UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
"JÚLIO DE MESQUITA FILHO"
Campus de Ilha Solteira

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA "JÚLIO DE MESQUITA FILHO"
FACULDADE DE ENGENHARIA
CÂMPUS DE ILHA SOLTEIRA

JESSÉ ALVES BATISTA

CARACTERIZAÇÃO E MANEJO DO SOLO POR UNIDADES DE GESTÃO DIFERENCIADA EM LAVOURA DE URUCUM DURANTE 2 ANOS AGRÍCOLAS

Ilha Solteira
2020

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
"JÚLIO DE MESQUITA FILHO"
Campus de Ilha Solteira

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA

JESSÉ ALVES BATISTA
Engenheiro Agrônomo

CARACTERIZAÇÃO E MANEJO DO SOLO POR UNIDADES DE GESTÃO DIFERENCIADA EM LAVOURA DE URUCUM DURANTE 2 ANOS AGRÍCOLAS

Tese apresentada à Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira – UNESP como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Agronomia. Especialidade Manejo e conservação do solo e da água.

Prof. Dr. Rafael Montanari
Orientador

Ilha Solteira
2020

FICHA CATALOGRÁFICA
Desenvolvido pelo Serviço Técnico de Biblioteca e Documentação

B333c

Batista, Jessé Alves.
Caracterização e manejo do solo por unidades de gestão diferenciada em lavoura de urucum durante 2 anos agrícolas / Jessé Alves Batista. -- Ilha Solteira: [s.n.], 2020
116 f. : il.

Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulista. Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira. Área de conhecimento: Sistemas de Produção, 2020

Orientador: Rafael Montanari
Inclui bibliografia

1. Bi*xa orellana* L. 2. Geoestatística. 3. Krigagem ordinária. 4. Agricultura de precisão.

Raiane da Silva Santos
Supervisora Técnica de Seção
Seção Técnica de Referência, Atendimento ao usuário e Documentação
Diretoria Técnica de Biblioteca e Documentação
CRB/8 - 9999

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA

Câmpus de Ilha Solteira

CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

TÍTULO DA TESE: Caracterização e manejo do solo por unidades de gestão diferenciada em lavoura de urucum durante 2 anos agrícolas

AUTOR: JESSÉ ALVES BATISTA

ORIENTADOR: RAFAEL MONTANARI

COORIENTADORA: MARLENE CRISTINA ALVES

Aprovado como parte das exigências para obtenção do Título de Doutor em AGRONOMIA, área: Sistemas de Produção pela Comissão Examinadora:

Prof. Dr. RAFAEL MONTANARI
Departamento de Fitossanidade, Engenharia Rural e Solos / Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - UNESP

Prof. Dr. MARCELO CARVALHO MINHOTO TEIXEIRA FILHO
Departamento de Fitossanidade, Engenharia Rural e Solos / Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - UNESP

Prof. Dr. ALAN RODRIGO PANOSSO
Departamento de Ciências Exatas / Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal - UNESP

Prof. Dr. Elódio Sebem
Departamento Acadêmico de Construção Civil / Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia de Santa Catarina - IFSC

Prof. Dr. JAIRO RAFAEL MACHADO DIAS
Departamento de Engenharia Agronômica e Florestal / Universidade Federal de Rondônia - UNIR

Ilha Solteira, 19 de agosto de 2020

DEDICATÓRIA

À minha esposa, Talita Maria Oliveira de Freitas, amor da minha vida há 20 anos e até o infinito... e que tem me proporcionado amor, carinho e atenção nos momentos certos, na medida exata e nos locais adequados.

À minha mãe, Maria de Fátima Alves por todo seu amor, pelos esforços de uma vida inteira, pela criação que me deste e por influenciar tanto na formação do meu caráter. Gratidão e amor para sempre.

Aos meus amados filhos, Ana Júlia, Raul e Maria Gabriela, por me ensinarem, todos os dias, sobre amor, compaixão, caridade, honestidade e simplicidade. Vocês são a fonte de inspiração do papai. Amo vocês.

