

ADRIANA DE AVILA E SILVA

**CARACTERÍSTICAS E ATRIBUTOS QUÍMICOS
DO SOLO AMAZÔNICO EM DIFERENTES
MANEJOS**

Dissertação de Mestrado

ALTA FLORESTA-MT

2022

2 cm	15 cm	7 cm	5 cm
	ADRIANA DE AVILA E SILVA	Diss. MESTRADO	PPGBioAgro 2022



**UNIVERSIDADE DO ESTADO DE MATO GROSSO
FACULDADE DE CIÊNCIAS BIOLÓGICAS E
AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
BIODIVERSIDADE E AGROECOSSISTEMAS
AMAZÔNICOS**



CARACTERÍSTICAS E ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO AMAZÔNICO EM DIFERENTES MANEJOS

Dissertação apresentada à Universidade do Estado de Mato Grosso, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Biodiversidade e Agroecossistemas Amazônicos, para a obtenção do título de Mestre em Biodiversidade e Agroecossistemas Amazônicos.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Antonio da Silva Junior
Coorientador: Prof. Dr. Cácio Luiz Boechat

ALTA FLORESTA-MT

2022

AUTORIZO A DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO, CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

Catálogo na publicação

Faculdade de Ciências Biológicas e Agrárias

Luiz Kenji Umeno Alencar CRB 1/2037

S586c	<p>SILVA, Adriana de Avila e. Características e Atributos Químicos do Solo Amazônico em Diferentes Manejos. / Adriana de Avila e Silva – Alta Floresta, 2022.</p> <p>59 f.; 30 cm. (ilustrações) Il. color. (sim)</p> <p>Trabalho de Conclusão de Curso (Dissertação/Mestrado) – Curso de Pós-graduação Stricto Sensu (Mestrado Acadêmico) Biodiversidade e Agroecossistemas Amazônicos, Faculdade de Ciências Biológicas e Agrárias, Câmpus de Alta Floresta, Universidade do Estado de Mato Grosso, 2022.</p> <p>Orientador: Carlos Antonio da Silva Junior Coorientador: Cácio Luiz Boechat</p> <p>1. Sustentabilidade. 2. Fertilidade. 3. Solos Agrícolas. 4. Qualidade Ambiental. 5. Ecossistemas. I. Adriana de Avila e Silva. II. Características e Atributos Químicos do Solo Amazônico em Diferentes Manejos.: .</p> <p>CDU 631.4(811)</p>
-------	---

CARACTERÍSTICAS E ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO AMAZÔNICO EM DIFERENTES MANEJOS

Adriana de Avila e Silva

Dissertação apresentada à Universidade do Estado de Mato Grosso, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Biodiversidade e Agroecossistemas Amazônicos, para a obtenção do título de Mestre em Biodiversidade e Agroecossistemas Amazônicos.

Aprovada em:

Prof. Dr. Carlos Antonio da Silva Junior
Orientador – UNEMAT/ PPGBioAgro

Prof. Dr. Mendelson Guerreiro de Lima
UNEMAT/ PPGBioAgro

Prof. Dr. Guilherme Fernando Capristo Silva
UFMT/ PPGA

DEDICATÓRIA

Para meu pai, que sempre esteve ao meu lado, que acreditou no meu potencial e me motivou a perseguir meus sonhos.

AGRADECIMENTOS

A toda a minha família e amigos por me darem suporte para enfrentar esse desafio.

Ao meu marido que encarou essa jornada comigo, que compreendeu, que contribuiu, juntos somos mais fortes!

Ao meu orientador Dr. Carlos Antonio da Silva Junior, pela confiança e contribuição no meu desenvolvimento acadêmico e pessoal.

Ao meu coorientador Dr. Cácio Luiz Boechat pela confiança e contribuição no meu desenvolvimento acadêmico e pessoal.

A toda a equipe do GAAF (Geotecnologia Aplicada em Agricultura e Floresta), pelo apoio e compartilhamento do conhecimento.

Aos professores do programa e a banca que contribuíram para a realização deste trabalho.

A UNEMAT (Universidade do Estado de Mato Grosso) por fomentar o aprendizado e criar o programa de Pós-Graduação de Biodiversidade e Agroecossistemas Amazônicos.

Obrigada! Este trabalho não seria possível sem vocês ao meu lado.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	v
LISTA DE FIGURAS	vi
RESUMO.....	vii
ABSTRACT	viii
1. INTRODUÇÃO GERAL.....	01
2. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	03
3. CAPÍTULO	06
3.1. CARACTERÍSTICAS E ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO AMAZÔNICO EM DIFERENTES MANEJOS.....	06
INTRODUÇÃO	07
MATERIAL E MÉTODOS	09
RESULTADOS E DISCUSSÃO	17
CONCLUSÕES	46
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	47
APÊNDICE	55

LISTA DE TABELAS

TABELAS	Página
CAPÍTULO 1	
1. Tabela 1. Estatística descritiva das áreas de estudo.....	19
2. Tabela 2. Parâmetros dos semivariogramas simples para as variáveis da floresta, pastagem, lavoura de arroz e soja.....	28
APÊNDICE	
1. Figura suplementar 1. Percentual de contribuição das variáveis.....	55
2. Figura suplementar 2. PCA das variáveis individuais.....	55
3. Figura suplementar 3. Validações cruzadas das variáveis da floresta nativa.....	56
4. Figura suplementar 4. Validações cruzadas das variáveis da pastagem.....	57
5. Figura suplementar 5. Validações cruzadas das variáveis do plantio convencional de arroz.....	58
6. Figura suplementar 6. Validações cruzadas das variáveis do plantio direto de soja.....	59

LISTA DE FIGURAS

FIGURAS	Página
CAPÍTULO 1	
1. Figura 1. Mapa de localização da Fazenda Aurora, no município de Cláudia, região amazônica do estado de Mato Grosso.....	09
2. Figura 2. Áreas com (a) vegetação nativa, (b) pastagem, (c) lavoura de arroz e (d) lavoura de soja.....	10
3. Figura 3. Trado do tipo holândes (a), coleta (b), amostra identificada (c), amostras secas ao ar (d).....	11
3. Figura 4. Mapas de localização das áreas de estudo.....	12
4. Figura 5. Análise PCA de acordo com o manejo das áreas de estudo..	25
6. Figura 6. Análise de agrupamento das áreas de estudo.....	26
7. Figura 7. Semivariogramas simples das variáveis da floresta nativa..	32
8. Figura 8. Semivariogramas simples das variáveis da pastagem.....	33
9. Figura 9. Semivariogramas simples das variáveis do plantio convencional de arroz.....	34
10. Figura 10. Semivariogramas simples das variáveis do plantio direto de soja.....	35
11. Figura 11. Mapas de krigagem da variabilidade espacial dos atributos do solo da floresta nativa.....	38
12. Figura 12. Mapas de krigagem da variabilidade espacial dos atributos do solo com pastagem.....	40
13. Figura 13. Mapas de krigagem da variabilidade espacial dos atributos do solo com plantio convencional de arroz.....	42
14. Figura 14. Mapas de krigagem da variabilidade espacial dos atributos do solo com plantio convencional de arroz.....	44

RESUMO

SILVA, Adriana de Avila e. M.Sc. Universidade do Estado de Mato Grosso, janeiro de 2022. **Características e atributos químicos do solo amazônico em diferentes manejos**. Orientador: Carlos Antonio da Silva Junior. Coorientador: Cácio Luiz Boechat.

O crescimento da população tem levado à expansão das áreas agrícolas para a produção de alimentos que atendam à demanda mundial, sendo necessário aumentar a produtividade e manter a sustentabilidade nessas áreas. Neste trabalho foi avaliado o efeito dos diferentes tipos de usos e ocupação do solo (UOS), sendo floresta nativa, pastagem, lavoura de arroz e soja na variabilidade espacial de fertilidade e textura do solo. A análise estatística descritiva se fundou nos valores de pH, H+Al, Al, Ca, Mg, P, K, Cu, Fe, Mn, Zn, V, m, matéria orgânica, argila, silte e areia das amostras de solo relativas aos diferentes UOS. Para verificar a normalidade dos dados, foi realizado teste de Shapiro-Wilk a 5% de significância, análise de *outlier* através de gráficos *boxplot*, análise de componentes principais e análise de cluster, utilizando software R. Além disso, os dados foram submetidos a análise geoestatística para verificar o grau de dependência espacial das variáveis através de semivariogramas, para a geração de mapas interpolados de krigagem no software GS+. Verificou-se que a área de floresta possui menor fertilidade e maior acidez, enquanto que as áreas com cultivos implantados apresentaram o resultado oposto. Com exceção ao silte, todas as variáveis foram bem representadas no mapa de fatores, em relação aos valores da PCA a variabilidade pode ser explicada principalmente pelos valores de pH, V, Ca, K e Zn inversamente proporcional m, P e Areia. Por meio da análise geoestatística, foi encontrada dependência espacial variando de moderada a forte, gerando confiabilidade na predição da maioria dos atributos nas áreas de pastagem, arroz e soja.

Palavras-chave: Sustentabilidade, fertilidade, solos agrícolas, qualidade ambiental, ecossistemas.

ABSTRACT

SILVA, Adriana de Avila e. M.Sc. Mato Grosso State University, January 2022. **Characteristics and chemical attributes of the Amazonian soil under different managements.** Advisor: Carlos Antonio da Silva Junior. Co- Advisor: Cácio Luiz Boechat.

The growth of world population has led to the expansion of agricultural areas to produce food that meet world demand, making it necessary to increase productivity and maintain sustainability in these areas. In this work was evaluated the effect of different Land Use and Land Cover (LULC) types, namely native forest, pasture, rice and soybean crops on the spatial variability of soil fertility and texture. Descriptive statistical analysis take base on pH, H+Al, Al, Ca, Mg, P, K, Cu, Fe, Mn, Zn, V, m, organic matter, clay, silt and sand values from soil samples about the different LULC. To verify the normality of the data, the Shapiro-Wilk test at 5% significance was performed, outlier analysis using boxplot graphics, principal component analysis and cluster analysis, using R software. In addition, the data were submitted to geostatistical analysis to verify the degree of spatial dependence of the variables through semivariograms, for interpolated kriging maps generated in the GS+ software. It was verified that the forest area has less fertility and greater acidity, whereas crop areas presented the opposite result. Except for silt, all variables were well represented in the factor map, in relation to PCA values the variability can be explained mainly by pH, V, Ca, K and Zn values inversely proportional to m, P and Sand. Through geostatistical analysis, spatial dependence ranging from moderate to strong was observed, generating reliability in the prediction of most attributes in pasture, rice and soybean areas. Through geostatistical analysis, spatial dependence ranging from moderate to strong was found, generating reliability in the prediction of most attributes in pasture, rice and soybean areas.

Keywords: Sustainability, fertility, agricultural soils, environmental quality, ecosystems.

1. INTRODUÇÃO GERAL

Com o crescimento exponencial da população mundial houve grande aumento na produção de alimentos gerando grandes impactos à biodiversidade (MARQUES *et al.*, 2019; ZABEL *et al.*, 2019). Devido à crescente demanda um dos principais ambientes impactados pelo processo produtivo é o solo que sofre constantes pressões devido a aplicação de insumos agrícolas para o controle de pragas e maior produtividade das monoculturas (MEEHAN *et al.*, 2011; QASWAR *et al.*, 2020).

O solo tem papel de grande importância, por se tratar da base da infraestrutura humana, auxiliando na regulação das enchentes, além de ser fonte de recursos energéticos e farmacêuticos, habitat para vários organismos, participando também da ciclagem de nutrientes, sendo, portanto, componente de regulação do clima, dentre outros (FAO, 2015).

Este ambiente complexo é resultado da ação do clima, relevo, de organismos que agem no material de origem (rocha mãe) ao longo do tempo e mais recentemente das ações antrópicas (AMUNDSON, 2021; LI *et al.*, 2021). A expansão agrícola é uma destas forças motrizes que causa a conversão das áreas de floresta em pastagens e monoculturas, ocasionando grandes impactos na biodiversidade (SONG *et al.*, 2021).

Essas ações antrópicas aceleram e modificam os processos naturais de intemperismo, gerando impactos nas propriedades físicas, químicas e biológicas do solo (ANTONIO *et al.*, 2018). Desta forma é essencial compreender o solo de maneira holística, por se tratar de um recurso onde também ocorrem interações com a vegetação, que podem ser de ordem física, química e biológica (DURÁN & DELGADO-BAQUERIZO, 2020).

Nas áreas onde existe cobertura vegetal, esta forma uma espécie de amortecedor, diminuindo o impacto das fortes chuvas sobre o solo, gerando maiores taxas de transpiração e interceptação em comparação com áreas com pastagens, onde ocorrem maiores taxas de evaporação do solo (AMARAL E SILVA *et al.*, 2020; CASAGRANDE *et al.*, 2021). Além disso, a serapilheira que encobre o chão da floresta favorece o acúmulo de matéria orgânica e as raízes

sob o solo formam um emaranhado de artérias que melhoram suas características físicas e químicas. Todavia, as ações antrópicas afetam cada vez mais a resiliência das florestas tropicais (COTRUFO *et al.*, 2015; STAAL *et al.*, 2015).

Considerando esses aspectos é possível vislumbrar a importância destes ecossistemas para o uso sustentável dos recursos, bem como na redução das mudanças climáticas para a manutenção da segurança alimentar (BERRY *et al.*, 2015). Portanto, é preciso adotar estratégias que otimizem os processos, como a agricultura de precisão, que realiza a coleta de diferentes dados da terra permitindo ao agricultor reconhecer as variações temporais e espaciais dos recursos e de produção (AUBERT *et al.*, 2012)

A agricultura de precisão combina tecnologias que integra sensores, sistemas de informação, maquinários e a gestão informada para melhoria da produção, considerando a dinâmica dentro dos sistemas agrícolas sustentáveis (YIN *et al.*, 2021). Essas ferramentas podem ser utilizadas para a aplicação de insumos agrícolas de maneira direcionada a fim de diminuir custos e mitigar os impactos, através de amostragens do solo para conhecimento prévio de suas propriedades físicas e químicas (CISTERNAS *et al.*, 2020).

Os resultados dessas amostragens são integrados aos dados de informações geográficas para verificar a espacialização dos atributos na área de estudo para análise geoestatística, que utiliza técnicas de interpolação através de um conjunto de métodos estatísticos que dizem respeito a variáveis aleatórias como variabilidade espacial e/ou temporal (VAROUCHAKIS, 2018). Uma técnica de interpolação é a krigagem ordinária que realiza o cálculo do semivariograma a partir dos pontos de origem para o ajuste de um modelo de semivariograma e estimativa (ZHONG *et al.*, 2016).

Estes semivariogramas são utilizados para a observação da estrutura de dependência espacial através de representação gráfica, que mensura a magnitude e forma da dependência (SEIDEL; OLIVEIRA, 2014). Pensando nisso, este trabalho avaliou as propriedades e atributos químicos do solo em uma propriedade rural no sul da Amazônia brasileira, com diferentes tipos de culturas e manejos (floresta nativa, pastagem, plantio de arroz e soja), para obter informações que contribuam para uma agricultura mais sustentável.

2. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMUNDSON, R. Factors of soil formation in the 21st century. **Geoderma**, v. 391, n. 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2021.114960>.

ANTONIO, M.; DE, C.; RODRIGO, A.; EMILIA, E.; TEIXEIRA, R.; GEAN, E.; APARECIDA, V. Multivariate approach of soil attributes on the characterization of land use in the southern Brazilian Amazon. **Soil and Tillage Research**, v. 184, n. 2018, p. 207–215, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.still.2018.08.004>.

AMARAL E SILVA, A.; BRAGA, M. Q.; FERREIRA, J.; JUSTE DOS SANTOS, V.; DO CARMO ALVES, S.; DE OLIVEIRA, J. C.; CALIJURI, M. L. Anthropogenic activities and the Legal Amazon: Estimative of impacts on forest and regional climate for 2030. **Remote Sensing Applications: Society and Environment**, v. 18, n. Março, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.rsase.2020.100304>.

AUBERT, B. A.; SCHROEDER, A.; GRIMAUDO, J. IT as enabler of sustainable farming: An empirical analysis of farmers' adoption decision of precision agriculture technology. **Decision Support Systems**, v. 54, n. 1, p. 510–520, 2012. DOI 10.1016/j.dss.2012.07.002. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.dss.2012.07.002>.

BERRY, E. M.; DERNINI, S.; BURLINGAME, B.; MEYBECK, A.; CONFORTI, P. Food security and sustainability: Can one exist without the other? **Public Health Nutrition**, v. 18, n. 13, p. 2293–2302, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1017/S136898001500021X>.

CASAGRANDE, E.; RECANATI, F.; RULLI, M. C.; BEVACQUA, D.; MELIÀ, P. Water balance partitioning for ecosystem service assessment. A case study in the Amazon. **Ecological Indicators**, v. 121, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2020.107155>.

CISTERNAS, I.; VELÁSQUEZ, I.; CARO, A.; RODRÍGUEZ, A. Systematic literature review of implementations of precision agriculture. **Computers and Electronics in Agriculture**, v. 176, n. Maio, p. 105626, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.compag.2020.105626>.

COTRUFO, M. F.; SOONG, J. L.; HORTON, A. J.; CAMPBELL, E. E.; HADDIX, M. L.; WALL, D. H.; PARTON, W. J. Formation of soil organic matter via biochemical and physical pathways of litter mass loss. **Nature Geoscience**, v. 8, n. 10, p. 776–779, 2015. <https://doi.org/10.1038/ngeo2520>.

DURÁN, J.; DELGADO-BAQUERIZO, M. Vegetation structure determines the spatial variability of soil biodiversity across biomes. **Scientific Reports**, v. 10, n. 1, p. 1–7, 2020. DOI 10.1038/s41598-020-78483-z. Disponível em: <https://doi.org/10.1038/s41598-020-78483-z>.

FAO, Organização das Nações Unidas para a Agricultura e a Alimentação. **Funções do solo**. Disponível em: <http://www.fao.org/soils-2015/en/> Acesso em 161 de nov. de 2021.

LI, J.; DU, J.; ZHONG, S.; CI, E.; WEI, C. Changes in the profile properties and chemical weathering characteristics of cultivated soils affected by anthropic activities. **Scientific Reports**, v. 11, n. 1, p. 1–11, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1038/s41598-021-00302-w>.

MARQUES, A.; MARTINS, I. S.; KASTNER, T.; PLUTZAR, C.; THEURL, M. C.; EISENMENGER, N.; HUIJBREGTS, M. A. J.; WOOD, R.; STADLER, K.; BRUCKNER, M.; CANELAS, J.; HILBERS, J. P.; TUKKER, A.; ERB, K.; PEREIRA, H. M. Increasing impacts of land use on biodiversity and carbon sequestration driven by population and economic growth. **Nature Ecology and Evolution**, v. 3, n. 4, p. 628–637, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1038/s41559-019-0824-3>.

MEEHAN, T. D.; WERLING, B. P.; LANDIS, D. A.; GRATTON, C. Agricultural landscape simplification and insecticide use in the Midwestern United States. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**, v. 108, n. 28, p. 11500–11505, 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.1073/pnas.1100751108>.

QASWAR, M.; DONGCHU, L.; JING, H.; TIANFU, H.; AHMED, W.; ABBAS, M.; LU, Z.; JIANGXUE, D.; KHAN, Z. H.; ULLAH, S.; HUIMIN, Z.; BOREN, W. Interaction of liming and long-term fertilization increased crop yield and phosphorus use efficiency (PUE) through mediating exchangeable cations in acidic soil under wheat–maize cropping system. **Scientific Reports**, v. 10, n. 1, p. 1–12, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1038/s41598-020-76892-8>.

SEIDEL, E. J.; OLIVEIRA, M. S. De. Definição de áreas de dependência espacial em semivariogramas. **Revista da Estatística**, v. 3, n. 3, p. 348–352, 2014. Disponível em: <http://www.cead.ufop.br/jornal/index.php/rest/article/viewFile/595/499>.

SONG, X. P.; HANSEN, M. C.; POTAPOV, P.; ADUSEI, B.; PICKERING, J.; ADAMI, M.; LIMA, A.; ZALLES, V.; STEHMAN, S. V.; DI BELLA, C. M.; CONDE, M. C.; COPATI, E. J.; FERNANDES, L. B.; HERNANDEZ-SERNA, A.; JANTZ, S. M.; PICKENS, A. H.; TURUBANOVA, S.; TYUKAVINA, A. Massive soybean expansion in South America since 2000 and implications for conservation. **Nature Sustainability**, v. 4, n. 9, p. 784–792, 2021. DOI 10.1038/s41893-021-00729-z. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1038/s41893-021-00729-z>.

STAAL, A.; DEKKER, S. C.; HIROTA, M.; VAN NES, E. H. Synergistic effects of drought and deforestation on the resilience of the south-eastern Amazon rainforest. **Ecological Complexity**, v. 22, p. 65–75, 2015. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecocom.2015.01.003>.

VAROUCHAKIS, E. A. **Geostatistics**. Elsevier Inc., 2018. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-12-811689-0.00001-X>.

