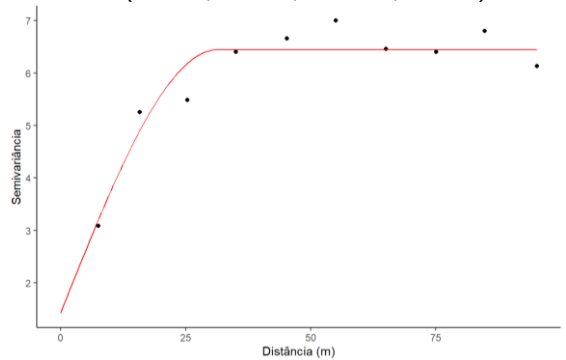
M Semivariograma da CTC do Solo
Esf(12,7336; 46,1855; 20,5424; 57,3159)



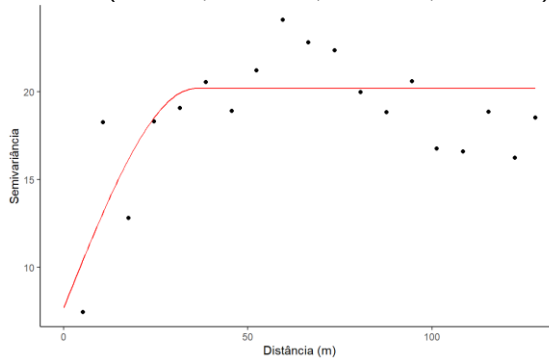
N Semivariograma da H + Al do Solo
Esf(1,4237; 5,0220; 31,3898; 0,6970)

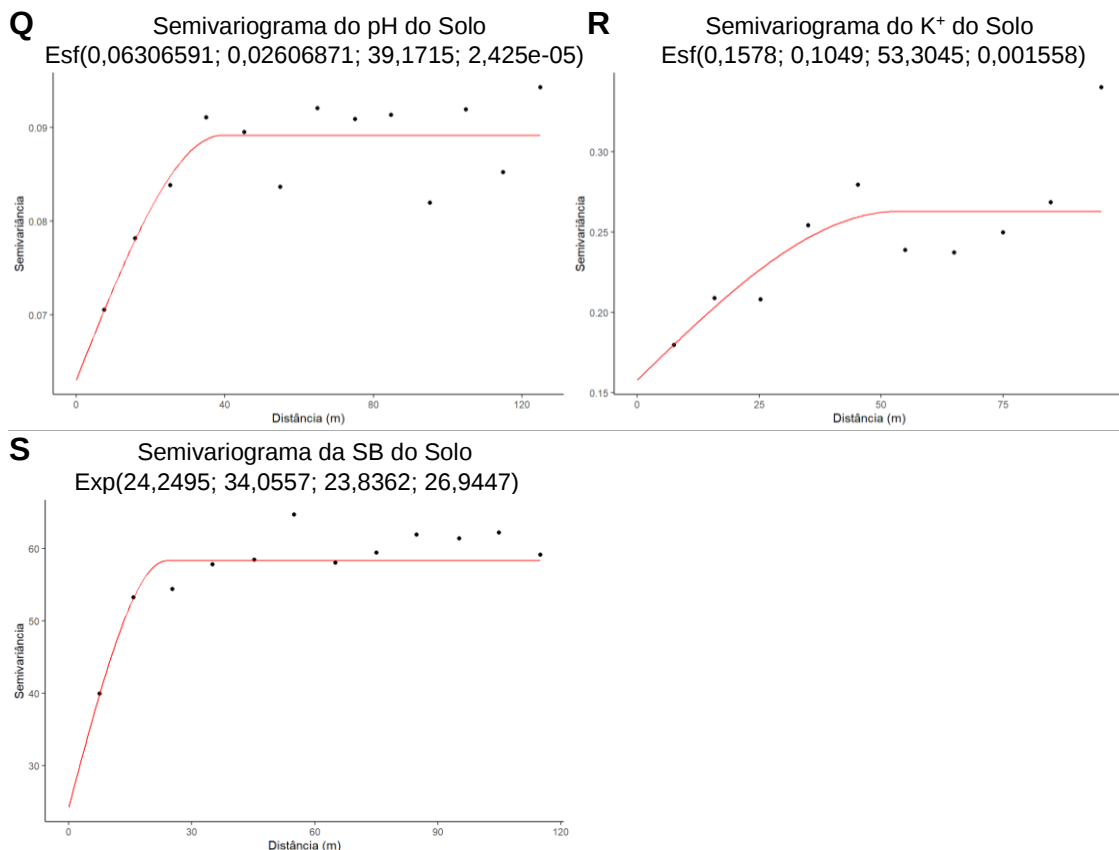


O Semivariograma do Mg²⁺ do Solo
Esf(1,4237; 5,0220; 31,3898; 0,6970)



P Semivariograma da MO do Solo
Esf(7,70119; 12,47935; 35,79522; 66,05153)





APÊNDICE C – Semivariograma da altimetria B(A) e das variáveis físicas do solo: umidade B(B); areia grossa B(C); areia fina B(D); silte B(E); argila B(F); macroporosidade B(G); microporosidade B(H); porosidade total (I); densidade do solo B(J); V% = Número de bases na CTC do solo B(K); Ca²⁺ = Cálcio B(L); CTC = Capacidade de Troca de Cátions B(M); H + Al = acidez potencial do solo B(N); Mg²⁺ = Magnésio B(O); MO = matéria orgânica do solo B(P); pH B(Q); K⁺ = Potássio B(R); SB = Soma de Bases do solo B(S), em sistema de plantio convencional no leste maranhense.