*À minha irmã, Maria Gabriela (**in memoriam),** anjo de Deus, que ELE a tenha em sua graça eterna.*

AGRADECIMENTOS

Primeiramente à Deus, que para mim planejou uma história de vida linda e abençoada bem como por cuidar, todos os dias, com infinito amor e misericórdia, para que seu plano dê certo.

Aos meus pais, João e Maria, pelos ensinamentos e por todo amor.

À minha esposa e filhos, que se dedicaram ao máximo e com muito amor para que eu pudesse escrever esta Tese. Obrigado pela paciência e pelas orações.

Aos professores membros da banca de defesa, Jairo Rafael Machado Dias, Elódio Sebem, Alan Rodrigo Panosso e Marcelo Carvalho Minhoto Teixeira Filho pela importante contribuição para melhoria desta tese.

Ao professor orientador Dr. Rafael Montanari, pela sua amizade e, claro, pela fundamental orientação e ensinamentos a mim passados até aqui. **"*Monstro*"** de professor!

À minha sogra, Vani Oliveira, por ser uma mãezona para mim.

À UNESP – Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira e aos professores do Programa de Pós-Graduação em Agronomia (PPGA), pelo ensino de (muita) qualidade e gratuito.

Aos meus queridos alunos do IFRO, Felipe, Makson, Brenda, Gustavo, Guilherme, Javier, Maurício, Gabriel, Suely, Davi, Reyther entre outros que trabalharam neste projeto e que fazem parte de tudo isso. Não posso esquecer do tio Altemes, que por algumas vezes me auxiliou nos trabalhos de campo.

À Dona Paula Rocha e ao seu filho Marcelo, pela amizade, confiança e por tão gentilmente terem permitido a realização desta pesquisa em sua propriedade. Obrigado ainda pelos almoços e sucos de manga extremamente gelados e deliciosos.

Ao IFRO, por oportunizar não somente à mim, mas à tantos/as servidores/as, qualificação/capacitação de qualidade. Agradeço também pela concessão de bolsa de estudos via DINTER além das taxas de bancada via editais de pesquisa da PROPESP, para realização de 4 projetos ao longo de 3 anos que culminaram com esta Tese.

Ao CNPq pela concessão de bolsa de iniciação científica à alguns estudantes que fizeram parte desta jornada.

Aos que de alguma forma contribuíram para que esta etapa se concretizasse.

“Um lavrador humilde, de modéstia inteligência e que teme a DEUS, possui mais sabedoria do que um gênio que confia em sua mente analítica, pois somente o SENHOR é quem concede a verdadeira sabedoria.”

(Provérbios)

RESUMO

A produtividade agrícola depende do solo, em especial da sua fertilidade, que é condicionada pela interação entre atributos químico-físico-biológicos que por sua vez apresentam variabilidade espacial. O estudo, a caracterização e a compreensão da correlação espacial entre atributos do solo com a produtividade das culturas são ferramentas cruciais para o aprimoramento do manejo do solo a partir da aplicação de insumos de forma racional e eficiente. Esta pesquisa objetivou caracterizar zonas homogêneas e definir Unidades de Gestão Diferenciada (UGD's) em uma lavoura de 3,2 hectares de cultivo de urucum (*Bixa orellana* L.) a partir de mapas de fertilidade do solo, parâmetros fitotécnicos e produtividade da cultura com vistas ao aprimoramento do manejo do solo em sítios específicos, a partir da aplicação de insumos em taxa variável. O estudo foi realizado na propriedade rural familiar Chácara Santíssima Trindade, no município de Vilhena – Rondônia e foi dividido em dois anos agrícolas, ou seja, de julho de 2017 a julho de 2018 e de agosto de 2018 a julho de 2019. Foi implantada uma malha geoestatística de 18x18m contendo 101 pontos amostrais. No primeiro ano da pesquisa os atributos do solo foram avaliados nas camadas 0-0,20 m e 0,20 a 0,40 m, sendo eles P, MO, pH, K^{+}, Ca^{2+}, Mg^{2}+, Al^{3+}, m%, B, Cu^{2}+, Fe^{2+}, Mn^{2+} e Zn^{2+} e da planta avaliou-se a produtividade de sementes (PR), a altura de planta (Alt) e a circunferência da base do tronco (CB). No segundo ano os atributos do solo, também avaliados nas duas camadas, foram P, pH, K^{+}, Ca^{2+}, Mg^{2+}, Al^{3}+, V% e m% e da planta avaliou-se a produtividade. O solo da propriedade é classificado como NEOSSOLO Quartzarênico, com teor de argila próximo a 100 g kg^{-1}, tendo apresentado no primeiro ano da pesquisa baixos teores de P e K^{+} disponíveis e Ca^{2+} e Mg^{2+} trocáveis, além de alto teor de Al^{3+} e pH ($CaCl_2$) abaixo de 3,9, tendo sido a produtividade de sementes muito baixa. Foram realizadas análises estatísticas e geoestatísticas nos dois anos avaliados. Os resultados acerca do primeiro ano permitiram caracterizar zonas homogêneas na lavoura a partir dos mapas de krigagem dos atributos avaliados, possibilitando, no segundo ano, definir as UGD's e realizar a aplicação de calcário em taxa variável, elevando a produtividade de sementes em mais de 60% com relação ao ano anterior. Esta pesquisa evidencia a importância de se considerar a variabilidade espacial dos fatores de produção agrícola a partir de técnicas de agricultura de precisão.