YIN, H.; CAO, Y.; MARELLI, B.; ZENG, X.; MASON, A. J.; CAO, C. Soil Sensors and Plant Wearables for Smart and Precision Agriculture. **Advanced Materials**, v. 33, n. 20, p. 1–24, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/adma.202007764>.

ZABEL, F.; DELZEIT, R.; SCHNEIDER, J. M.; SEPPELT, R.; MAUSER, W.; VÁCLAVÍK, T. Global impacts of future cropland expansion and intensification on agricultural markets and biodiversity. **Nature Communications**, v. 10, n. 1, p. 1–10, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1038/s41467-019-10775-z>.

ZHONG, X.; KEALY, A.; DUCKHAM, M. Stream Kriging: Incremental and recursive ordinary Kriging over spatiotemporal data streams. **Computers and Geosciences**, v. 90, p. 134–143, 2016. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.cageo.2016.03.004>.

3. CAPÍTULO

3.1. CARACTERÍSTICAS E ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO AMAZÔNICO EM DIFERENTES MANEJOS

INTRODUÇÃO

A população mundial deverá atingir 9.5 bilhões de pessoas até 2050 e a produção de alimentos deverá crescer na mesma proporção para atender esta nova demanda (LE MOUËL; FORSLUND, 2017). Este aumento na produção acontecerá através do aumento de produtividade (CASTRO; SPOLADOR; GASQUES, 2017) e também através da expansão da fronteira agrícola, que deverá ocorrer principalmente às custas das áreas tropicais (GIBBS *et al.*, 2010).

Uma destas fronteiras é a Amazônia brasileira, que vem sofrendo um processo intenso de remoção de sua cobertura vegetal nas últimas décadas (GUERREIRO DINIZ *et al.*, 2015; INPE, 2022), para implantação da pecuária e soja (BARONA *et al.*, 2010). Estas duas atividades econômicas na Amazônia apresentam grandes diferenças entre si. Enquanto a soja é altamente tecnificada e apresenta altos níveis de produtividade (MANTOVANI *et al.*, 2020), a pecuária ainda é praticada de maneira extensiva, com grande quantidade de pastagens degradadas, baixa taxa de lotação e grande emissão de carbono (SILVA, Marraiane A. *et al.*, 2018). Buscar formas de produzir com sustentabilidade, aliando a produção de alimentos com a conservação ambiental, é imperativo nesta era de busca de soluções para minimizar os efeitos causadores do aquecimento global.

Uma das formas de sustentabilidade é um melhor tratamento e otimização dos solos agrícolas, que tem sua qualidade afetada pelas alterações na paisagem provocadas pelo homem (BÜNEMANN *et al.*, 2018), como a erosão acelerada, esgotamento do reservatório de carbono do solo, perda de biodiversidade, perda da fertilidade e desequilíbrio, acidificação e salinização (LAL, 2015).

Uma das táticas de gestão sustentável do solo são os sistemas de rotação de culturas, que surgiram para gerir a produção agrícola, e minimizar impactos causados pela aplicação intensiva de defensivos agrícolas no controle de pragas e doenças (HE *et al.*, 2019). Além disso, sistemas de manejo do solo impactam profundamente o solo, em sistemas de plantio direto por exemplo, ocorre o aumento da disponibilidade de matéria orgânica, diminuição da erosão,

aumento da umidade (CARRETTA *et al.*, 2021; NEUMAN, 2017). Mesmo assim, para garantir a produtividade há o uso cada vez maior de fertilizantes que quando aplicados em excesso deterioram a qualidade do solo, além de causar poluição ambiental (SRIVASTAV, 2020).

Para que isso não ocorra, avanços na agricultura vêm sendo difundidos e têm se tornado um vislumbre das melhorias propostas para um novo tipo de agricultura, como por exemplo a agricultura de precisão, que minimiza custos com insumos e aumenta a produtividade com o uso combinado de sensores, sistemas de informação, dentre outros, que auxiliam no manejo dos insumos que são aplicados na área de acordo com as exigências da cultura e do solo (CARNEIRO *et al.*, 2016; SANTOS *et al.*, 2020). Esses conhecimentos detalhados sobre as propriedades do solo são importantes para otimizar as práticas agrícolas e de gestão, sendo um conhecimento fundamental para o planejamento agrícola sustentável (ABDEL RAHMAN *et al.*, 2021).

Além das informações geradas pela estatística tradicional, os sistemas de informações geográficas podem ser usados para compreender a dispersão dos atributos nas áreas estudadas (MIRZAEI *et al.*, 2016). Isso é possível pois os fenômenos de ordem natural podem ser entendidos por análise geoestatística, que os caracteriza de acordo com sua distribuição no espaço através de variáveis regionalizadas e sua tendência de dispersão (ABZALOV, 2016).

Esta ciência vem sendo amplamente utilizada em estudos de variabilidade espacial de precipitações, mapeamento dos estoques de carbono, na avaliação da contaminação de metais pesados, bem como em estudos de solos (ANDERSON *et al.*, 2016; COBLINSKI *et al.*, 2021; LANDIM *et al.*, 2021; MANTOVANELLI *et al.*, 2021; SALAS *et al.*, 2016).

Neste trabalho nós avaliamos o comportamento das características e atributos do solo em uma propriedade rural típica no sul da Amazônia brasileira, com diferentes tipos de culturas e manejos (floresta nativa, pastagem, plantio de arroz e soja), buscando obter informações que orientem em um futuro próximo os produtores a melhor explorarem suas áreas e contribuírem para uma agricultura mais sustentável.

MATERIAIS E MÉTODOS

Área de estudo

O estudo foi realizado na Fazenda Aurora, que possui uma área cultivada de aproximadamente 1.600 hectares, está situada às margens da BR-163, latitude $11^{\circ}17'36.86''\text{S}$ e longitude $55^{\circ}19'15.50''\text{O}$, próxima ao Rio Teles Pires, no município de Cláudia, norte do Estado de Mato Grosso (Figura 1). Os solos da área foram classificados como Latossolo Vermelho-amarelo (SANTOS *et al.*, 2018). Segundo Köppen e Geiger (1936), o clima é tropical de monção (Am), com elevada temperatura média anual, superior a 24°C e alta pluviosidade (2000mm), sua vegetação é do tipo amazônica, com grandes árvores e solo pobre.

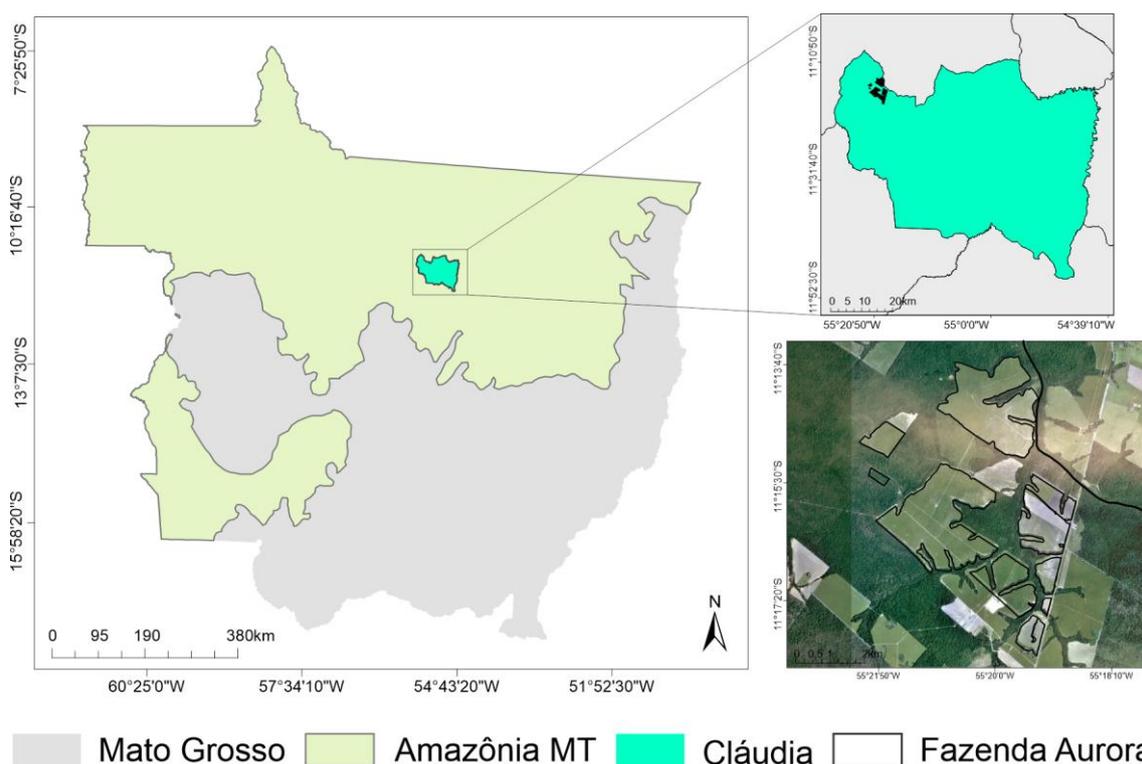


Figura 1. Mapa de localização da Fazenda Aurora, no município de Cláudia, região amazônica do estado de Mato Grosso.

Foram selecionadas quatro áreas com uso distintos, a escolha foi determinada de acordo com a disponibilidade e facilidade de acesso. (Figura 2). A área com floresta nativa se encontra em estágio inicial de regeneração, a

vegetação secundária é decorrente de algum tipo de intervenção no ambiente, como corte raso, cultivo agrícola ou incêndio/queimada que ocorreu nos últimos dez anos (Figura 2a). A área de pastagem encontra-se em pousio e não houve nenhuma adubação no período (Figura 2b).

A área com plantio convencional de arroz era ocupada anteriormente por pastagem degradada, sendo esta a primeira safra realizada no local (Figura 2c). Para o preparo do solo foram aplicados de 250 kg por hectare de NPK 20-00-20 e 220 kg/ha de NPK 10-40-00. A lavoura de soja sob sistema de plantio direto (Figura 2d), com aplicação 220 kg/ha de NPK 10-40-00 com 140kg de KCl e 1.5 tonelada por hectare. Na safra anterior a área foi cultivada com milho onde foram aplicados 250kg de NPK 20-00-20. A área era ocupada por pastagens e passou a ser cultivada nos últimos 5 anos.

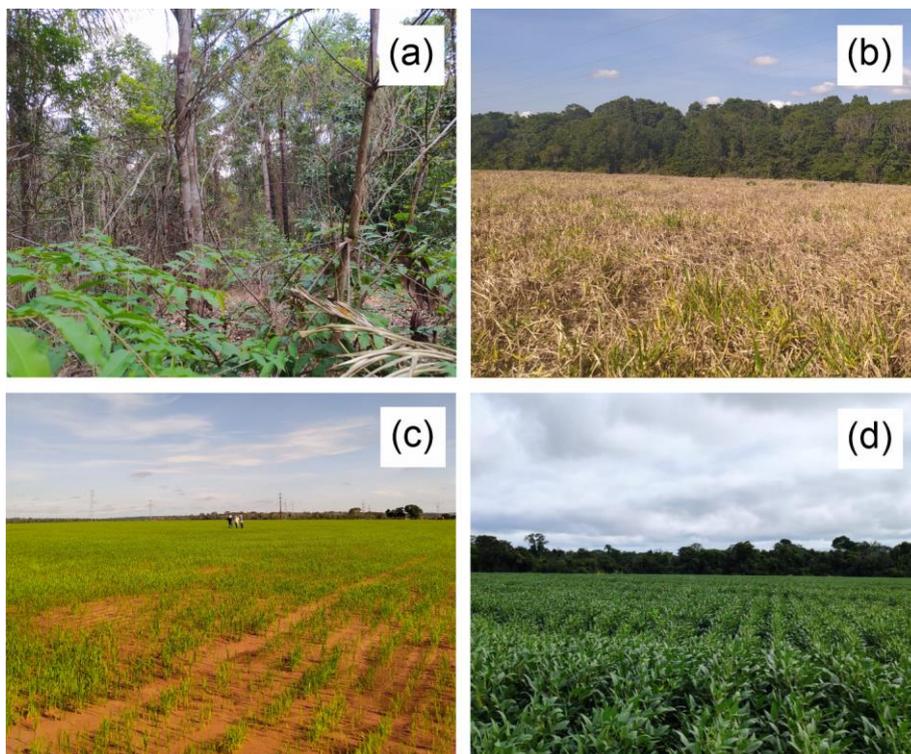


Figura 2. Áreas com (a) vegetação nativa, (b) pastagem, (c) lavoura de arroz e (d) lavoura de soja.

No Estado do Mato Grosso o plantio de culturas anuais é realizado no início do período chuvoso, entre meados de outubro a novembro, tanto para o arroz como para a soja. Em rotação de culturas a soja é colhida entre janeiro a fevereiro, na sequência é realizado o plantio de milho, em meados de março no fim do período chuvoso (fevereiro a março), a colheita é realizada em junho (FERREIRA *et al.*, 2012).

De acordo com o IBGE (2022), até novembro de 2021 o estado possuía uma área com cultivo de arroz de 122.627 hectares, gerando uma produção de 393.173 toneladas do grão. No município de Cláudia no ano de 2020 a área de cultivo do cereal cobria 2500 hectares do território, gerando uma produção de 9.000 toneladas de arroz. A produção de soja até novembro de 2021 no Mato Grosso atingiu 35.658,202 toneladas, o que equivale a uma área de 10.461,712 hectares plantados. No município de Cláudia a área de soja ocupava 102.000 hectares, resultando em uma produção de 361.080 toneladas da oleaginosa.

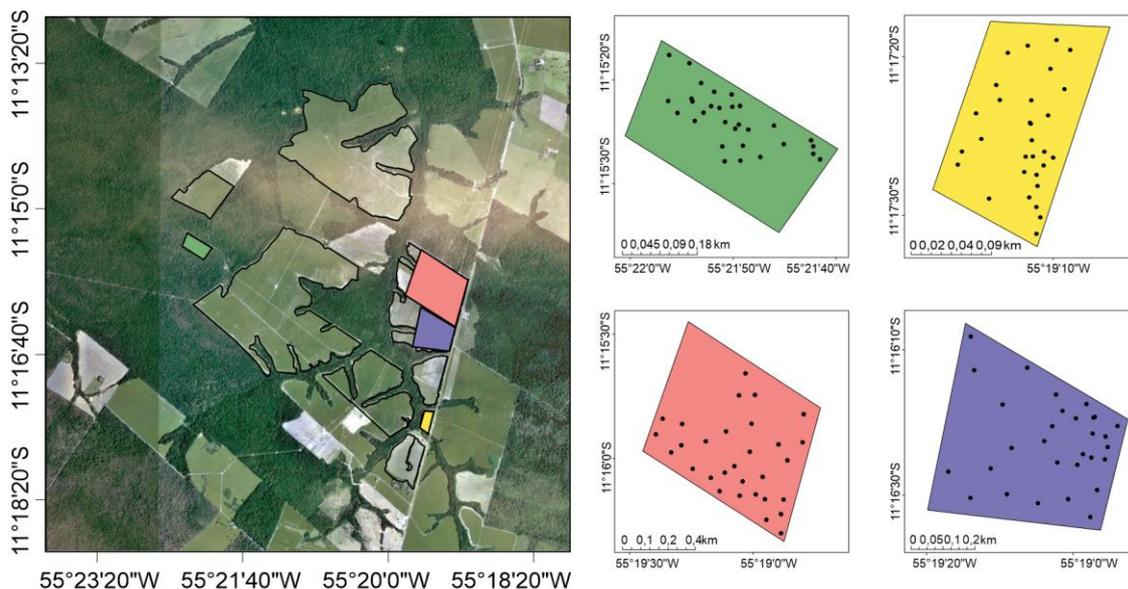
Coleta e análise de solo

As coletas nas áreas de pastagem, plantio convencional de arroz e plantio direto de soja foram realizadas no mês de janeiro de 2021 durante um período de estiagem (Figura 3b). As coletas da floresta foram realizadas no mês de março em período de estiagem. As amostras foram coletadas aleatoriamente com auxílio de trado do tipo holandês confeccionado em aço inoxidável (Figura 3a), 30 amostras compostas formadas por cinco sub-amostras, sendo uma central e quatro ao redor na posição dos pontos cardeais na profundidade de 0,0-0,2m em cada área, totalizando 120 amostras que foram acondicionadas em sacos plásticos e identificadas (Figura 3c). Posteriormente as amostras foram secas ao ar e destorroadas (Figura 3d).



Figura 3. Trado do tipo holandês (a), coleta (b), amostra identificada (c), amostras secas ao ar (d).

Os pontos de coleta foram georreferenciados para a criação do mapa com a distribuição das amostras. O polígono da área de floresta nativa foi definido com 13,04 hectares, área de pastagem possui 7,76 hectares, área com cultivo de arroz 118,57 hectares e cultivo de soja 53,56 hectares (Figura 4).



● Pontos de coleta □ Fazenda Aurora ■ Floresta ■ Pastagem ■ Arroz ■ Soja

Figura 4. Mapas de localização das áreas de estudo.

As amostras foram enviadas para o Laboratório de Análises de Solos do Campus Prof^a. Cinobelina Elvas UFPI, onde foram passadas em peneira com 2mm de abertura de malha para determinação dos valores de argila silte e areia. O pH foi determinado em H₂O, foram caracterizadas quimicamente os teores de P, K, Cu, Fe, Mn e Zn, através de Extrator Mehlich 1 (ácido clorídrico e ácido sulfúrico); Ca, Mg e Al - Extrator KCl - 1 mol L⁻¹. O H+Al foram extraídos por Acetato de Cálcio a pH 7,0; matéria orgânica (M.O.) foi determinada pelo método Walkley-Black. Além da determinação da capacidade de troca catiônica (T) e soma de bases (SB) para estabelecer a saturação por bases (V%) das amostras, bem como o índice de saturação de alumínio (m%) (EMBRAPA, 2017).

Análise estatística

Os dados foram avaliados por meio da estatística descritiva baseadas nas seguintes medidas: valores máximo, mínimo, mediana, média e desvio padrão, coeficientes de variação, assimetria e de curtose.

Para encontrar discrepâncias nas amostragens os valores foram submetidos à análise de *boxplot* para eliminar *outliers*, esses valores foram ajustados de acordo com o valor médio de pontos vizinhos (MONTANARI *et al.*,

2010). Também foi realizado o teste W de Shapiro - Wilk (1965) com 5% de significância para verificar a normalidade da distribuição dos dados. Para essas análises foi utilizado o software R (TEAM, R. C. R, 2014) e pacote modeest (PONCET, 2012).

Análise de componentes principais

Os dados foram submetidos à análise de componentes principais (principal component analysis), para verificar a discriminação das variáveis pH, H+Al, Al, Ca, Mg, P, K, Cu, Fe, Mn, Zn, V, m, M.O., argila, silte e areia e a relação de cada variável em cada área, de acordo com o seu manejo. A análise dos componentes principais é um método de análise multivariada que consiste na transformação de um conjunto de p variáveis originais X_1, X_2, \dots, X_p , que são pertencentes a n sujeitos, a um novo conjunto de variáveis, Y_1, Y_2, \dots, Y_p de tamanho equivalente, chamado de componentes principais (Equação 1).

Cada componente principal é uma combinação linear das variáveis originais, construída de forma a explicar o máximo da variabilidade total das variáveis originais e não correlacionadas (EVERITT; DUNN, 1991).

$$Y_1 = a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_pX_p \quad (1)$$

Onde a_1, a_2, a_n são os autovetores da matriz de correlação entre as variáveis.

Para realizar as análises de componentes principais foi utilizado o software R (TEAM, R. C. R, 2014) e pacotes Tidyverse (WICKHAM *et al.*, 2019), Factoextra (KASSAMBARA; MUNDT, 2020) e stats.

Análise de cluster

Para a análise de agrupamento foi utilizado a distância Euclidiana média (CRUZ; CARNEIRO, 2003) como medida de dissimilaridade, na delimitação dos grupos o método hierárquico Ward (1963) (Equação 2). O corte do dendrograma foi realizado pelo critério de Mojena (1977) com $k=1,5$.

$$d_e = \left[\sum_{j=1}^n (P_{p,j} - P_{k,j})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

Onde d_e é a distância euclidiana, e $P_{p,j}$ e $P_{k,j}$ são as variáveis j dos sujeitos p e k , respectivamente.

A análise de variáveis canônicas foi realizada pela dispersão dos escores em gráfico bidimensional, com os eixos representados pelas primeiras variáveis canônicas, considerando um mínimo de 80% da variação dos dados avaliados para essa análise foram adotados procedimentos preconizados por Cruz et al. (2004). A análise de cluster foi realizada no software R (TEAM, R. C. R, 2014) e pacote FactoMineR (LÉ et. al., 2008).

Semivariogramas

Para verificar a dependência espacial das variáveis de estudo, foi realizada a análise da variabilidade das diferenças através de semivariogramas que avaliam a hipótese de estacionariedade espacial, onde o valor médio esperado é constante em diversas localizações, ou ainda, os elementos estudados são parte da mesma população. A semivariância pode ser estimada através da seguinte equação (3):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_1) - Z(x_1 + h)]^2 \quad (3)$$

Onde $N(h)$ são os números de pares experimentais de dados separados por uma distância h ; $Z(x_1)$ é o valor determinado em cada ponto amostrado; $Z(x_1 + h)$ é o valor medido num ponto mais uma distância h .