ANEXOS



Figura 6. Representação de campo e de laboratório das fases de classificação de solo com abertura de trincheira (2 m de profundidade x 1,5 m²) na área de pasquina, localizada na fazenda Unha de Gato, município de Mata Roma – Maranhão. Figura 6A = Régua graduada de referência para visualização da espessura dos horizontes diagnósticos; Figura 6B = Divisão dos horizontes diagnósticos; Figura 6C = Amostras representativas em campo; Figura 6D = Amostras em bancada para análises físicas.

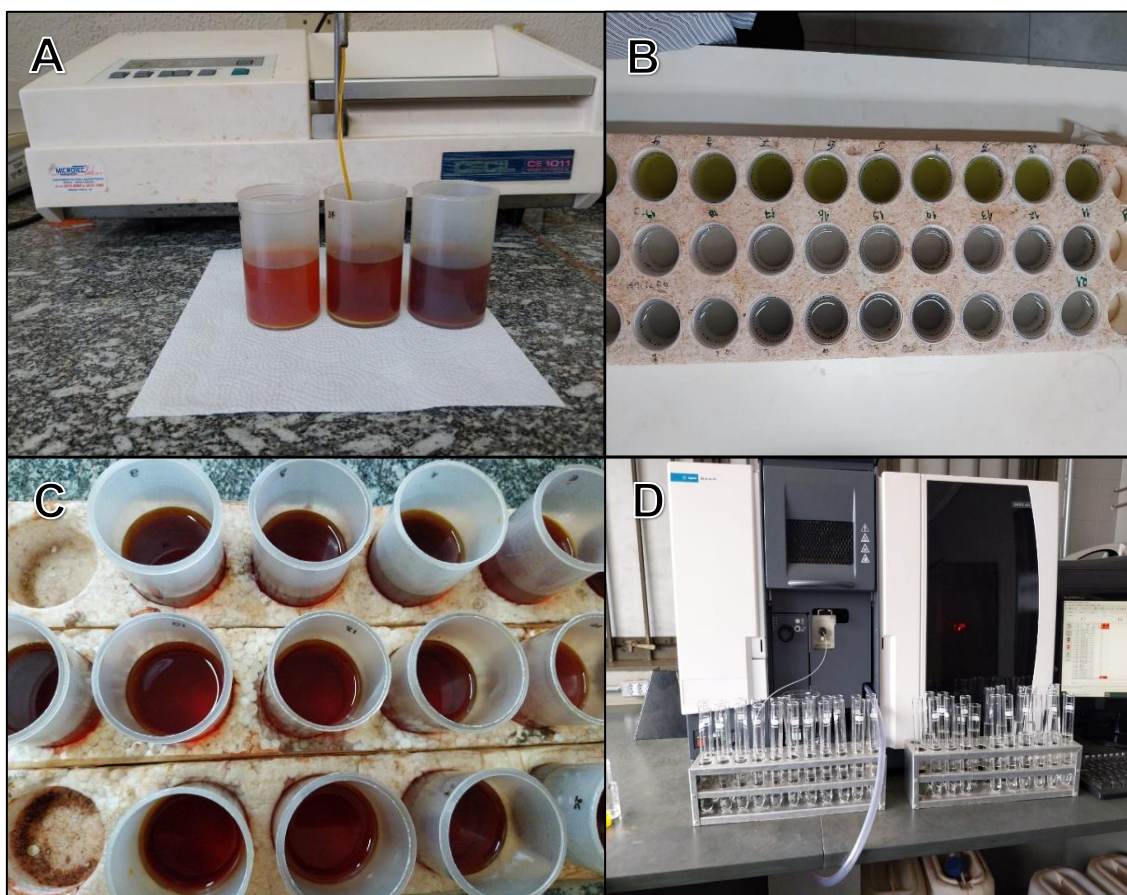


Figura 7. Análises químicas das amostras de solo da fazenda Unha de Gato, realizadas no Laboratório de Fertilidade do Solo da UNESP/Campus de Jaboticabal, sob supervisão da professora Profa. Dr. Mara Cristina Pessoa da Cruz. Figura 7A = Representa a quantificação de K^+ por espectrofotometria de emissão de chama em solução de acetato de amônio 1 mol L^{-1} . Figura 7B e 7C = Extratos obtidos por meio de soluções químicas, para determinação de pH, matéria orgânica e acidez potencial. Figura 7D = Equipamento de espectrometria de absorção atômica, utilizado para a quantificação precisa de Ca^{2+} e Mg^{2+} .