PALAVRAS-CHAVE: *Bixa orellana* L.. Geoestatística. Krigagem ordinária. Agricultura de precisão.

SOIL CHARACTERIZATION AND MANAGEMENT BY DIFFERENTIATED MANAGEMENT UNITS IN ANATTO FARMING THROUGH 2 YEARS CROP

ABSTRACT

Agricultural productivity depends on the soil, especially its fertility, which is conditioned by the interaction between chemical-physical-biological attributes that in turn have spatial variability. The study, characterization and understanding of the spatial correlation between soil attributes and crop productivity are crucial tools for improving soil management through the application of inputs in a rational and efficient. This research aimed to characterize homogeneous areas and define Differentiated Management Units (DMU's) in a 3.2 hectare annatto crop (*Bixa orellana* L.) from soil fertility maps, phytotechnical parameters and crop productivity with a view to improving the soil management from the application of inputs at a variable rate. The study was carried out on the family farm Chácara Santíssima Trindade, in the municipality of Vilhena - Rondônia and was divided into two agricultural years, that is, from July 2017 to July 2018 and from August 2018 to July 2019. An 18x18m geostatistical mesh containing 101 sample points was implanted. In the first year of the survey, soil attributes were evaluated in layers 0-0.20 m and 0.20 to 0.40 m, being P, OM, pH, K^{+}, Ca^{2+}, Mg^{2+}, Al^{3+}, m%, B, Cu^{2+} , Fe^{2+}, Mn^{2+} and Zn^{2+} and of the plant, seed productivity (YIE), plant height (HEI) and circumference of the base of the trunk (TB) were evaluated. In the second year, the soil attributes, also evaluated in the two layers, were P, pH, K^{+}, Ca^{2+}, Mg^{2+}, Al^{3+}, V% and m% and the plant's productivity was evaluated. The property's soil is classified as ENTISOL, with clay content close to 10 g kg^{-1}, having presented in the first year of the research low contents of available P and K^{+} and exchangeable Ca^{2+} and Mg^{2+}, in addition to high content of Al^{3+} and pH ($CaCl_2$) below 3.9, with very low seed yield. Statistical and geostatistical analysis were performed in the two years evaluated. The results about the first year allowed the characterization of homogeneous zones in the field from the kriging maps of the evaluated attributes, making it possible, in the second year, define the DMU’s and carry out the to apply the limestone at a variable rate, increasing seed productivity by more than 60% compared to the previous year, in addition to confirming the DMU's. This research shows the importance of considering the spatial variability of agricultural production factors using precision farming techniques.

Keywords: *Bixa orellana* L.. Geostatistics. Ordinary kriging. Precision agriculture.