É esperado que as diferenças $Z(x_1)$ e $Z(x_1 + h)$ diminuam assim que h , a distância que os separa, diminua. As medições mais próximas são mais parecidas entre si do que as separadas por grandes distâncias. Se $\gamma(0)=0$ quando $h=0$, é esperado que $\gamma(h)$ aumente com o aumento da distância h , e a medida que a distância h diminua o valor de $\gamma(h)$ se aproxime de um valor positivo chamado efeito pepita (VIEIRA, 2000).

Os semivariogramas foram ajustados para encontrar os melhores valores dos coeficientes, efeito pepita (C_0) contribuição (C_1) patamar ($C_0 + C_1$) e alcance (a). Foi determinada a distância máxima para cada área, bem como a distância h de acordo com o número mínimo de 30 pares para gerar uma semivariância com resultados confiáveis. Considerando os valores do coeficiente de determinação (r^2), a menor soma residual dos quadrados e do grau de dependência espacial.

Com o auxílio do *Gama Design Software* (GS+, 2004) foram testados modelos de semivariograma para encontrar o melhor ajuste, sendo eles, modelo esférico (4), exponencial (5) e gaussiano (6), estes modelos utilizam as seguintes funções:

Modelo esférico:

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] & 0 < h < a \\ C_0 + C_1 & h > a \end{cases} \quad (4)$$

O modelo é obtido selecionando-se os valores do efeito pepita (C_0), e do patamar ($C_0 + C_1$), depois passando-se uma reta que intercepte o eixo y em C_1 e seja tangente aos primeiros pontos próximos de $h=0$. Essa reta cruzará o patamar à distância, $a'=2/3 a$. Assim, o alcance, a , será $a=3a'/2$. O modelo esférico é linear até aproximadamente $1/3 a$.

Modelo exponencial:

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-\frac{h}{a}\right) \right] & 0 < h < d \\ C_0 + C_1 & \end{cases} \quad (5)$$

A distância máxima na qual o semivariograma é definido (d). O modelo exponencial atinge o patamar apenas assintoticamente. A distância após a qual o semivariograma se estabiliza (a). Os parâmetros C_0 e C_1 para os modelos exponencial e gaussiano são determinados da mesma maneira que para o esférico.

Modelo gaussiano:

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1[1 - \exp\frac{-h^2}{a^2}] & 0 < h < d \\ C_0 + C_1 & \end{cases} \quad (6)$$

O grau de dependência espacial oscilará de forte a fraco conforme o aumento do efeito pepita e com a estabilidade dos parâmetros da função de correlação. Será forte quando $ADE > 75\%$, moderada quando $25\% < ADE \leq 75\%$ e apresentará fraca dependência espacial quando $ADE \leq 25\%$. Esse grau de dependência espacial pode ser mensurado através do índice proposto por Cambardella et al. (1994) e modificada pelo GS+ (2004) de acordo com a equação (7):

$$ADE = [(C/C + C_0)].100 \quad (7)$$

Onde: ADE é o avaliador do grau da dependência espacial; C é a contribuição; $C+C_1$ é o patamar.

Krigagem ordinária

Foi utilizado o *Gama Design Software* (GS+, 2004) para a krigagem, que realiza a estimação linear e local, dentro de vizinhanças estacionárias, para minimizar o erro de estimação. Essa combinação linear dos valores medidos é dada pelo estimador (8) proposto por Journel e Huijbregts (1978) e Clark (1979). Considerando a estimação do valor médio de $z(x_0)$ através do estimador z^* , obtido pela combinação linear de valores situados em uma vizinhança homogênea (Equação 8).

$$z^* = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(X_i) \quad (8)$$

Onde N é o número de valores medidos, $Z(x_1)$ relacionado a estimativa e λ_i são os ponderadores associados às informações $Z(x_1)$, sendo selecionados de maneira que a estimativa não seja tendenciosa. Esse estimador nada mais é que uma média móvel ponderada (VIEIRA, 2000).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Estatística descritiva dos dados

Na Tabela 1 estão representados os resultados da estatística descritiva das áreas de estudo, onde os valores da média e mediana das variáveis encontram-se muito próximos, o que aponta para normalidade ou próximos da normalidade. Além disso, a grande maioria dos atributos apresentaram valores de assimetria entre -1 e 1 e curtose igual a 3. Nos casos de ausência de normalidade dos atributos químicos pode-se atribuir à variação natural que ocorre no processo de formação do solo.

Segundo, Pimentel Gomes e Garcia (2002), é possível classificar a variabilidade de um atributo do solo de acordo com seu coeficiente de variação (CV), que pode ser classificado nas seguintes ordens de grandeza: baixa, quando o CV é menor ou igual à 10%; média ($10\% < CV \leq 20\%$); alta ($20\% < CV \leq 30\%$) e muito alta ($CV > 30\%$).

O coeficiente de variação da variável pH é considerado baixo em todas as áreas com valores de 2,6% (pastagem), 2,88% (floresta), 3,63% (arroz) e 3,15% da área de soja que coincide com os resultados do coeficiente de variação do pH da área de estudo em um sistema de rotação de soja e milho (BOTTEGA *et al.*, 2013). O CV da variável H+Al foi médio na pastagem (10,16%) e alto na área de floresta (27,65%). A variável alumínio (Al) apresentou CV muito alto na área de pastagem (90,29%), médio na floresta e cultivo de arroz, na área de soja esta variável foi nula.

Os valores de Ca foram altos e muito altos, variando entre 29,98% a 35,18% o mesmo ocorreu com o Mg com oscilações entre 31,46% na floresta e 72,02% na lavoura de arroz. A variação de K foi bem expressiva, sendo muito alta em todas as áreas. O P apresentou valores oscilando entre baixo (8,45%) a muito alto (48,70%). O Cu teve variação de média (30,64%) a muito alta (47,04%). O coeficiente do ferro teve resultados entre 9,04% a 19,36%, caracterizando valores baixos a médios. Mn apresentou variação média de (22,77%) a muito alta (76,66%) na floresta. Foi encontrado coeficiente de variação muito alto (136,75%) da variável Zn nas amostras da área de soja.

O coeficiente de variação de V% oscilou entre 12,59% na área de pastagem a 54,35% na floresta. Os valores de m% foram baixos na floresta (6,11%) muito altos na pastagem (94,27%), alto no cultivo de arroz (47,3%) e nulo na lavoura de soja. Os valores referentes à matéria orgânica foram de médio (19,25%) a muito alto (32,72%). O CV da argila obteve maior variação na lavoura de soja (50,99%) e menor na pastagem (7,64%), a área de floresta e arroz apresentaram valores médios. A silte variou de muito alto na área de floresta (79,6%) a médio na área de arroz (42,32%). Os valores de areia variaram entre 1,58% na floresta a 11,94% na área de soja.

As variáveis P, V e m apresentaram normalidade em todas as áreas. A variável Al e K não apresentaram normalidade em nenhuma das áreas. Como proposto por Warrick e Nielsen (1980), por se tratar de dados obtidos na natureza, o ajuste a uma distribuição teórica é apenas aproximado. A normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, a exigência é que a distribuição não apresente caudas muito alongadas.

Tabela 1. Estatística descritiva das áreas de estudo.

Variável	Valores				Coeficientes				
	Média	Mediana	Mín.	Máx.	Desvio Padrão	Variação	Curtose	Assimetria	Pr<W
pH (H ₂ O) ^(F)	5,27	5,3	5	5,6	0,15	2,88	2,39	0,15	0,285*
pH (H ₂ O) ^(P)	5,8	5,8	5,4	6,1	0,15	2,6	3,84	-0,42	0,142*
pH (H ₂ O) ^(A)	5,04	5,00	4,60	5,30	0,18	3,63	2,34	-0,12	0,018**
pH (H ₂ O) ^(S)	6,36	6,4	5,9	6,7	0,2	3,15	2,61	-0,73	0,008**
H+Al (cmol _c dm ⁻³) ^(F)	4,39	4,16	2,87	7,5	1,21	27,65	2,92	0,87	0,015**
H+Al (cmol _c dm ⁻³) ^(P)	2,03	2,04	1,6	2,43	0,2	10,16	3,09	-0,22	0,009**
H+Al (cmol _c dm ⁻³) ^(A)	3,80	3,70	2,72	5,08	0,57	15,17	2,59	0,14	0,541*
H+Al (cmol _c dm ⁻³) ^(S)	1,65	1,6	0,97	2,72	0,42	25,54	2,71	0,49	0,491*
Al (cmol _c dm ⁻³) ^(F)	1,55	1,5	1	2	0,26	17,02	2,22	-0,13	0,024**
Al (cmol _c dm ⁻³) ^(P)	0,18	0,25	0	0,5	0,17	94,29	2,15	0,38	0**
Al (cmol _c dm ⁻³) ^(A)	0,88	0,98	0,50	1,25	0,20	22,84	2,63	-0,18	0,002**
Al (cmol _c dm ⁻³) ^(S)	0	0	0	0	0	0	0	0	0**

As letras sobrescritas se referem às áreas de estudo, floresta ^(F), pastagem ^(P), arroz ^(A) e soja ^(S). Potencial de hidrogênio (pH), unidade de medida (cmol_c dm⁻³) para acidez potencial (H+Al), alumínio (Al), cálcio (Ca), magnésio (Mg), unidade de medida (mg dm⁻³) para fósforo (P), potássio (K), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn) e zinco (Zn) unidade de medida (mg dm⁻³), unidade de medida em porcentagem para saturação por bases (V), saturação por alumínio (m), unidade de medida g/kg para matéria orgânica (M.O.), argila, silte e areia. Mínimo (mín.), máximo (máx.), Teste de probabilidade de Shapiro Wilk 5% de significância (Pr<W), (*) significativo, (**) não significativo.

“TABELA continuação”

Variável	Valores				Coeficientes				
	Média	Mediana	Mín.	Máx.	Desvio Padrão	Variação	Curtose	Assimetria	Pr<W
Ca (cmol_c dm⁻³)^(F)	0,15	0,16	0,02	0,4	0,09	61,3	2,6	0,6	0,080*
Ca (cmol_c dm⁻³)^(P)	1,05	0,97	0,64	1,81	0,30	28,98	2,62	0,69	0,086*
Ca (cmol_c dm⁻³)^(A)	0,89	0,91	0,38	1,66	0,30	34,21	2,90	0,23	0,045**
Ca (cmol_c dm⁻³)^(S)	1,95	1,89	0,67	3,32	0,68	35,18	2,39	0,17	0,767*
Mg (cmol_c dm⁻³)^(F)	0,017	0,02	0,01	0,03	0,005	31,46	2,88	-0,31	0**
Mg (cmol_c dm⁻³)^(P)	0,82	0,75	0,24	1,55	0,29	35,08	3,54	0,69	0,087*
Mg (cmol_c dm⁻³)^(A)	0,51	0,52	0,01	1,56	0,40	79,02	2,94	0,64	0,067*
Mg (cmol_c dm⁻³)^(S)	0,75	0,78	0,15	1,31	0,33	45,13	1,89	-0,03	0,330*
P (mg dm⁻³)^(F)	45,76	44,95	39,4	55,8	3,86	8,45	2,65	0,5	0,058*
P (mg dm⁻³)^(P)	9,86	9,7	6,7	15,8	2,4	24,4	2,6	0,53	0,129*
P (mg dm⁻³)^(A)	44,25	49,10	4,00	96,30	21,55	48,70	2,71	-0,12	0,091*
P (mg dm⁻³)^(S)	25,13	25,45	12,1	40,8	6,27	24,97	2,96	0,05	0,923*

As letras sobrescritas se referem às áreas de estudo, floresta ^(F), pastagem ^(P), arroz ^(A) e soja ^(S). Potencial de hidrogênio (pH), unidade de medida (cmol_c dm⁻³) para acidez potencial (H+Al), alumínio (Al), cálcio (Ca), magnésio (Mg), unidade de medida (mg dm⁻³) para fósforo (P), potássio (K), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn) e zinco (Zn) unidade de medida (mg dm⁻³), unidade de medida em porcentagem para saturação por bases (V), saturação por alumínio (m), unidade de medida g/kg para matéria orgânica (M.O.), argila, silte e areia. Mínimo (mín.), máximo (máx.), Teste de probabilidade de Shapiro Wilk 5% de significância (Pr<W), (*) significativo, (**) não significativo.

“TABELA continuação”

Variável	Valores				Coeficientes				
	Média	Mediana	Mín.	Máx.	Desvio Padrão	Varição	Curtose	Assimetria	Pr<W
K (mg dm ⁻³) ^(F)	1,53	1	1	3	0,77	50,61	2,45	1,01	0**
K (mg dm ⁻³) ^(P)	2	2	1	3	0,87	43,54	1,36	0	0**
K (mg dm ⁻³) ^(A)	1,90	1	1	6	1,26	66,78	4,69	1,42	0**
K (mg dm ⁻³) ^(S)	6,3	5	1	19	4,54	72,09	3,27	0,9	0,017**
Cu (mg dm ⁻³) ^(F)	0,22	0,21	0,03	0,43	0,1	47,04	2,48	0,33	0,564*
Cu (mg dm ⁻³) ^(P)	0,68	0,66	0,27	1,11	0,21	31,89	2,24	-0,03	0,767*
Cu (mg dm ⁻³) ^(A)	0,71	0,69	0,36	1,19	0,22	30,64	2,14	0,14	0,630*
Cu (mg dm ⁻³) ^(S)	0,74	0,75	0,35	1,17	0,19	26,86	2,7	-0,23	0,580*
Fe (mg dm ⁻³) ^(F)	266,73	288,5	162	300	39,19	19,36	3,45	-1,19	0**
Fe (mg dm ⁻³) ^(P)	246,6	247,6	202	298	22,3	9,04	2,77	-0,07	0,880*
Fe (mg dm ⁻³) ^(A)	253,73	260,00	165,00	296,00	30,80	12,14	3,57	-0,95	0,040**
Fe (mg dm ⁻³) ^(S)	196,73	200	122	255	37,63	19,13	2,27	-0,14	0,572*

As letras sobrescritas se referem às áreas de estudo, floresta ^(F), pastagem ^(P), arroz ^(A) e soja ^(S). Potencial de hidrogênio (pH), unidade de medida (cmolc dm⁻³) para acidez potencial (H+Al), alumínio (Al), cálcio (Ca), magnésio (Mg), unidade de medida (mg dm⁻³) para fósforo (P), potássio (K), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn) e zinco (Zn) unidade de medida (mg dm⁻³), unidade de medida em porcentagem para saturação por bases (V), saturação por alumínio (m), unidade de medida g/kg para matéria orgânica (M.O.), argila, silte e areia. Mínimo (mín.), máximo (máx.), Teste de probabilidade de Shapiro Wilk 5% de significância (Pr<W), (*) significativo, (**) não significativo.

“TABELA continuação”

Variável	Valores				Coeficientes				
	Média	Mediana	Mín.	Máx.	Desvio Padrão	Variação	Curtose	Assimetria	Pr<W
Mn (mg dm ⁻³) ^(F)	18,77	16,35	2,3	56,2	14,38	76,66	3,05	0,89	0,008**
Mn (mg dm ⁻³) ^(P)	37,2	35,26	13,7	67	13,07	35,14	2,73	0,55	0,373*
Mn (mg dm ⁻³) ^(A)	37,54	37,30	14,30	75,00	14,36	38,26	3,01	0,59	0,530*
Mn (mg dm ⁻³) ^(S)	44,58	45,61	20,9	68,7	10,15	22,77	3,28	-0,002	0,980*
Zn (mg dm ⁻³) ^(F)	0,015	0,01	0,01	0,03	0,007	49,39	2,3	0,9	0**
Zn (mg dm ⁻³) ^(P)	3,8	3,34	0,77	7,98	2,08	54,93	2,17	0,47	0,123*
Zn (mg dm ⁻³) ^(A)	2,05	2,13	0,53	3,93	0,91	44,38	2,15	0,15	0,382*
Zn (mg dm ⁻³) ^(S)	21,23	3,92	0,39	82,7	29,03	136,75	2,18	0,99	0**
V (%) ^(F)	3,84	3,45	1	8,8	2,08	54,35	2,78	0,72	0,089*
V (%) ^(P)	43,91	44,75	30,7	52,7	5,53	12,59	2,94	-0,65	0,202*
V (%) ^(A)	26,17	27,07	7,30	49,30	10,86	41,49	2,39	0,12	0,697*
V (%) ^(S)	60,95	61,75	33,5	82,7	12,9	21,16	2,53	-0,49	0,285*

As letras sobrescritas se referem às áreas de estudo, floresta ^(F), pastagem ^(P), arroz ^(A) e soja ^(S). Potencial de hidrogênio (pH), unidade de medida (cmolc dm⁻³) para acidez potencial (H+Al), alumínio (Al), cálcio (Ca), magnésio (Mg), unidade de medida (mg dm⁻³) para fósforo (P), potássio (K), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn) e zinco (Zn) unidade de medida (mg dm⁻³), unidade de medida em porcentagem para saturação por bases (V), saturação por alumínio (m), unidade de medida g/kg para matéria orgânica (M.O.), argila, silte e areia. Mínimo (mín.), máximo (máx.), Teste de probabilidade de Shapiro Wilk 5% de significância (Pr<W), (*) significativo, (**) não significativo.

“TABELA continuação”

Variável	Valores				Coeficientes				
	Média	Mediana	Mín.	Máx.	Desvio Padrão	Varição	Curtose	Assimetria	Pr<W
m (%) ^(F)	89,83	90,7	75,3	97,7	5,49	6,11	2,98	-0,7	0,132*
m (%) ^(P)	9,59	10,85	0	28,9	9,04	94,27	1,95	0,31	0,248*
m (%) ^(A)	41,45	39,15	5,80	83,30	19,61	47,3	2,42	0,29	0,715*
m (%) ^(S)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
M.O. (g/Kg) ^(F)	13,85	12,65	8,2	21,7	3,79	27,36	2,16	0,64	0,010**
M.O. (g/Kg) ^(P)	14,93	14,9	8,8	20,2	2,87	19,25	2,51	-0,18	0,78*
M.O. (g/Kg) ^(A)	17,14	16,95	10,90	35,20	5,49	32,72	3,03	0,66	0,114*
M.O. (g/Kg) ^(S)	9,36	9,55	4,7	12,7	1,9	20,34	2,73	-0,41	0,765*
Argila (g/Kg) ^(F)	121,76	122	63	153	23,74	19,49	2,85	-0,72	0,052*
Argila (g/Kg) ^(P)	280,75	277,5	232	334	21,46	7,64	3,29	0,34	0,625*
Argila (g/Kg) ^(A)	197,00	140,00	54,00	344,00	95,90	48,47	1,33	0,28	0**
Argila (g/Kg) ^(S)	189,36	129,5	32	326	96,57	50,99	1,44	0,2	0**

As letras sobrescritas se referem às áreas de estudo, floresta ^(F), pastagem ^(P), arroz ^(A) e soja ^(S). Potencial de hidrogênio (pH), unidade de medida (cmolc dm⁻³) para acidez potencial (H+Al), alumínio (Al), cálcio (Ca), magnésio (Mg), unidade de medida (mg dm⁻³) para fósforo (P), potássio (K), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn) e zinco (Zn) unidade de medida (mg dm⁻³), unidade de medida em porcentagem para saturação por bases (V), saturação por alumínio (m), unidade de medida g/kg para matéria orgânica (M.O.), argila, silte e areia. Mínimo (mín.), máximo (máx.), Teste de probabilidade de Shapiro Wilk 5% de significância (Pr<W), (*) significativo, (**) não significativo.

“TABELA continuação”

Variável	Valores				Coeficientes				
	Média	Mediana	Mín.	Máx.	Desvio Padrão	Varição	Curtose	Assimetria	Pr<W
Silte (g/Kg) ^(F)	25,7	20,5	1	80	20,45	79,6	3,21	0,86	0,017**
Silte (g/Kg) ^(P)	32,8	31,5	3	72	16,74	51,04	2,63	0,24	0,917*
Silte (g/Kg) ^(A)	33,16	33,12	5,00	66,00	41,26	42,32	2,90	-0,05	0,899*
Silte (g/Kg) ^(S)	33,06	36	0	63	16,29	49,29	2,18	-0,2	0,617*
Areia (g/Kg) ^(F)	849,53	850	819	881	13,49	1,58	3,28	0,13	0,83*
Areia (g/Kg) ^(P)	687,7	687,5	648	738	21,94	3,19	2,65	0,14	0,897*
Areia (g/Kg) ^(A)	767,23	813,50	618,00	870,00	91,25	11,89	1,40	-0,34	0**
Areia (g/Kg) ^(S)	777,66	830	623	943	92,89	11,94	1,6	-0,21	0,002**

As letras sobrescritas se referem às áreas de estudo, floresta ^(F), pastagem ^(P), arroz ^(A) e soja ^(S). Potencial de hidrogênio (pH), unidade de medida (cmolc dm⁻³) para acidez potencial (H+Al), alumínio (Al), cálcio (Ca), magnésio (Mg), unidade de medida (mg dm⁻³) para fósforo (P), potássio (K), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn) e zinco (Zn) unidade de medida (mg dm⁻³), unidade de medida em porcentagem para saturação por bases (V), saturação por alumínio (m), unidade de medida g/kg para matéria orgânica (M.O.), argila, silte e areia. Mínimo (mín.), máximo (máx.), Teste de probabilidade de Shapiro Wilk 5% de significância (Pr<W), (*) significativo, (**) não significativo.

Análise de componentes principais

A PCA 1 explica 48,6% das variâncias enquanto a PCA 2 explica 14,7% (Figura suplementar 1), logo, 63,3% de variâncias podem ser explicadas pelas componentes principais. As variáveis positivamente correlacionadas estão agrupadas e as variáveis negativamente correlacionadas estão posicionadas em lados opostos da origem do gráfico (Figura suplementar 2).

A distância entre as variáveis mostra que os atributos estão bem representados no mapa de fatores, exceto a Silte que está posicionada muito próxima da origem (Figura 5). As maiores contribuições da PCA 1 são de Ca, V, pH, K e Zn. Inversamente proporcional a estas variáveis estão m, P e Areia. Na PCA 2 as variáveis com maior contribuição foram Al, H+Al, Fe, M.O. e inversamente proporcional Argila, Mg, Cu, Mn e Silte. As áreas com uso e ocupação do solo distintos estão posicionadas em quadrantes opostos, mostrando a variabilidade entre as áreas de acordo com a cultura e manejo.

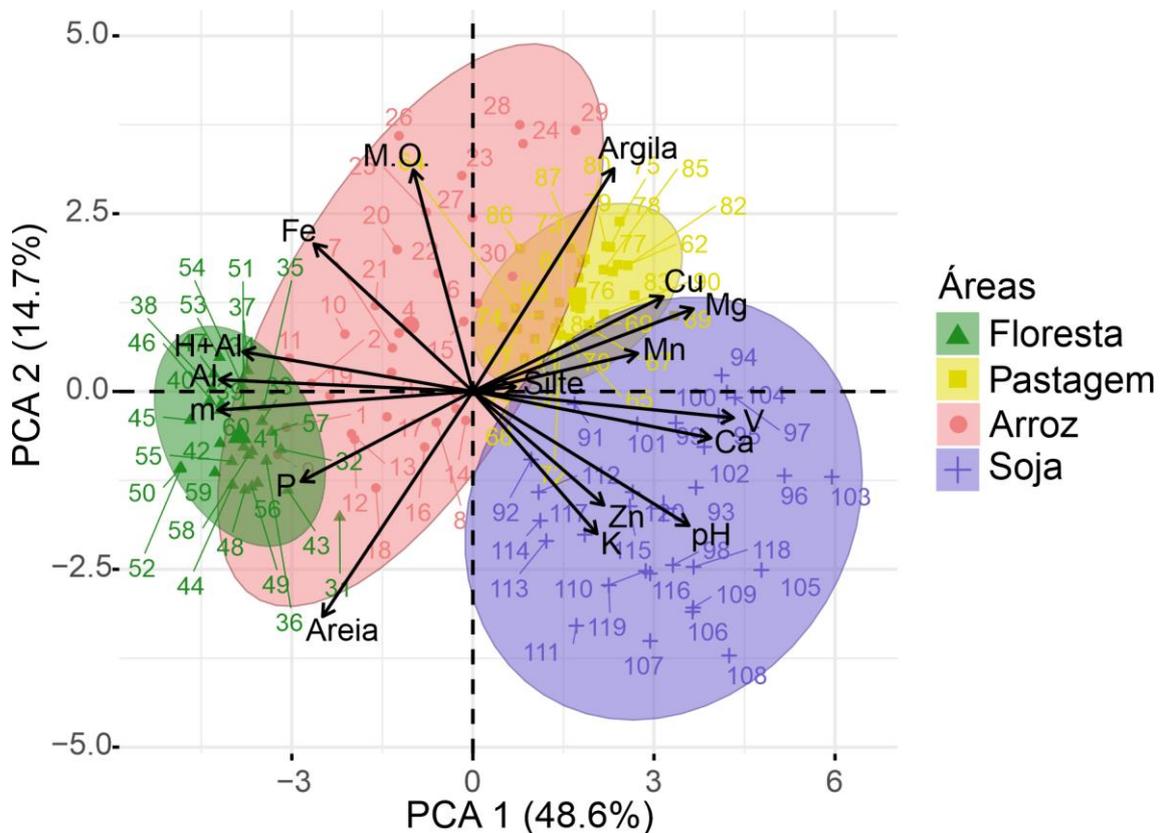


Figura 5. Análise PCA de acordo com o manejo das áreas de estudo.

Análise de cluster

A Figura 6 mostra a o agrupamento entre as áreas de pastagem e área com cultivo convencional de arroz, essa similaridade se deve muito provavelmente ao manejo das áreas, visto que a área com plantio de arroz possuía pastagem degradada antes da implantação da cultura. A área com plantio direto de soja encontra-se em um agrupamento isolado por se tratar de uma área onde foram realizadas aplicações de corretivos agrícolas a mais tempo. A área de floresta nativa também se encontra isolada, devido a sua heterogeneidade.

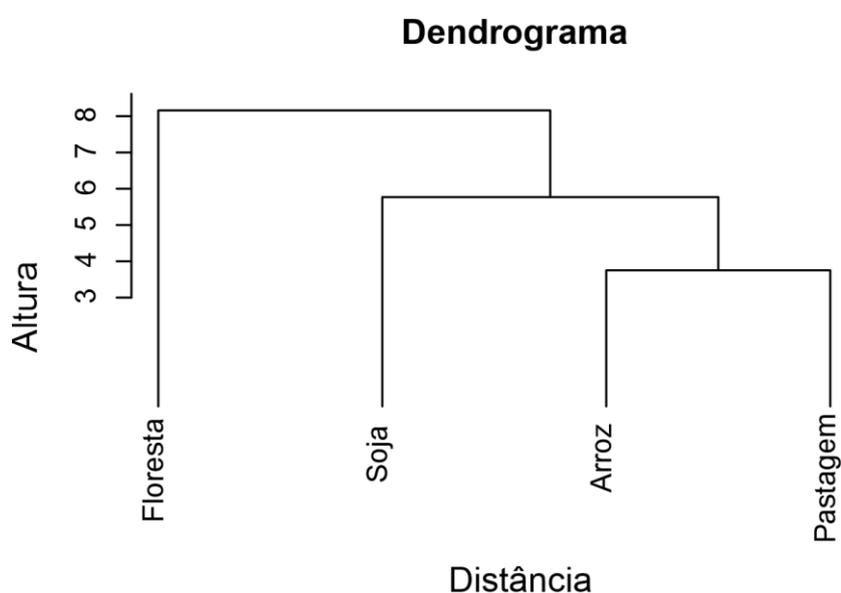


Figura 6. Análise de agrupamento das áreas de estudo.

Análise Variográfica dos atributos

Os semivariogramas foram elaborados de acordo com o manejo da área. Na Tabela 2 encontram-se os dados referentes à dependência espacial encontrada para cada variável analisada. O pH, Ca, Fe, Mn, M.O. e areia apresentaram dependência espacial forte em todas as áreas. O H+Al, Al, Mg, P, K, Cu, Zn, V, m, Argila e Silte apresentaram dependência variando entre moderada a forte. Na área de floresta, a grande maioria dos atributos teve melhor ajuste para o modelo gaussiano. Os melhores ajustes de acordo com os valores

de r^2 foram encontrados para as variáveis P (0,983) e V (0,954). A variável K obteve melhor ajuste para o modelo esférico, corroborando com o resultado encontrado por (AQUINO *et al.*, 2014) no estudo em dois tipos de área, floresta nativa e de pastagem.

Os semivariogramas das variáveis Al, Ca e Mg da área de arroz tiveram melhor ajuste para o modelo esférico e o mesmo resultado foi encontrado em outros trabalhos (BOTTEGA *et al.*, 2013; DA SILVA *et al.*, 2017). Os melhores ajustes da pastagem foram do Mg (0,992) e V (0,907) com modelo exponencial, e modelo esférico para pH (0,991), H+Al (0,948), M.O. (0,932) e P (0,666) como encontrado por Aquino *et al.*, (2014). Já na área com lavoura de soja os modelos de semivariogramas gaussiano obtiveram melhor ajuste com valores de 0,987 (Argila) e 0,964 (Zn).

Outro ponto a ser considerado é o valor de alcance da dependência espacial, pois mostra a distância máxima da correlação espacial do atributo, delimitando a extensão da correlação espacial entre as amostras (DALCHIAVON *et al.*, 2011). A variável Al e pH obteve maior alcance na floresta com valores de 2132 e 1017 metros respectivamente. O alcance das variáveis m (1532 m.) e Cu (852 m.) foram os maiores na área de pastagem. No cultivo de arroz O H+Al apresentou alcance de 1512 m. e Cu 930 metros. Na área com soja o K obteve alcance de 1575 m. e H+Al atingiu 504 m.

Tabela 2. Parâmetros dos semivariogramas simples para as variáveis da floresta, pastagem, lavoura de arroz e soja.

Variável	Modelo	C ₀	C ₀ +C	A	r ²	SQR	ADE	Classe
pH ^(F)	gaus	0,0145	0,1441	1017,926	0,916	0	89,9	Forte
pH ^(P)	esf	0,002	0,022	60,6	0,644	0	99,1	Forte
pH ^(A)	gaus	0,0053	0,0375	282,3243	0,994	0	85,9	Forte
pH ^(S)	gaus	0,0047	0,0419	143,7602	0,470	0	88,8	Forte
H+Al ^(F)	epp	-	-	-	-	-	-	-
H+Al ^(P)	esf	0,002	0,044	44,3	0,115	0	94,8	Forte
H+Al ^(A)	gaus	0,223	0,792	1512,08	0,938	0	70,6	Mod
H+Al ^(S)	exp	0,856	0,212	504	0,824	0	59,5	Mod
Al ^(F)	exp	0,0482	0,1779	2132,7	0,651	0	73,2	Mod
Al ^(P)	exp	0,003	0,03	33,6	0,013	0	87,4	Forte
Al ^(A)	esf	0,0001	0,044	265	0,527	0	99,8	Forte
Al ^(S)	-	-	-	-	-	-	-	-
Ca ^(F)	gaus	0	0,01	223,9542	0,927	0	91,2	Forte
Ca ^(P)	exp	0,013	0,098	58,2	0,247	0	86,0	Forte
Ca ^(A)	esf	0,0055	1	270	0,929	0	94,5	Forte
Ca ^(S)	exp	0,062	0,516	303	0,925	0	88,0	Forte
Mg ^(F)	epp	-	-	-	-	-	-	-
Mg ^(P)	exp	0,018	0,102	162,9	0,991	0	82,2	Forte
Mg ^(A)	esf	0,067	0,1754	268	0,842	0	96,2	Forte
Mg ^(S)	esf	0,047	0,143	439	0,741	0	67,1	Mod
P ^(F)	gaus	1,57	20,65	169,2214	0,983	3,4	92,4	Forte
P ^(P)	esf	2,26	6,759	152,9	0,927	0,44	66,6	Mod
P ^(A)	exp	64	482	363	0,492	10457	86,7	Forte
P ^(S)	esf	0,1	34,06	79	0	78.2	99,7	Forte

As letras sobrescritas se referem às áreas de estudo, floresta^(F), pastagem^(P), arroz^(A) e soja^(S). Efeito pepita (C₀), patamar (C₀+C), alcance (A), coeficiente de determinação (r²), soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e avaliador de dependência espacial (ADE), moderado (Mod). Potencial de hidrogênio (pH), acidez potencial (H+Al), alumínio (Al), cálcio (Ca), magnésio (Mg), fósforo (P), potássio (K), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn), zinco (Zn), saturação por bases (V), saturação por alumínio (m), matéria orgânica (M.O.). Modelo exponencial (Exp), Esférico (Esf.), Gaussiano (Gaus).

“TABELA Continuação”

Variável	Modelo	C ₀	C ₀ +C	A	r ²	SQR	ADE	Classe
K ^(F)	esf	0,03	0,617	50,8	0,029	0,0518	95,1	Forte
K ^(P)	epp	-	-	-	-	-	-	-
K ^(A)	epp	-	-	-	-	-	-	-
K ^(S)	exp	12,37	25,01	1575	0,742	8,44	50,5	Mod
Cu ^(F)	epp	-	-	-	-	-	-	-
Cu ^(P)	exp	0,0286	0,995	852,3	0,985	0	71,3	Mod
Cu ^(A)	gaus	0,0236	0,0804	980,3408	0,999	0	70,6	Mod
Cu ^(S)	gaus	0,0001	0,0437	200,9179	0,737	0	99,8	Forte
Fe ^(F)	esf	114	1594	39	0	113604	92,8	Forte
Fe ^(P)	esf	80	546,4	94,5	0,958	1511	85,4	Forte
Fe ^(A)	gaus	1	909	256,3435	0,93	9920	99,9	Forte
Fe ^(S)	esf	119	1524	115	0,625	816	92,2	Forte
Mn ^(F)	esf	8	210,6	54	0,331	723	96,2	Forte
Mn ^(P)	exp	2,8	158,4	20,7	0,002	400	98,2	Forte
Mn ^(A)	esf	6	213	238	0,747	682	97,2	Forte
Mn ^(S)	gaus	0,1	85,8	154,1525	0,614		99,9	Forte
Zn ^(F)	epp	-	-	-	-	-	-	-
Zn ^(P)	epp	-	-	-	-	-	-	-
Zn ^(A)	exp	0,55	1,85	6330	0,686	0,01	70,3	Mod
Zn ^(S)	gaus	1	1049	263,2717	0,964	23813	99,9	Forte
V ^(F)	gaus	1,06	7,129	439,9409	0,954	0,464	85,1	Forte
V ^(P)	exp	10,6	43,56	304,5	0,907	17,4	75,7	Forte
V ^(A)	exp	26,3	141,4	531	0,906	155	81,4	Forte
V ^(S)	exp	132,4	264,9	2394	0,349	2623	50,0	Mod

As letras sobrescritas se referem às áreas de estudo, floresta ^(F), pastagem ^(P), arroz ^(A) e soja ^(S). Efeito pepita (C₀), patamar (C₀+C), alcance (A), coeficiente de determinação (r²), soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e avaliador de dependência espacial (ADE), moderado (Mod). Potencial de hidrogênio (pH), acidez potencial (H+Al), alumínio (Al), cálcio (Ca), magnésio (Mg), fósforo (P), potássio (K), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn), zinco (Zn), saturação por bases (V), saturação por alumínio (m), matéria orgânica (M.O.). Modelo exponencial (Exp), Esférico (Esf.), Gaussiano (Gaus).

“TABELA Continuação”

Variável	Modelo	C ₀	C ₀ +C	A	r ²	SQR	ADE	Classe
m ^(F)	gaus	7,86	33,1	236,7716	0,917	32,6	76,3	Forte
m ^(P)	exp	52,4	209	1532,7	0,695	297	74,9	Mod
m ^(A)	esf	136,5	427,4	389	0,991	136	68,1	Mod
m ^(S)	-	-	-	-	-	-	-	-
M.O. ^(F)	epp	-	-	-	-	-	-	-
M.O. ^(P)	esf	0,61	8,94	75	0,694	3,02	93,2	Forte
M.O. ^(A)	gaus	17,1	23,37	263,2717	0,967	2,45	92,7	Forte
M.O. ^(S)	esf	0,01	3,543	79	0	0,98	99,7	Forte
Argila ^(F)	gaus	212	1234,9	398,8913	0,937	24420	82,8	Forte
Argila ^(P)	gaus	1	495,5	70,8409	0,782	12635	99,8	Forte
Argila ^(A)	esf	3830	14780	1340	0,976	364763	74,1	Mod
Argila ^(S)	gaus	2530	13730	531,739	0,987	864763	81,6	Forte
Silte ^(F)	gaus	257	1024,9	525,6774	0,923	24420	74,9	Mod
Silte ^(P)	exp	42,6	302,4	85,5	0,952	194	85,9	Forte
Silte ^(A)	epp	-	-	-	-	-	-	-
Silte ^(S)	gaus	167	644,9	1132,761	0,807	6344	74,1	Mod
Areia ^(F)	epp	-	-	-	-	-	-	-
Areia ^(P)	esf	1	559,7	128,2	0,607	56081	99,8	Forte
Areia ^(A)	exp	2410	1527	2049	0,86	2496488	84,2	Forte
Areia ^(S)	gaus	2590	11370	498,8306	0,954	1972412	77,2	Forte

As letras sobrescritas se referem às áreas de estudo, floresta ^(F), pastagem ^(P), arroz ^(A) e soja ^(S). Efeito pepita (C₀), patamar (C₀+C), alcance (A), coeficiente de determinação (r²), soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e avaliador de dependência espacial (ADE), moderado (Mod). Potencial de hidrogênio (pH), acidez potencial (H+Al), alumínio (Al), cálcio (Ca), magnésio (Mg), fósforo (P), potássio (K), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn), zinco (Zn), saturação por bases (V), saturação por alumínio (m), matéria orgânica (M.O.). Modelo exponencial (Exp), Esférico (Esf.), Gaussiano (Gaus).

De acordo com os semivariogramas da floresta nativa (Figura 7) as variáveis H+Al, Cu, Zn, M.O. e Areia geraram efeito pepita puro. O mesmo ocorreu o semivariograma do zinco na pastagem (Figura 8) e com os atributos K e silte no cultivo de arroz (Figura 9). Essa variabilidade não explicada pode ser resultado de erros de medições ou microvariações não encontradas, considerando a distância de amostragem utilizada (CAMBARDELLA *et al.*, 1994; MACHADO *et al.*, 2007; PAZ; TABOADA; GÓMEZ, 1996). A área de plantio direto de soja foi a única a não apresentar esse comportamento (Figura 10).

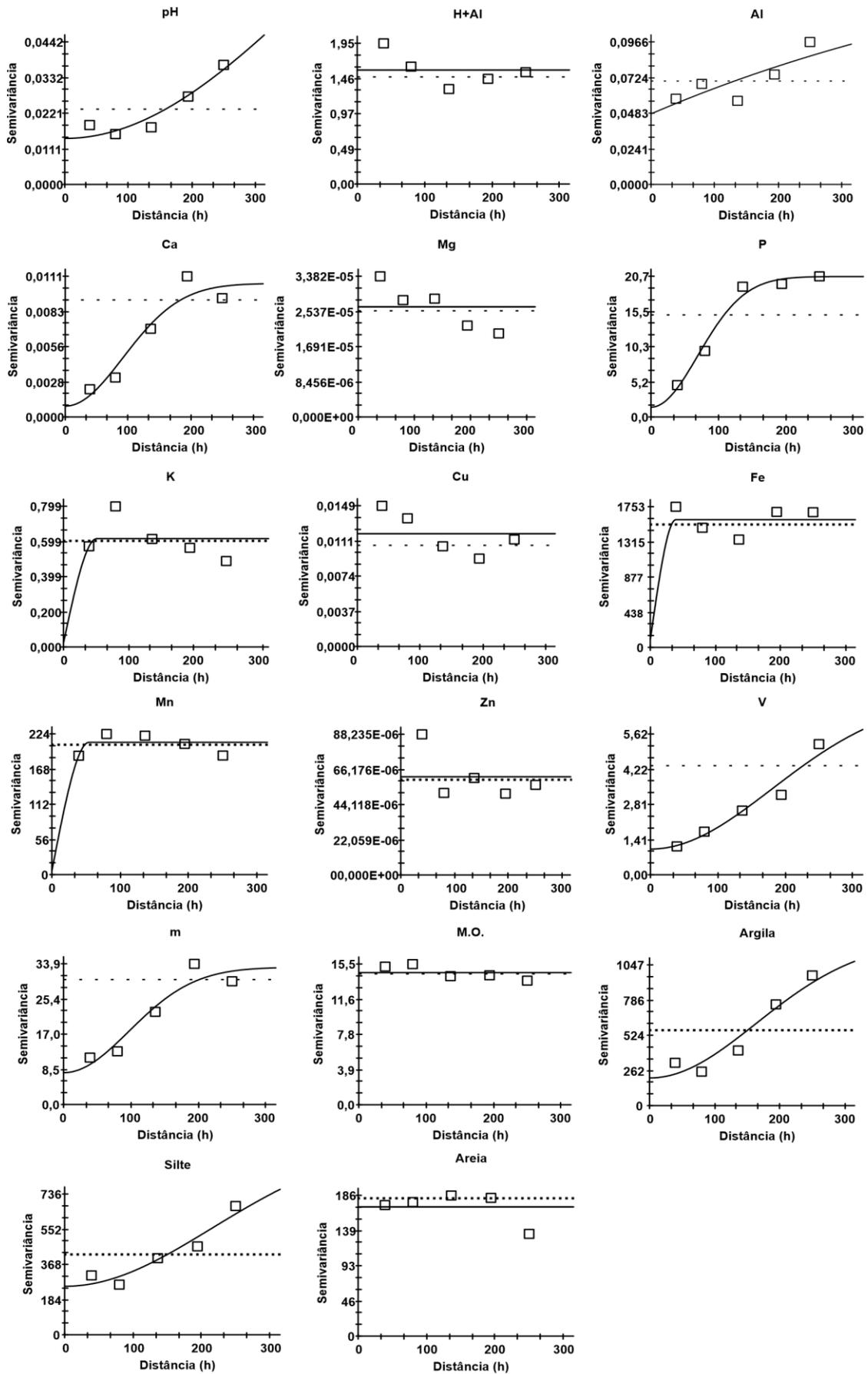


Figura 7. Semivariogramas simples das variáveis da floresta nativa.

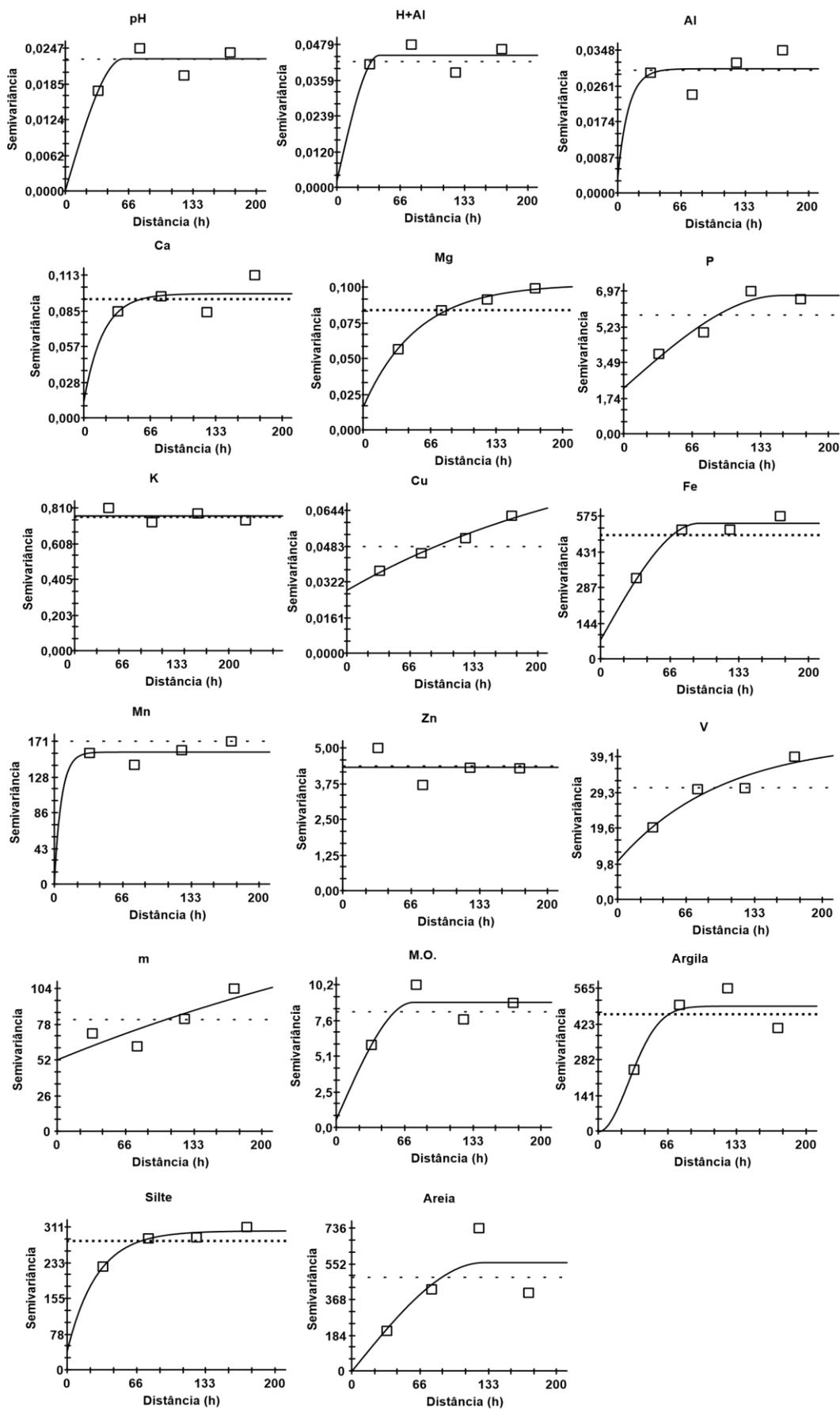


Figura 8. Semivariogramas simples das variáveis da pastagem.

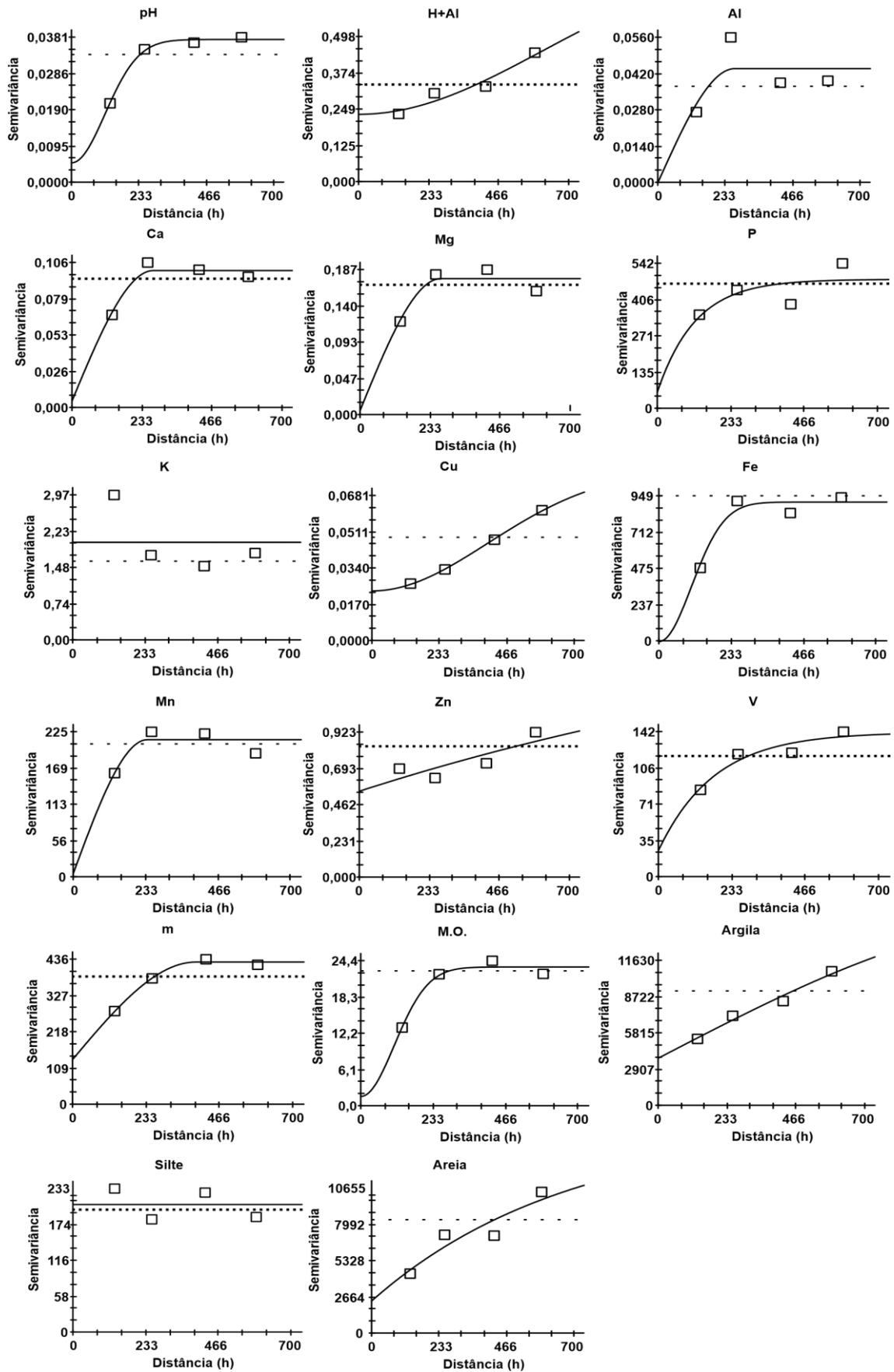


Figura 9. Semivariogramas simples das variáveis do plantio convencional de arroz.

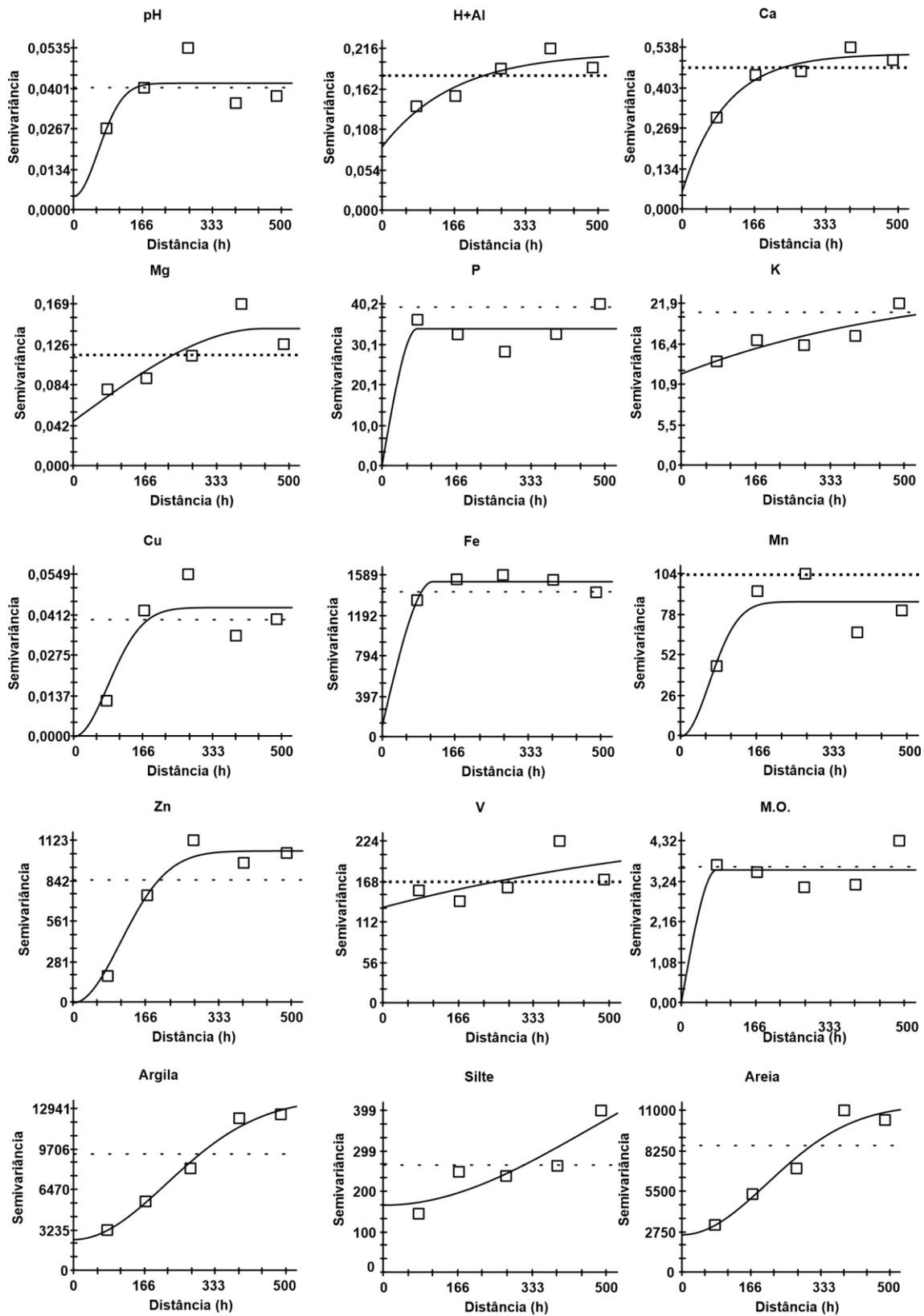


Figura 10. Semivariogramas simples das variáveis do plantio direto de soja.

Análise dos mapas de krigagem

De acordo com análise dos semivariogramas foi possível identificar dependência espacial de moderada a forte. Isto possibilitou a elaboração de mapas interpolados de krigagem através da validação cruzada de valores observados e valores preditos das variáveis, para análise da dispersão das características nutricionais e texturais das áreas de estudo (Material Suplementar 3).

Para análise da fertilidade foram consideradas a saturação por bases (V%), saturação por alumínio (m%) e grau de acidez (pH). O V% demonstra as condições de fertilidade do solo, os que apresentam $V >$ que 50% podem ser considerados solos com boa fertilidade (eutróficos), caso o $V <$ 50% os solos são considerados de baixa fertilidade (distróficos). No caso do m% quando o valor for maior ou igual a 50% os solos são considerados álicos, ou seja, solos de baixa fertilidade e alumínio alto (EMBRAPA, 2017).

Além disso, foi realizada a análise das porcentagens dos teores de argila, silte e areia, para determinar o tipo de textura utilizando o triângulo textural (KLEIN, 2014). A classificação é formada por três grupos: arenosos, francos e argilosos, pois, a classe textural a que pertence o solo causará variação na capacidade de retenção de água, aeração, taxa de drenagem, capacidade de armazenamento de nutrientes, dentre outros (BRADY; WEIL, 2013).

De acordo com o mapa de krigagem da floresta nativa (Figura 11) é possível verificar a variação do pH ao longo da área, com valores mais baixos (5,09) no sudoeste e valores mais elevados no resto do mapa (5,22 a 5,49). Os valores de V% variaram entre 1,19 a 7,28%, ou seja, são solos distróficos, com saturação por alumínio entre de 88,2% a 95,6% ao longo da área. Além disso, é possível visualizar como a relação entre a distribuição do cálcio afeta os valores de m%, onde há maior presença de cálcio o m% é menor.

A área de floresta nativa possui solo mais ácido como encontrado por Oliveira et al. (2021) em um estudo realizado em latossolos vermelhos distróficos localizados ao longo do Rio Teles Pires no município de Alta Floresta. Os valores elevados de H+Al, Al e conseqüentemente m% da área, sofrem influência da classe textural a que o solo pertence, por se tratar de um solo arenoso há elevado

grau de lixiviação dos nutrientes, tornando o solo mais ácido (JOHN *et al.*, 2021; LUIZAO *et al.*, 2004).

Além disso, os teores de Fe são constantes em toda área, com valores entre 252 a 254 mg dm⁻³. Solos arenosos apresentam naturalmente pouca presença de bases como Ca, Mg, e K, conseqüentemente há maior presença de óxidos de ferro e alumínio (SOUSA; LOBATO, 2004). As baixas concentrações de Ca, Mg e K na área de floresta nativa, são semelhantes aos dados encontrados em um estudo sobre a ciclagem de nutrientes da Amazônia Central (BAROCCO NETA; NISHIWAKI, 2018).

A área apresentou altas concentrações de P com variações entre 45,8 a 49 mg dm⁻³. Estes valores podem estar relacionados com a queima de biomassa na área onde as amostras foram coletadas, conseqüentemente o valor médio de M.O. (Tabela 1) foi inferior às médias da pastagem e cultivo convencional de arroz. Essa grande presença de P foi constatada em um estudo sobre a riqueza de fósforo em florestas tropicais da África, submetidas a regime de fogo (BAUTERS *et al.*, 2021).

A queima de biomassa pode ocorrer devido a sua relação com os fenômenos de ordem meteorológica, como o El Niño, que gerou períodos de seca nos anos de 1997, 2009 e 2015. O estado do Mato Grosso sofreu com uma maior incidência de incêndios florestais nesses períodos de seca extrema (DOS REIS *et al.*, 2021).

A Amazônia Legal sofreu com o aumento das queimadas e desmatamento das áreas para implantação de pastagens e cultivos nos últimos anos. Em 2015 a área queimada atingiu 158.542 km², essa queima emitiu 80 toneladas de carbono. Coincidentemente as áreas desmatadas cresceram em consonância com as queimadas (FERREIRA BARBOSA *et al.*, 2021). Mesmo que a floresta seja resistente a períodos de seca, os processos antropogênicos mais intensos como as queimadas e o desmatamento, afetam muito mais as características das florestas tropicais (KUKLA *et al.*, 2021).

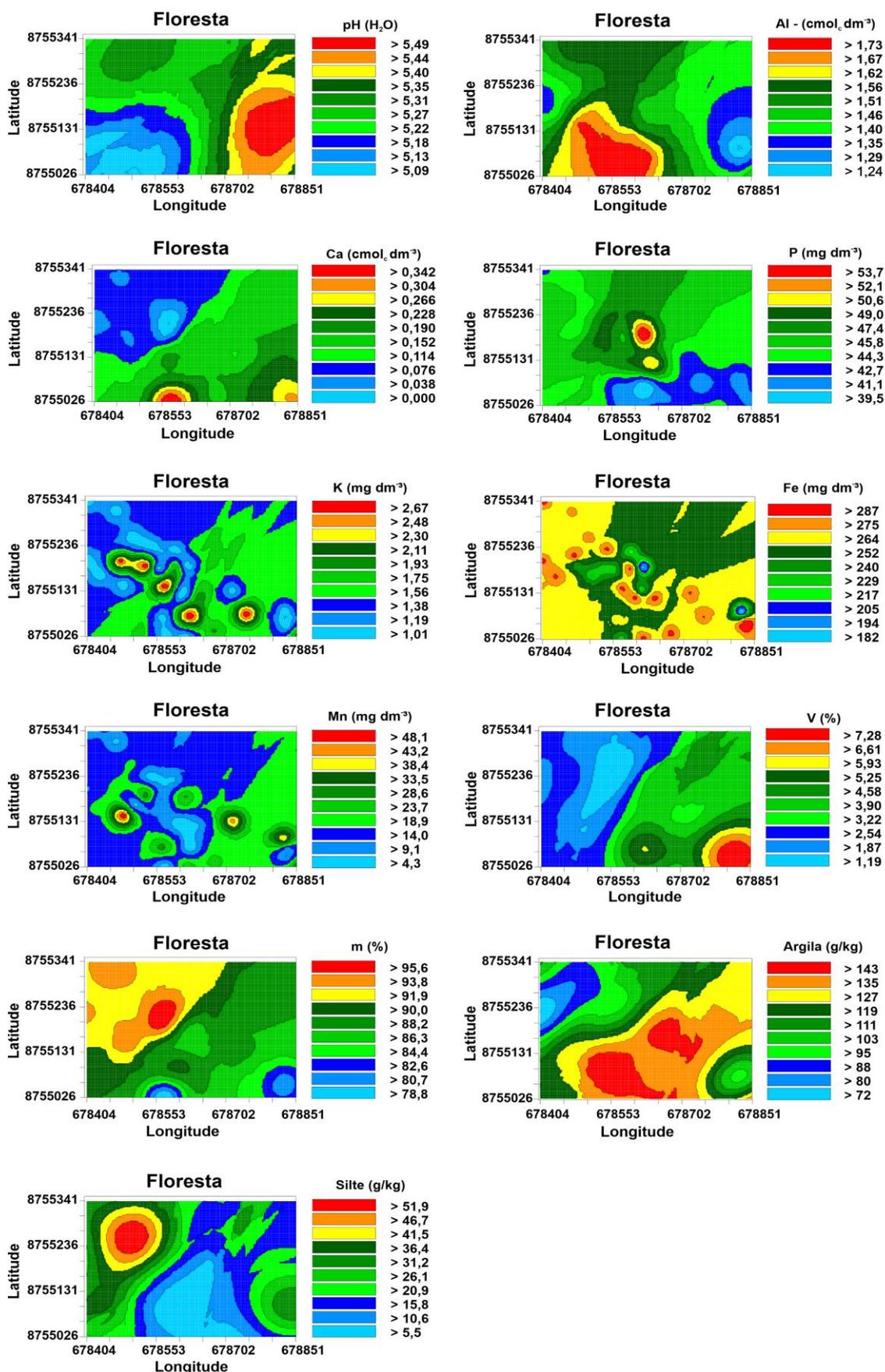


Figura 11. Mapas de krigagem da variabilidade espacial dos atributos do solo de floresta nativa.

A área de pastagem apresentou valores de pH variando pouco ao longo da área, com valores entre 5,42 a 6,04 (Figura 12). As variáveis H+Al, Al, Ca, Mg, Mn, Argila e Silte apresentaram valores médios ao longo de toda a área, além de demonstrarem pouca variabilidade espacial. Os valores de H+Al foram um pouco menores que os da floresta nativa, o que pode ser resultado da presença um pouco maior de Ca e Mg na área, onde possivelmente foi realizada calagem em algum momento, visto que latossolos são naturalmente pobres em Ca^{2+} , Mg^{2+} e K^+ (SOUSA; LOBATO, 2004).

Além disso, a saturação por bases foi de até 49% e m 18,6% mostrando maior fertilidade na área em comparação com a floresta nativa. Esses resultados mostram valores de qualidade do solo, semelhantes aos encontrados em estudo de latossolo vermelho amarelo sob pastagem extensiva no Pantanal matogrossense (RAMOS *et al.*, 2010).

O solo da área é do tipo franco arenoso e demonstrou comportamento semelhante do Fe, M.O. e areia ao longo da área. Os óxidos de ferro, alumínio e matéria orgânica tem grande importância nos processos de formação dos agregados do solo, pois, os óxidos estão presentes na superfície dos minerais formando pontes entre as partículas e se tornam o principal responsável por uma maior estabilidade de macroagregados em Latossolos (KITAGAWA; KITAGAWA, 1983; SIX *et al.*, 2004).

Todavia, é preciso considerar que a conversão de áreas de floresta amazônica são resultado da implantação de pastagens, tornando o Brasil líder mundial no desmatamento tropical, com uma média de 19,50Km²/ano de 1996 a 2005 (DE AREA LEÃO PEREIRA *et al.*, 2019). Esta conversão de floresta em pastagem e terras agrícolas liberou 0,7 a 1,4 Gt CO₂eq bilhões de toneladas de CO₂ equivalente por ano para a atmosfera (FEARNSIDE; LAURANCE, 2004).

Além disso, a conversão de áreas de floresta densa para pastagem e campos de cultivo pode ocasionar a perda de matéria orgânica do solo, o que diminui a disponibilidade de carbono nestas áreas. Além é claro da menor deposição de diversos nutrientes que seriam disponibilizados através da mineralização da matéria orgânica (MENEZES *et al.*, 2021).

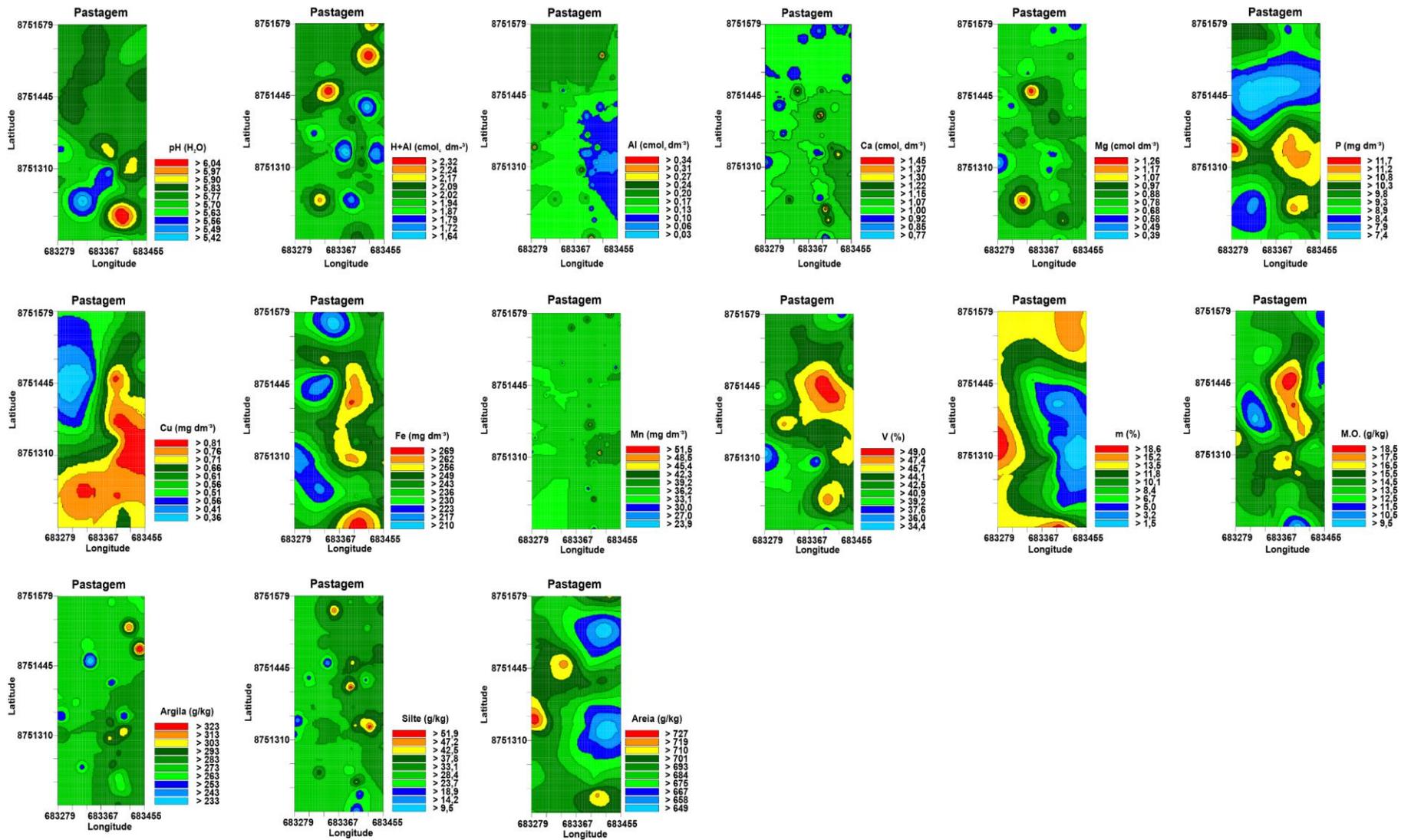


Figura 12. Mapas de krigagem da variabilidade espacial dos atributos do solo com pastagem.

O solo arenoso do plantio convencional de arroz apresentou pH com valores constantes, com variações entre 4,97 a 5,02 (Figura 13), ocorrendo grande variabilidade espacial das concentrações de H⁺, Al, Cu, Zn e m%. Além disso, os solos do local possuem boa fertilidade e baixa presença de Al, onde foram encontrados valores de saturação por alumínio de 33,7 a 47,7%, todavia, os solos da área são distróficos por apresentarem valores de V% com variações entre 21,7 a 31,6%.

O arroz de sequeiro é uma excelente opção para sistemas de produção de grãos e de renovação de pastagens, por ser uma cultura tolerante à condição de pH mais ácido. Mesmo assim, a realização de calagem aumenta o pH e disponibiliza Ca²⁺ e Mg²⁺, conseqüentemente gera maior assimilação dos macronutrientes e micronutrientes para a cultura, bem como maior produtividade e resistência (FERREIRA; SANTIAGO, 2012; FURTINI *et al.*, 2020; SOUSA; LOBATO, 2004).

O P apresentou pouca variabilidade espacial e grandes concentrações de acordo com a amostragem, oscilando entre 35,1 a 49,1 mg dm⁻³. Estes valores podem ser justificados pela adubação com NPK 10.40.00 realizada na área para a reposição dos nutrientes, visto que o fósforo possui baixa mobilidade e é incorporado ao solo através do plantio convencional, sua absorção é realizada pelas raízes, na solução do solo através de difusão (MARCOLAN, 2006). A variável Fe teve as maiores concentrações nesta área, com valores entre 244 a 269 mg dm⁻³. A matéria orgânica obteve valores constantes entre 17,3 a 19,6 g/Kg.

Os resultados mostram que ainda é preciso melhores práticas na aplicação de insumos, para atingir maiores resultados e gerar menor impacto. A cidade de Cláudia contabilizou uma área de 2500 hectares com cultivo de arroz (CONAB, 2021), sendo aproximadamente 118,57 hectares cultivados na área experimental. Com práticas de agricultura de precisão poderá haver maior produtividade e sustentabilidade da área. Diante de uma realidade intimamente ligada a crises climáticas constantes, o plantio de arroz utilizando práticas agrícolas conservacionistas pode obter resultados superiores em casos de estresse hídrico se comparados a agricultura convencional (HUSSON *et al.*, 2022).

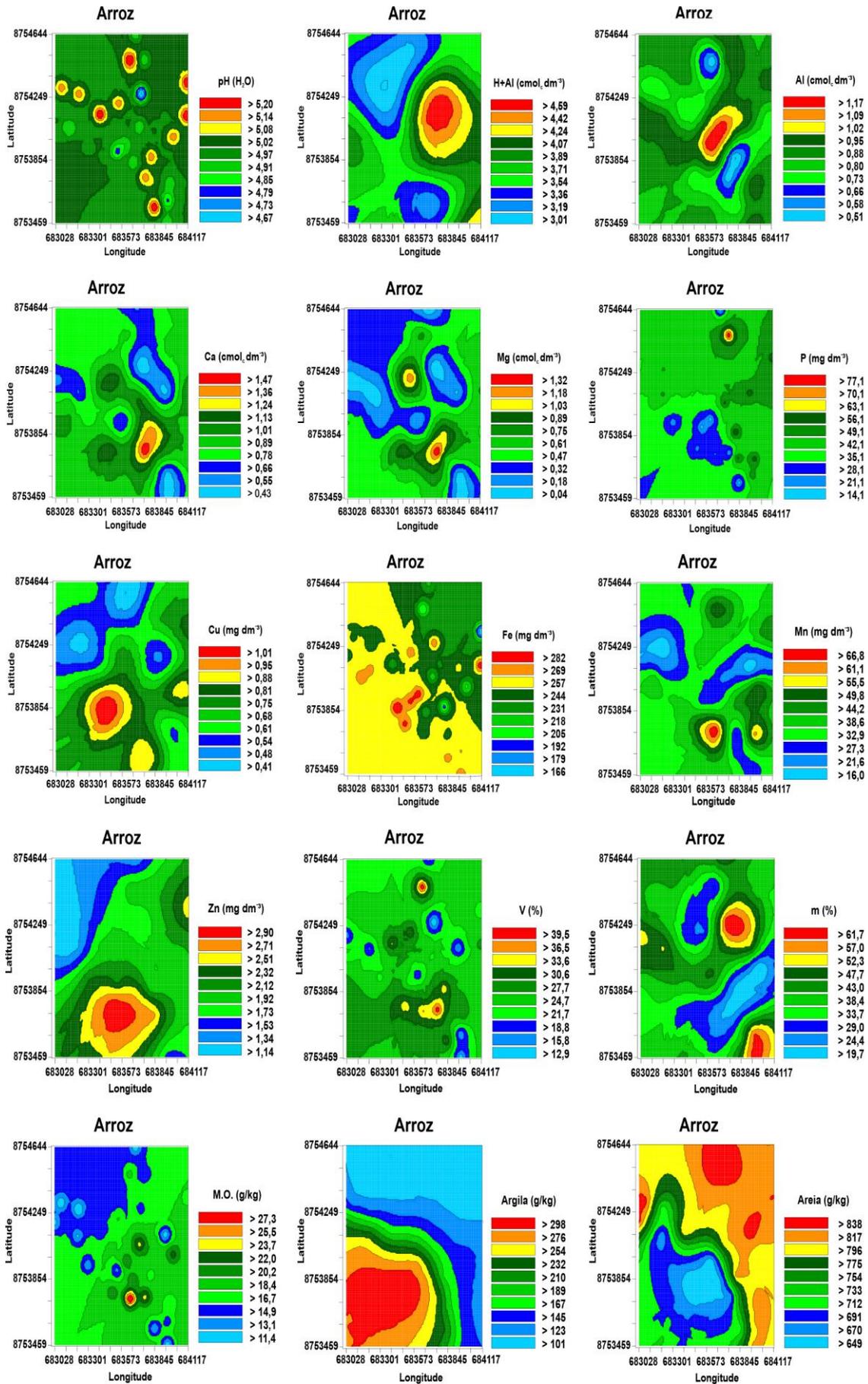


Figura 13. Mapas de krigagem da variabilidade espacial dos atributos do solo com plantio convencional de arroz.

A área com plantio direto de soja também possui solo arenoso, isso se deve muito provavelmente à proximidade das áreas ao Rio Teles Pires. O pH variou entre 6,33 a 6,52 (Figura 14), nessas mesmas regiões foram encontrados menores valores para H+Al e maiores quantidades de Ca e Mg (mg dm^{-3}). O calcário adicionado na superfície do solo no sistema de plantio direto aumenta o pH, os teores de cálcio e magnésio, e diminui os de alumínio trocável (RHEINHEIMER *et al.*, 2000).

A saturação por bases apresentou valores de até 68% e nulidade do m%, podendo ser considerados solos eutróficos com alta fertilidade e baixa presença de alumínio. O plantio direto melhora as características do solo devido à maior presença de matéria orgânica, que conseqüentemente controla a disponibilidade de alumínio (ABREU JR. *et al.*, 2003). Estes resultados também mostram a eficácia da aplicação de calcário realizada na área, sendo portanto, características ideais de acordo com as recomendações propostas pelo manual de correção de solos (SOUSA; LOBATO, 2004).

O sistema de rotação de culturas realizado no local é eficaz para preservar a fertilidade do solo e a eficiência dos sistemas de cultivo, para reduzir o uso de insumos graças à ausência de especialização de pragas e ervas daninhas e uma melhor exploração de nutrientes (GHALEY *et al.*, 2018).

A aplicação de NPK e KCl na área disponibiliza nutrientes para a cultura. No local foram encontradas concentrações de P variando entre 23,5 a 23,8 de mg dm^{-3} com pouca variabilidade espacial. K e Zn estão distribuídos ao longo da área com grande variabilidade. A variável Cu apresentou variação de 0,67 a 0,84 mg dm^{-3} em grande parte da área, assim como a variável Fe (178 a 211 mg dm^{-3}). O Mn teve pouca oscilação ao longo da área, com concentrações predominantes de 43,8 a 48,2.

Os resultados são melhores que o plantio convencional de arroz, mas ainda é necessário melhorias na aplicação de insumos agrícolas, para que não ocorram aplicações em excesso. O que irá maximizar a produtividade e a diminuir os custos, além é claro de ajudar a conter o desmatamento, que é impulsionado pelo cultivo da oleaginosa em larga escala (ARIMA *et al.*, 2011).

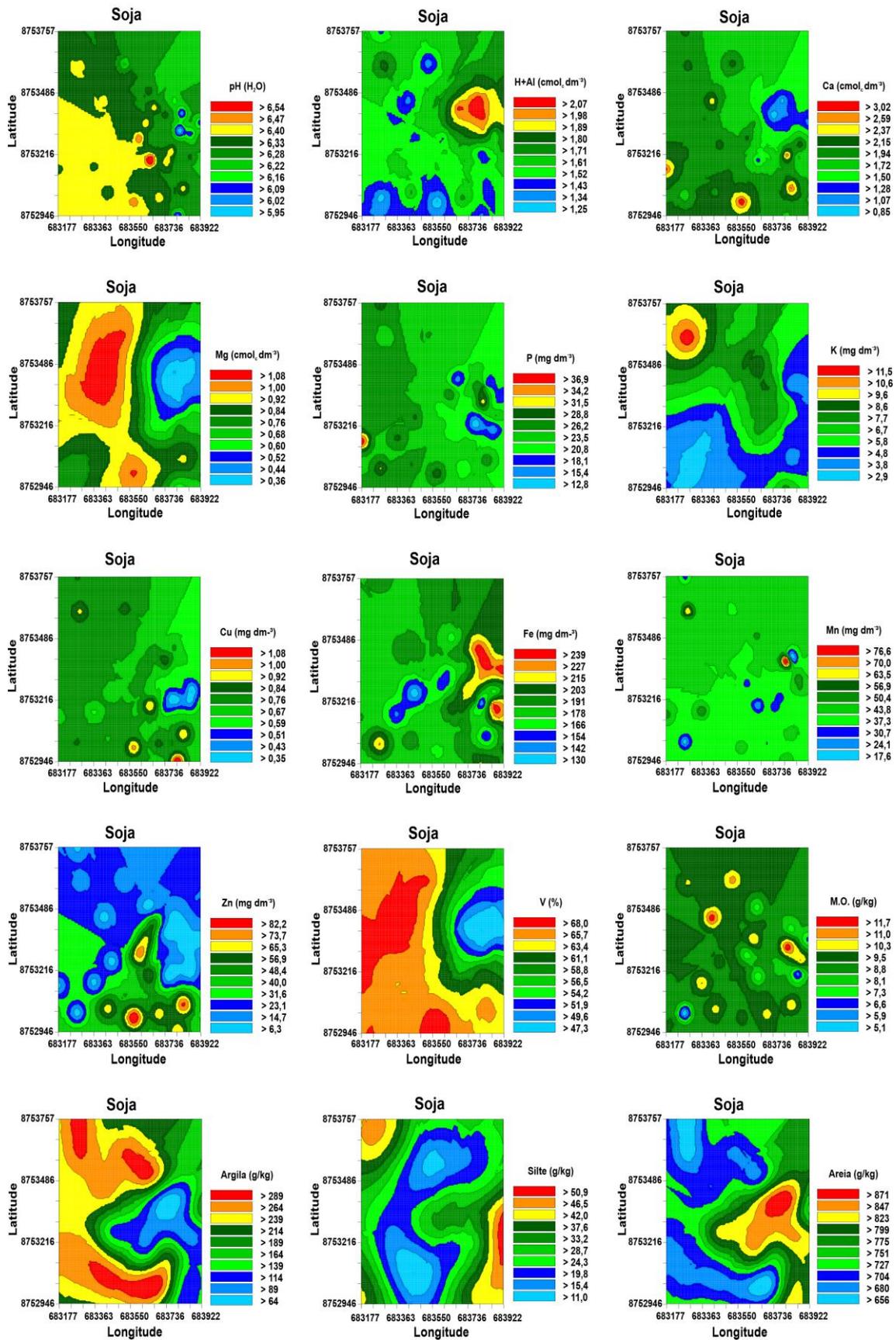


Figura 14. Mapas de krigagem da variabilidade espacial dos atributos do solo com plantio direto de soja.

Se considerarmos que o Brasil é o maior produtor mundial de soja e o Mato Grosso o estado brasileiro com a maior produção, sendo responsável por 35,947 milhões de toneladas, atingindo uma área de 10,294 milhões de hectares (CONAB, 2021), podemos visualizar a escala que práticas insustentáveis podem atingir. A soja tem evidente importância econômica, mas, é preciso considerar o impacto ambiental que causa na Amazônia. A ampliação das monoculturas está correlacionada com diversos problemas sociais e ambientais (MARTINELLI et al., 2017).

Como a perda de carbono, impacto na disponibilidade dos recursos hídricos e mudanças climáticas (FEARNSIDE, 2013; FLACH *et al.*, 2021). Todas essas forças impactarão a cadeia produtiva e de segurança alimentar, logo, a adoção de práticas sustentáveis para minimizar os impactos causados pelo avanço da fronteira agrícola é fundamental.

CONCLUSÕES

As análises se mostraram eficientes para avaliar a variabilidade espacial das características e atributos químicos do solo de acordo com o manejo das áreas. A variabilidade pode ser explicada principalmente pelos valores de pH, V, Ca, K e Zn, inversamente proporcional m, P e Areia. O solo da floresta nativa apresentou baixa fertilidade e o oposto ocorreu na área de plantio direto de soja. Já as áreas com plantio convencional de arroz e pastagem apresentaram maior similaridade.

De acordo com a análise dos semivariogramas as variáveis pH, Ca, Fe, Mn, M.O. e Areia apresentaram dependência espacial forte em todas as áreas estudadas. O H+Al, Al, Mg, P, K, Cu, Zn, V, m, Argila e Silte apresentaram dependência variando entre moderada a forte, gerando mapas de krigagem confiáveis para visualizar a dispersão das variáveis ao longo da área.

O monitoramento contínuo, avaliação e mapeamento da variabilidade espacial é uma estratégia eficaz para operações agrícolas precisas que visam mitigar impactos gerados pelo uso excessivo de produtos agrícolas que podem afetar negativamente as características físicas, químicas e microbiológicas do solo.

Referências Bibliográficas

ABDEL RAHMAN, M. A. E.; ZAKARYA, Y. M.; METWALY, M. M.; KOUBOURIS, G. Deciphering soil spatial variability through geostatistics and interpolation techniques. **Sustainability (Switzerland)**, v. 13, n. 1, p. 1–13, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/su13010194>.

ABREU JR., C. H.; MURAOKA, T.; LAVORANTE, A. F. Relationship between acidity and chemical properties of brazilian soils. **Scientia Agricola**, v. 60, n. 2, p. 337–343, 2003. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/s0103-90162003000200019>.

ABZALOV, M. Introduction to geostatistics. **Modern Approaches in Solid Earth Sciences**, v. 12, p. 233–237, 2016. https://doi.org/10.1007/978-3-319-39264-6_17.

ANDERSON, A. da S. G.; MARCOS, R. N.; CARLOS, A. da S. J.; EVERSON, C.; LUIS, G. T. C.; GUILHERME, F. C. S.; ALINE, de C. G. Spatial distribution of soil chemicals attributes in sugar cane crop area. **African Journal of Agricultural Research**, v. 11, n. 48, p. 4886–4893, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.5897/ajar2016.11829>.

AQUINO, R. E. de; MARQUES JÚNIOR, J.; CAMPOS, M. C. C.; OLIVEIRA, I. A. de; SIQUEIRA, D. S. Distribuição espacial de atributos químicos do solo em área de pastagem e floresta. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 44, n. 1, p. 32–41, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/s1983-40632014000100001>.

ARIMA, E. Y.; RICHARDS, P.; WALKER, R.; CALDAS, M. M. Statistical confirmation of indirect land use change in the Brazilian Amazon. **Environmental Research Letters**, v. 6, 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.1088/1748-9326/6/2/024010>.

BAROCCO NETA, E. da F.; NISHIWAKI, E. Variações sazonais na ciclagem de nutrientes em uma floresta da Amazônia central. **Brazilian Applied Science Review**, v. 2, n. 5, p. 1747–1759, 2018. .

BARONA, E.; RAMANKUTTY, N.; HYMAN, G.; COOMES, O. T. The role of pasture and soybean in deforestation of the Brazilian Amazon. **Environmental Research Letters**, v. 5, n. 2, 2010. <https://doi.org/10.1088/1748-9326/5/2/024002>.

BAUTERS, M.; DRAKE, T. W.; WAGNER, S.; BAUMGARTNER, S.; MAKELELE, I. A.; BODÉ, S.; VERHEYEN, K.; VERBEECK, H.; EWANGO, C.; CIZUNGU, L.; VAN OOST, K.; BOECKX, P. Fire-derived phosphorus fertilization of African tropical forests. **Nature Communications**, v. 12, n. 1, p. 1–8, 2021. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1038/s41467-021-25428-3>.

BOTTEGA, E. L.; DE QUEIROZ, D. M.; PINTO, F. de A. de C.; DE SOUZA, C. M. A. Spatial variability of soil attributes in no a no-tillage system with crop rotation in the brazilian savannah. **Revista Ciencia Agronomica**, v. 44, n. 1, p. 1–9,

2013. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/s1806-66902013000100001>.

BRADY, N.C.; WEIL, R.R. **Elementos da natureza e propriedades dos solos**. 3ª Ed. Porto Alegre: Bookman, p. 111, 2013.

BÜNEMANN, E. K.; BONGIORNO, G.; BAI, Z.; CREAMER, R. E.; DE DEYN, G.; DE GOEDE, R.; FLESKENS, L.; GEISSEN, V.; KUYPER, T. W.; MÄDER, P.; PULLEMAN, M.; SUKKELE, W.; VAN GROENIGEN, J. W.; BRUSSAARD, L. Soil quality – A critical review. **Soil Biology and Biochemistry**, v. 120, n. Janeiro, p. 105–125, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.soilbio.2018.01.030>.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-Scale Variability of Soil Properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, v. 58, n. 5, p. 1501–1511, 1994. Disponível em: <https://doi.org/10.2136/sssaj1994.03615995005800050033x>.

CARNEIRO, J. S. da S.; SANTOS, A. C. M.; FIDELIS, R. R.; SILVA NETO, S. P. da S.; SANTOS, A. C.; SILVA, R. R. Diagnóstico e manejo da variabilidade espacial da fertilidade do solo no cerrado do Piauí. **Revista de Ciências Agroambientais**, v. 14, n. 2, p. 11–21, 2016.

CARRETTA, L.; TAROLLI, P.; CARDINALI, A.; NASTA, P.; ROMANO, N.; MASIN, R. Evaluation of runoff and soil erosion under conventional tillage and no-till management: A case study in northeast Italy. **Catena**, v. 197, n. Setembro 2020, p. 104972, 2021. DOI 10.1016/j.catena.2020.104972. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.catena.2020.104972>.

CASTRO, N. R.; SPOLADOR, H. F. S.; GASQUES, J. G. Valor da produção, produtividade e uso dos insumos na agricultura – uma análise descritiva para alguns estados brasileiros. **Perspectiva Econômica**, v. 13, n. 1, p. 1–23, 2017. <https://doi.org/10.4013/pe.2017.131.01>.

CLARK, I. **Practical geostatistics**. London: Applied Science Publishers, 129p, 1979.

COBLINSKI, J. A.; VASCONCELLOS INDA, A.; DEMATTÊ, J. A. M.; DOTTO, A. C.; GHOLIZADEH, A.; GIASSON, E. Identification of minerals in subtropical soils with different textural classes by VIS-NIR-SWIR reflectance spectroscopy. **Catena**, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.catena.2021.105334>.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Acompanhamento da Safra Brasileira**. Grãos - SAFRA 2020/21. v. 8, n. 8. Oitavo levantamento de grãos MAIO DE 2021. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/monitoramento-agricola> Acesso em: 12 de jan. de 2022.

CRUZ, C. D.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa, Editora UFV. p. 585 p, 2003.

CRUZ, C.D.; REGAZZI, A. J; CARNEIRO, P C. S.; **Modelos biométricos**

aplicados ao melhoramento genético. 3.ed. Viçosa: UFV, p. 480, 2004.

DA SILVA, J. M.; DA SILVA, L. F.; DA SILVA SOBRINHO, D. R.; DA SILVA, J. P. F. VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS EM UM LATOSSOLO VERMELHO AMARELO SOB CULTIVO COM GOIABA (*Psidium guajava* L.). **Energia Na Agricultura**, v. 32, n. 1, p. 96, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.17224/energagric.2017v32n1p96-103>.

DALCHIAVON, F. C.; DE PASSOS E CARVALHO, M.; NOGUEIRA, D. C.; ROMANO, D.; ABRANTES, F. L.; DE ASSIS, J. T.; DE OLIVEIRA, M. S. Produtividade da soja e resistência mecânica à penetração do solo sob sistema plantio direto no cerrado Brasileiro. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 41, n. 1, p. 8–19, 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.5216/pat.v41i1.8351>.

DE AREA LEÃO PEREIRA, E. J.; SILVEIRA FERREIRA, P. J.; DE SANTANA RIBEIRO, L. C.; SABADINI CARVALHO, T.; DE BARROS PEREIRA, H. B. Policy in Brazil (2016–2019) threaten conservation of the Amazon rainforest. **Environmental Science and Policy**, v. 100, n. June, p. 8–12, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2019.06.001>.

DOS REIS, M.; GRAÇA, P. M. L. de A.; YANAI, A. M.; RAMOS, C. J. P.; FEARNside, P. M. Forest fires and deforestation in the central Amazon: Effects of landscape and climate on spatial and temporal dynamics. **Journal of Environmental Management**, v. 288, n. October 2020, p. 112310, 2021. DOI 10.1016/j.jenvman.2021.112310. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.112310>.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Cátions trocáveis (Parte II - Análises Químicas)**. [S. l.: s. n.], 2017. Disponível em: <https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/194786/1/Pt-5-Cap-1-Micromorfologia-do-solo.pdf>.

Everitt, B.S.; Dunn, G. **Advanced methods of data exploration and modelling** London: Heinemann, 1983.

FEARNside, P. M. The evolving context of Brazil ' s environmental policies in Amazonia A evolução do contexto das políticas ambientais brasileiras na. , p. 9–25, 2013.

FEARNside, P. M.; LAURANCE, W. F. Tropical deforestation and greenhouse-gas emissions. **Ecological Applications**, v. 14, n. 4, p. 982–986, 2004. Disponível em: <https://doi.org/10.1890/03-5225>.

FERREIRA, C. M.; SANTIAGO, C. M. Informações Técnicas Sobre o Arroz de Terras Altas: Estados de Mato Grosso e Rondônia - Safras 2010/2011 e 2011/2012. Santo Antônio de Goiás, **Embrapa Arroz e Feijão: Comunicado Técnico**, v. 1, p. 112, 2012.

FLACH, R.; ABRAHÃO, G.; BRYANT, B.; SCARABELLO, M.; SOTERRONI, A. C.; RAMOS, F. M.; VALIN, H.; OBERSTEINER, M.; COHN, A. S. Conserving the

Cerrado and Amazon biomes of Brazil protects the soy economy from damaging warming. **World Development**, v. 146, p. 105582, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105582>

FURTINI, I. V.; CASTRO, A. P. De; LACERDA, M. C.; BRESEGHELLO, F.; FRAGOSO, D. D. B.; COLOMBARI FILHO, J. M.; CORDEIRO, A. C. C.; GERVINI, N. R. S. BRS A502: cultivar de arroz de terras altas com resistência ao acamamento e grãos de excelente qualidade industrial e culinária. **Embrapa Arroz e Feijão: Comunicado Técnico**, p. 13, 2020.

GUERREIRO DINIZ, C.; ANTONIO, A.; SOUZA, A.; SANTOS, C.; DIAS, M. C.; CAVALCANTE DA LUZ, N.; RAFAEL VIDAL DE MORAES, D.; SANT', J.; MAIA, A.; GOMES, A. R.; DA, I.; NARVAES, S.; VALERIANO, D. M.; MAURANO, L. E. P.; ADAMI, M. DETER-B: The New Amazon Near Real-Time Deforestation Detection System. **IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing**, v. 8, n. 7, 2015.. Disponível em: <http://doi.org/10.1109/JSTARS.2015.2437075>.

GEIGER, R. **Classificação climática de Köppen- Geiger**, p. 1–7, 1936.

GHALEY, B. B.; RUSU, T.; SANDÉN, T.; SPIEGEL, H.; MENTA, C.; VISIOLI, G.; O'SULLIVAN, L.; GATTIN, I. T.; DELGADO, A.; LIEBIG, M. A.; VREBOS, D.; SZEGI, T.; MICHÉLI, E.; CACOVEAN, H.; HENRIKSEN, C. B. Assessment of benefits of conservation agriculture on soil functions in arable production systems in Europe. **Sustainability (Switzerland)**, v. 10, n. 3, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/su10030794>.

GIBBS, H. K.; RUESCH, A. S.; ACHARD, F.; CLAYTON, M. K.; HOLMGREN, P.; RAMANKUTTY, N.; FOLEY, J. A. Tropical forests were the primary sources of new agricultural land in the 1980s and 1990s. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**, v. 107, n. 38, p. 16732–16737, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1073/pnas.0910275107>.

GS+: **Geostatistics for environmental sciences**. 7. ed. Michigan, Plainwell: Gamma Desing Software, p. 159, 2004.

HE, H. ming; LIU, L. na; MUNIR, S.; BASHIR, N. H.; WANG, Y.; YANG, J.; LI, C. yun. Crop diversity and pest management in sustainable agriculture. **Journal of Integrative Agriculture**, v. 18, n. 9, p. 1945–1952, 2019. Disponível em: [http://dx.doi.org/10.1016/S2095-3119\(19\)62689-4](http://dx.doi.org/10.1016/S2095-3119(19)62689-4).

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Levantamento Sistemático da Produção Agrícola - novembro de 2021**. Disponível em: <http://sidra.ibge.gov.br>. Acesso em 09 de jan. de 2022.

HE, H. ming; LIU, L. na; MUNIR, S.; BASHIR, N. H.; WANG, Y.; YANG, J.; LI, C. yun. Crop diversity and pest management in sustainable agriculture. **Journal of Integrative Agriculture**, v. 18, n. 9, p. 1945–1952, 2019. Disponível em: [http://dx.doi.org/10.1016/S2095-3119\(19\)62689-4](http://dx.doi.org/10.1016/S2095-3119(19)62689-4).

INPE - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. Projeto PRODES: **Monitoramento da Floresta Amazônica Brasileira por satélite**. <http://www.obt.inpe.br/OBT/assuntos/programas/amazonia/prodes>. Acesso em 10 de jan. de 2022.

JOHN, K.; AFU, S. M.; ISONG, I. A.; AKI, E. E.; KEBONYE, N. M.; AYITO, E. O.; CHAPMAN, P. A.; EYONG, M. O.; PENÍŽEK, V. Mapping soil properties with soil-environmental covariates using geostatistics and multivariate statistics. **International Journal of Environmental Science and Technology**, v. 18, n. 11, p. 3327–3342, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s13762-020-03089-x>.

JOURNEL, A.G. & HUJIBREGTS, C.J. **Mining Geoestatics**. 1ª ed. London, Academic Press, p. 600, 1978.

KASSAMBARA, A.; MUNDT, F. Package ‘factoextra’: Extract and visualize the results of multivariate data analyses. **CRAN- R Package**, p. 84, 2020. Disponível em: <https://cran.r-project.org/package=factoextra>.

KITAGAWA, Y.; KITAGAWA, Y. Goethite and hematite in some soils from the amazon region. **Soil Science and Plant Nutrition**, v. 29, n. 2, p. 209–217, 1983. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/00380768.1983.10432421>.

KLEIN, V. A. **Física do solo**. 3ª Ed. Passo Fundo: UPF Editora, 2014.

KUKLA, T.; AHLSTRÖM, A.; MAEZUMI, S. Y.; CHEVALIER, M.; LU, Z.; WINNICK, M. J.; CHAMBERLAIN, C. P. The resilience of Amazon tree cover to past and present drying. **Global and Planetary Change**, v. 202, n. May, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.gloplacha.2021.103520>.

LAL, R. Restoring Soil Quality to Mitigate Soil Degradation. **Sustainability**, p. 5875–5895, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/su7055875>.

LANDIM, J. S. P.; DA SILVA, Y. J. A. B.; DO NASCIMENTO, C. W. A.; DA SILVA, Y. J. A. B.; NASCIMENTO, R. C.; BOECHAT, C. L.; SILVA, C. M. C. A. C.; DE OLINDA, R. A.; BARBOSA, R. S.; DOS SANTOS SILVA, T.; BIONDI, C. M.; COLLINS, A. L. Distribution of rare earth elements in soils of contrasting geological and pedological settings to support human health assessment and environmental policies. **Environmental Geochemistry and Health**, v. 0, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s10653-021-00993-0>.

LE MOUËL, C.; FORSLUND, A. How can we feed the world in 2050? A review of the responses from global scenario studies. **European Review of Agricultural Economics**, v. 44, n. 4, p. 541–591, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jbx006>.

LÊ, S.; JOSSE, J.; HUSSON, F. FactoMineR: An R Package for Multivariate Analysis. **Environment International**, v. 25, n. 1, p. 1–19, 2008.

LUIZAO, R. C. C.; LUIZAO, F. J.; PAIVA, R. Q.; MONTEIRO, T. F.; SOUSA, L. S.; KRUIJT, B. Variation of carbon and nitrogen cycling processes along a topographic gradient in a central Amazonian forest. **Global Change Biology**, v. 10, n. 5, p. 592–600, 2004. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1529-8817.2003.00757.x>.

MACHADO, L. de O.; LANA, Â. M. Q.; LANA, R. M. Q.; GUIMARÃES, E. C.; FERREIRA, C. V. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 31, n. 3, p. 591–599, 2007. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/s0100-06832007000300019>.

MANTOVANELLI, B. C.; PETRY, M. T.; BROETTO WEILER, E.; CARLESSO, R. Geostatistical interpolation based ternary diagrams for estimating water retention properties in soils in the Center-South regions of Brazil. **Soil and Tillage Research**, v. 209, n. Junho 2020, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.still.2021.104973>.

MANTOVANI, E. C.; MIRANDA, R. A. de; LANDAU, E. C.; PASSOS, A. M. A. dos. A agricultura de precisão no contexto do sistema de produção : lucratividade e sustentabilidade. **Embrapa Milho e Sorgo**, p. 32, 2020.

MARCOLAN, A. L. Suprimento e absorção de fósforo em solos submetidos a diferentes sistemas de preparo. **Tese (Doutorado em Ciência do Solo)** - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, p. 106, 2006.

MARTINELLI, L. A.; BATISTELLA, M.; SILVA, R. F. B. D.; MORAN, E. Soy expansion and socioeconomic development in municipalities of Brazil. **Land**, v. 6, n. 3, p. 62, 2017.

MENEZES, R. S. C.; SALES, A. T.; PRIMO, D. C.; ALBUQUERQUE, E. R. G. M. de; JESUS, K. N. de; PAREYN, F. G. C.; SANTANA, M. da S.; SANTOS, U. J. dos; MARTINS, J. C. R.; ALTHOFF, T. D.; NASCIMENTO, D. M. do; GOUVEIA, R. F.; FERNANDES, M. M.; LOUREIRO, D. C.; ARAÚJO FILHO, J. C. de; GIONGO, V.; DUDA, G. P.; ALVES, B. J. R.; IVO, W. M. P. de M.; ... SAMPAIO, E. V. de S. B. Soil and vegetation carbon stocks after land-use changes in a seasonally dry tropical forest. **Geoderma**, v. 390, p. 114943, 15 maio 2021. <https://doi.org/10.1016/J.GEODERMA.2021.114943>.

MIRZAEI, S.; GHORBANI-DASHTAKI, S.; MOHAMMADI, J.; ASADI, H.; ASADZADEH, F. Spatial variability of soil organic matter using remote sensing data. **Catena**, v. 145, p. 118–127, 2016. DOI 10.1016/j.catena.2016.05.023. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.catena.2016.05.023>.

MOJENA R. Hierarchical grouping methods and stopping rules: an evaluation. **The Computer Journal**, 20: 359-363, 1977.

MONTANARI, R.; CARVALHO, M. de P. e; ANDREOTTI, M.; DALCHIAVON, F. C.; LOVERA, L. H.; HONORATO, M. A. de O. Aspectos da produtividade do feijão correlacionados com atributos físicos do solo sob elevado nível tecnológico

de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 34, n. 6, p. 1811–1822, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/s0100-06832010000600005>.

NEUMAN, J. **Soil Organic Matter Maintenance in No-Till and Crop Rotation Management Systems**. [S. l.]: Elsevier Inc., 2017. DOI 10.1016/b978-0-12-409548-9.10653-0. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-12-409548-9.10653-0>.

OLIVEIRA, A. S. de; PIERANGELI, M. A. P.; SOUSA, J. B. de; LOPES, H. S. S.; GALBIATI, C.; SOUZA, C. A. de; CLAUDINO, W. V. Caracterização morfológica, física e química de solos da bacia hidrográfica do médio curso do rio Teles Pires, no Município de Alta Floresta - MT. **Research, Society and Development**, v. 10, n. 9, p. e34210918157, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.33448/rsd-v10i9.18157>.

PAZ, A.; TABOADA, M. T.; GÓMEZ, M. J. Spatial variability in topsoil micronutrient contents in a one-hectare cropland plot. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**, v. 27, n. 3–4, p. 479–503, 1996. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/00103629609369570>.

PIMENTEL-GOMES, F. P.; GARCIA, C. H. **Estatística aplicada a experimentos agronômicos e florestais**. Piracicaba: FEALQ, p. 309, 2002.

PONCET, P. modeest: Mode Estimation. v. **R package**, 2012.

RAMOS, F. T.; MONARI, Y. C.; NUNES, M. C. M.; CAMPOS, D. T. da S.; RAMOS, D. T. Indicadores de qualidade em um latossolo vermelho-amarelo sob pastagem extensiva no pantanal matogrossense. **Revista Caatinga**, v. 23, n. 1, p. 112–120, 2010. .

RHEINHEIMER, D. dos S.; SANTOS, E. J. da S.; KAMINSKI, J.; XAVIER, F. M. Aplicação Superficial De Calcário No Sistema Plantio Direto Consolidado Em Solo Arenoso. **Ciência Rural**. n. 2, p. 263–268, 2000.

SALAS, I.; HERRERA, C.; LUQUE, J. A.; DELGADO, J.; URRUTIA, J.; JORDAN, T. Recent climatic events controlling the hydrological and the aquifer dynamics at arid areas: The case of Huasco River watershed, northern Chile. **Science of the Total Environment**, v. 571, p. 178–194, 2016. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.scitotenv.2016.07.132>.

SANTOS, J. J. dos; FRANCA ROCHA, W. D. J. S. da; BAPTISTA, G. M. de M.; SOUZA, D. T. M. de; SILVA, A. D. B.; SANTOS, S. M. B. dos. Modelagem Geoestatística de Elementos Maiores dos Solos de Feira de Santana-Ba Brasil. **Physis Terrae - Revista Ibero-Afro-Americana de Geografia Física e Ambiente**, v. 2, n. 1, p. 63–86, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.21814/physisterrae.2573>.

SANTOS, H. G.; JACOMINE, P. K. T.; ANJOS, L. H. C. dos; OLIVEIRA, V. Á.; LUMBRERAS, J. F.; COELHO, M. R.; ALMEIDA, J. A.; FILHO, J. C. de; OLIVEIRA, J. B.; CUNHA, T. J. F. **Sistema brasileiro de classificação de**

solos. 5^a ed. Brasília, DF: [s. n.], 2018. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/1094003/sistema-brasileiro-de-classificacao-de-solos>.

SHAPIRO, A. S. S.; WILK, M. B. *Biometrika Trust An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples)* Published by : Oxford University Press on behalf of Biometrika Trust Stable. **Biometrika**, v. 52, n. 3, p. 591–611, 1965. Disponível em: <https://pdfs.semanticscholar.org/1f1d/9a7151d52c2e26d35690dbc7ae8098beee22.pdf>.

SILVA, M. A.; LIMA, M.; SILVA JUNIOR, C. A.; COSTA, G. M.; PERES, C. A. Achieving low-carbon cattle ranching in the Amazon: 'Pasture sudden death' as a window of opportunity. **Land Degradation and Development**, v. 29, n. 10, p. 3535–3543, 2018. <https://doi.org/10.1002/ldr.3087>.

SIX, J.; BOSSUYT, H.; DEGRYZE, S.; DENEFF, K. A history of research on the link between (micro)aggregates, soil biota, and soil organic matter dynamics. **Soil and Tillage Research**, v. 79, n. 1, p. 7–31, 2004. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.still.2004.03.008>.

SOUSA, D. M. G.; LOBATO, E. **Embrapa Informação Tecnológica, 2. ed. Brasília, DF**. 2^a edição. Brasília, DF: [s. n.], 2004. Disponível em: <http://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/555355>.

SRIVASTAV, A. L. **Chemical fertilizers and pesticides: role in groundwater contamination**. [S. l.]: LTD, 2020. DOI 10.1016/b978-0-08-103017-2.00006-4. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-08-103017-2.00006-4>.

TEAM, R. C. R development core team. *r: A language and environment for statistical computing*. **r foundation for statistical computing**, Vienna, Austria, 2014.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. **Tópicos em Ciência do Solo**, v. 1, n. January 2000, p. 1–54, 2000. .

WARD, J. H. Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function. **Journal of the American Statistical Association**, v. 58, n. 301, p. 236–244, 1963. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/01621459.1963.10500845>.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Application of soil physics**. New York: Academic Press, p. 385, 1980.

WICKHAM, H.; AVERICK, M.; BRYAN, J.; CHANG, W.; MCGOWAN, L.; FRANÇOIS, R.; GROLEMUND, G.; HAYES, A.; HENRY, L.; HESTER, J.; KUHN, M.; PEDERSEN, T.; MILLER, E.; BACHE, S.; MÜLLER, K.; OOMS, J.; ROBINSON, D.; SEIDEL, D.; SPINU, V.; ... YUTANI, H. Welcome to the Tidyverse. **Journal of Open Source Software**, v. 4, n. 43, p. 1686, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.21105/joss.01686>.

APÊNDICE

Material Suplementar

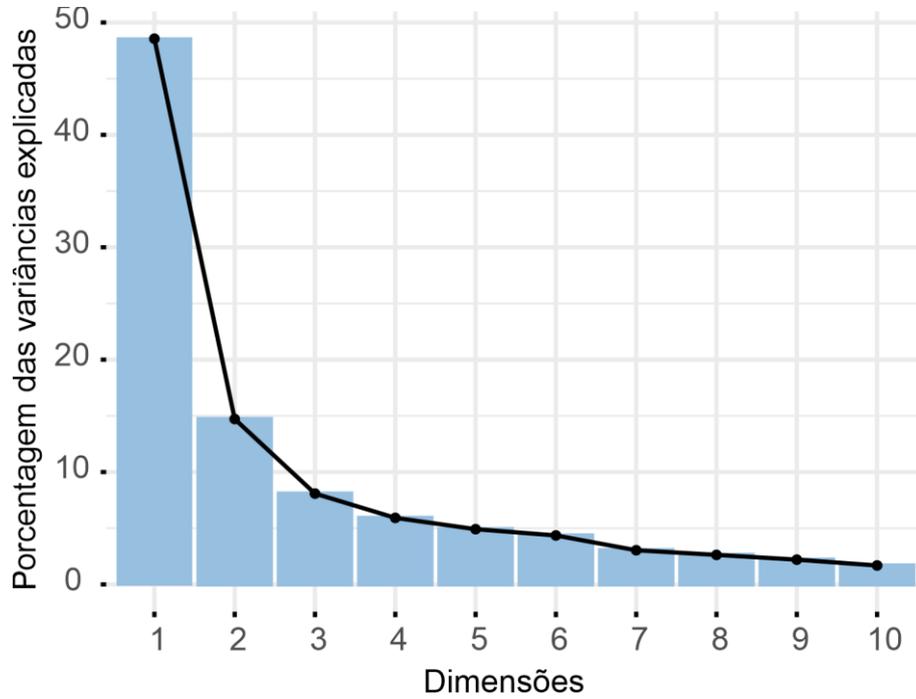


Figura suplementar 1. Percentual de contribuição das variáveis.

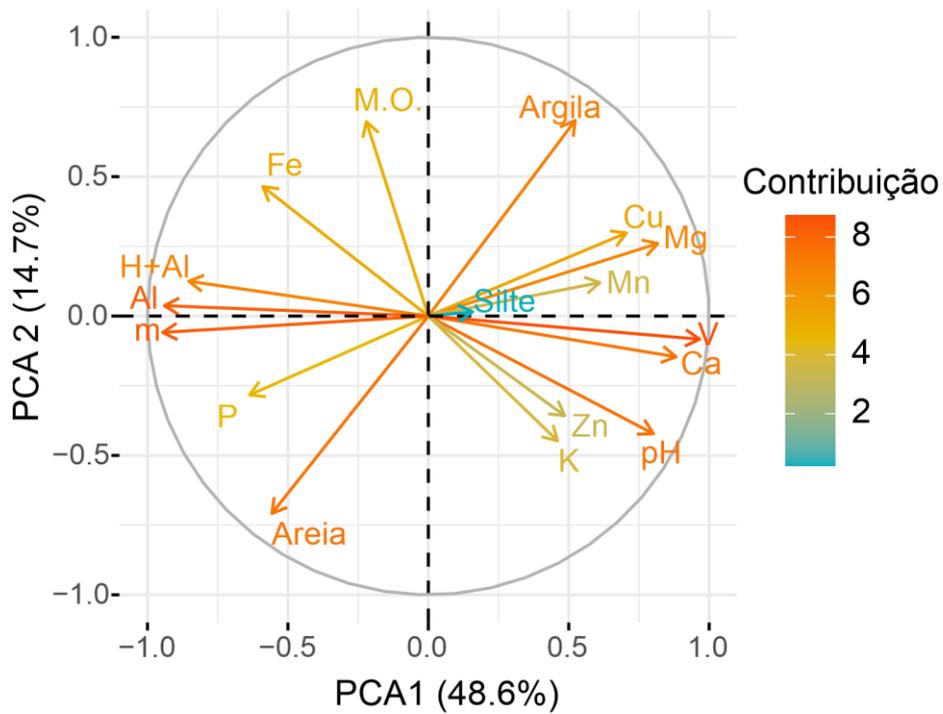


Figura suplementar 2. PCA das variáveis individuais.

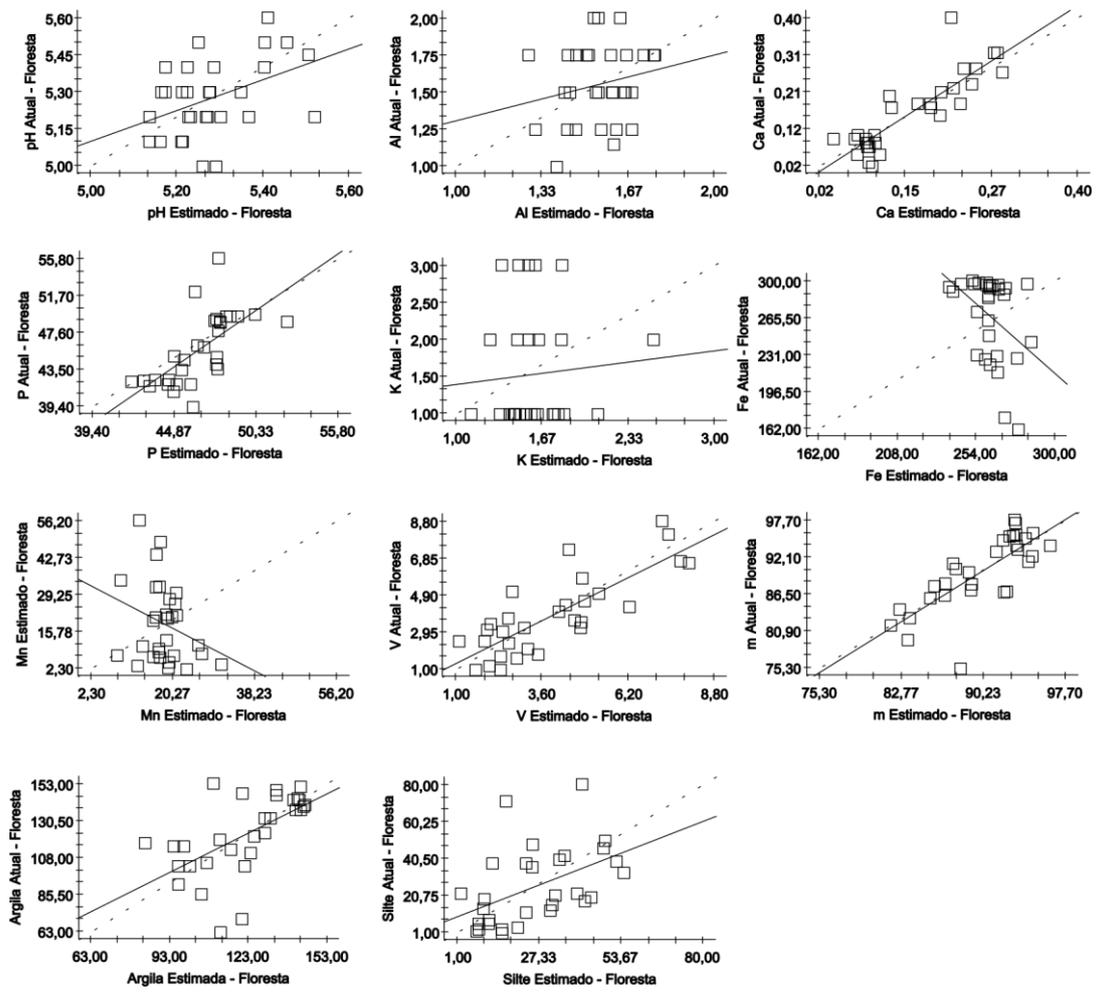


Figura suplementar 3. Validações cruzadas das variáveis da floresta nativa.

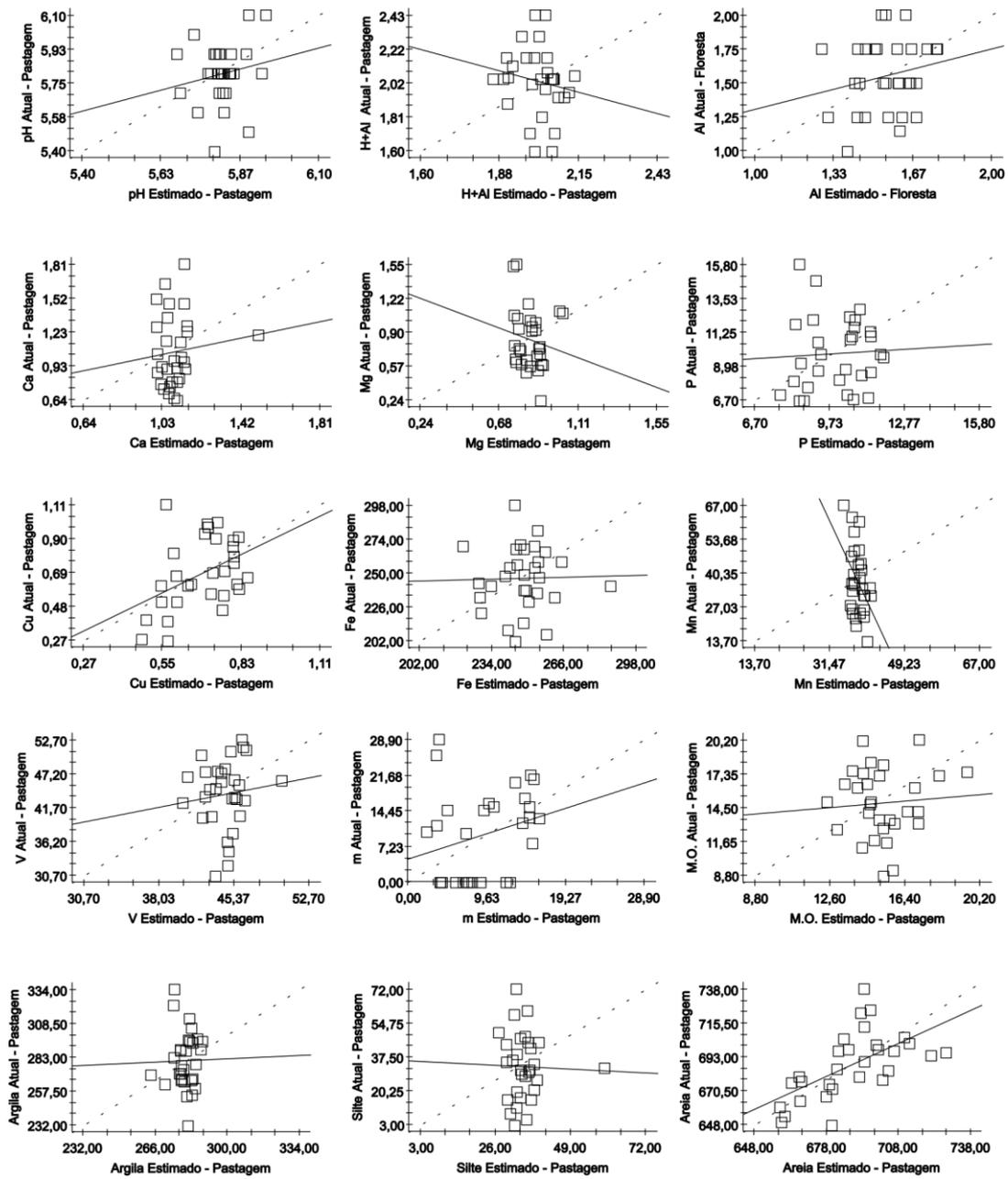


Figura suplementar 4. Validações cruzadas das variáveis da pastagem.

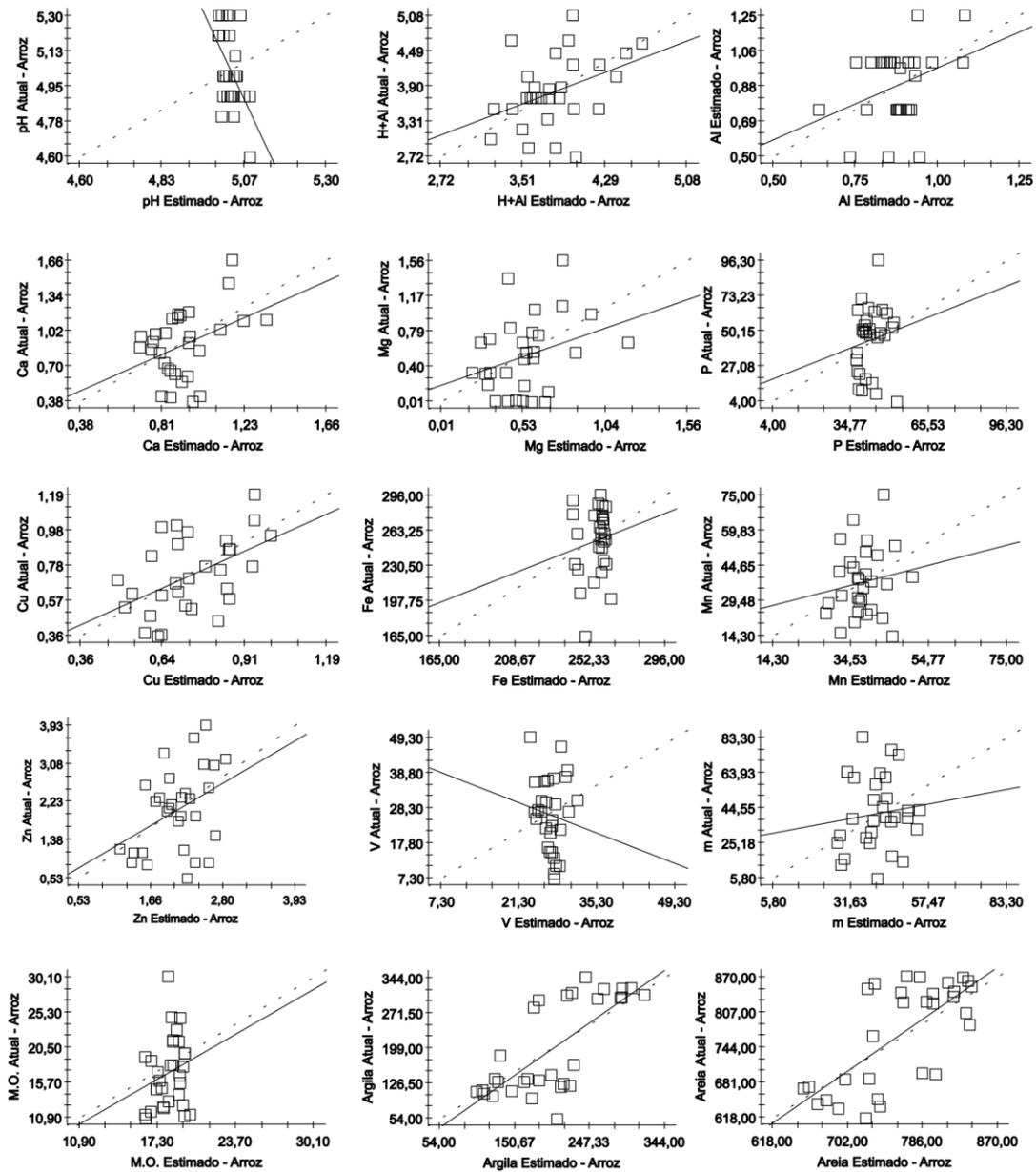


Figura suplementar 5. Validações cruzadas das variáveis do plantio convencional de arroz.

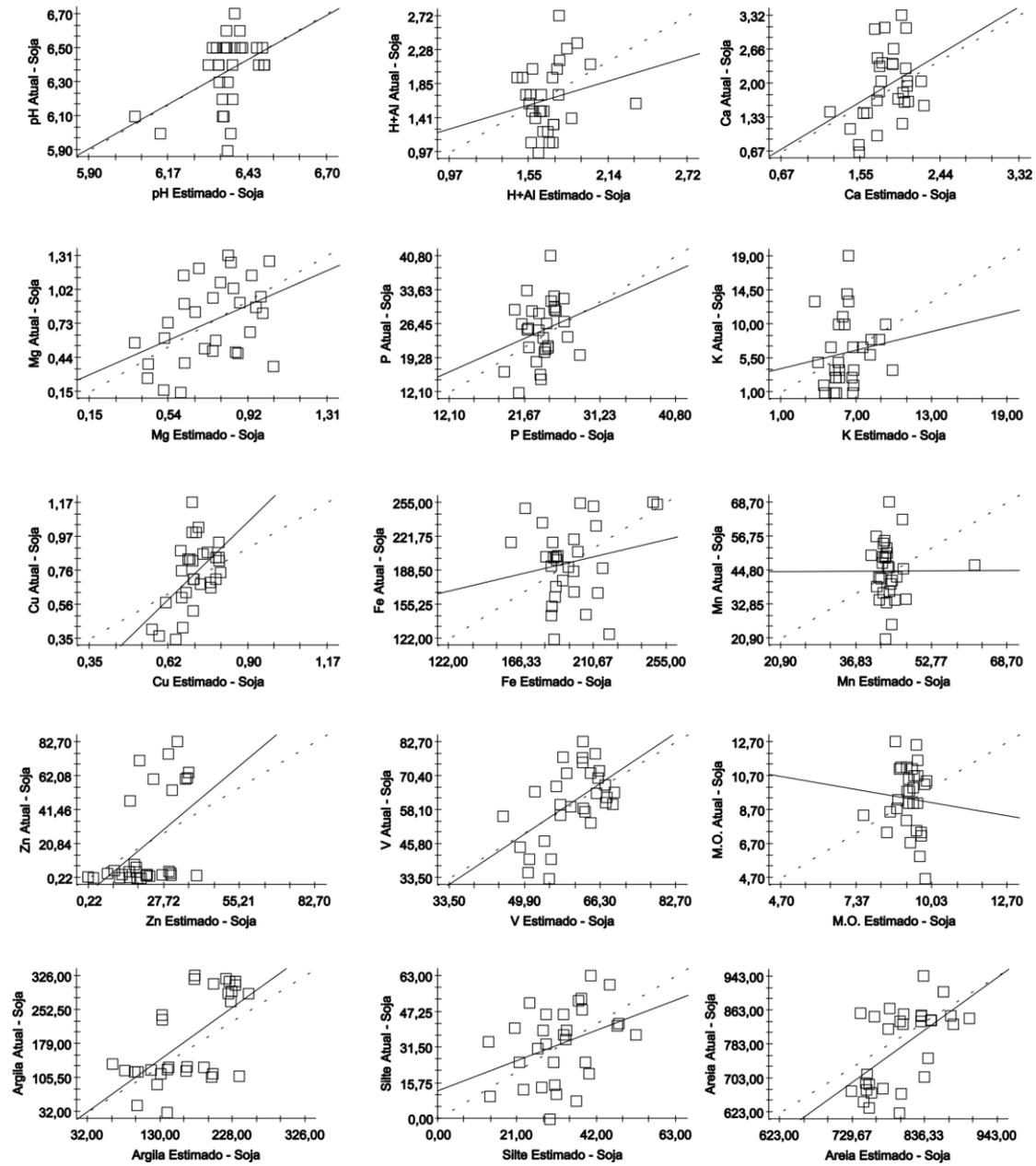


Figura suplementar 6. Validações cruzadas das variáveis do plantio direto de soja.