LISTA DE FIGURAS

Capítulo 1

Figura 1. Mapa de distribuição da produção de sementes de urucum no Brasil por estado…..... 22
Figura 2. Mapa de distribuição da produção de sementes de urucum em Rondônia por município..... 24
Figura 3. Semivariograma típico, apresentando os parâmetros geoestatísticos..... 32
Figura 4. Representação de modelos matemáticos teóricos isotrópicos..... 34

Capítulo 2

Figura 1. Mapa de localização da área da pesquisa em Vilhena – RO e representação da malha geoestatística com 101 pontos amostrais georreferenciados [Sistema de Referência de Coordenadas SIRGAS 2000, EPSG: 31980] 52
Figura 2. Semivariogramas simples da produtividade de sementes de urucum, atributos fitotécnicos da cultura e de alguns atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico referentes ao primeiro ano agrícola avaliado..... 62/63
Figura 3. Mapas de krigagem da produtividade de sementes do urucum, atributos fitotécnicos da cultura e de alguns atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico referentes ao primeiro ano agrícola avaliado..... 64/65/66

Capítulo 3

Figura 1. Mapa de localização da área da pesquisa em Vilhena – RO e representação da malha geoestatística com 101 pontos amostrais georreferenciados [Sistema de Referência de Coordenadas SIRGAS 2000, EPSG: 31980] 79
Figura 2. Precipitação pluvial em Vilhena para os períodos de 01/10/2018 à 31/12/2018 (a); e 01/01/2019 à 18/05/2019 (b)..... 80
Figura 3. Mapa de saturação por bases da camada 0-0,20 m referente ao primeiro ano agrícola avaliado **(a)**, e mapa de aplicação de calcário em taxa variável **(b)**..... 82
Figura 4. Semivariogramas simples da produtividade de sementes de urucum e de alguns atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico referentes ao segundo ano agrícola avaliado..... 96/97
Figura 5. Mapas de krigagem da produtividade de sementes do urucum e de alguns atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico referentes ao segundo ano agrícola avaliado..... 98/99

LISTA DE TABELAS

Capítulo 2

Tabela 1. Análise descritiva da produtividade de sementes de urucum e parâmetros fitotécnicos da cultura e de alguns atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em um NEOSSOLO Quartzarênico referente ao primeiro ano agrícola avaliado..... 55

Tabela 2. Parâmetros dos semivariogramas simples ajustados para produtividade de sementes de urucum e parâmetros fitotécnicos da cultura e de alguns atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em um NEOSSOLO Quartzarênico, referentes ao primeiro ano agrícola avaliado..... 59

Capítulo 3

Tabela 1. Caracterização inicial dos teores de alguns atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m e da produtividade de sementes de urucum referente ao primeiro ano agrícola avaliado..... 81

Tabela 2. Análise descritiva da produtividade de sementes de urucum e de alguns atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em um NEOSSOLO Quartzarênico referente ao segundo ano agrícola avaliado. 87

Tabela 3. Teste de comparação de médias para produtividade e alguns atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em um NEOSSOLO Quartzarênico referente aos dois anos agrícolas avaliados..... 91

Tabela 4. Parâmetros dos semivariogramas simples ajustados para produtividade de sementes do urucum e alguns atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em um NEOSSOLO Quartzarênico referente ao segundo ano agrícola avaliado..... 94

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO GERAL..... 14
1.1 OBJETIVOS..... 15
1.1.1 Objetivos gerais..... 15
1.1.2 Objetivos específicos..... 16
1.2. JUSTIFICATIVA DA PESQUISA..... 16
2 REVISÃO DE LITERATURA SOBRE OS PRINCIPAIS TEMAS DA PESQUISA..... 18
2.1 A CULTURA DO URUCUM 18
2.2 AGRICULTURA DE PRECISÃO..... 24
2.3 VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO E PLANTA..... 26
2.4 GEOESTATÍSTICA..... 28
2.4.1 Histórico, conceitos e definições..... 28
2.4.2 Semivariograma..... 30
2.4.3 Krigagem..... 34
2.4.4 Geoestatística aplicada à agricultura de precisão..... 37
REFERÊNCIAS..... 39
3 CARACTERIZAÇÃO DE ZONAS HOMOGÊNEAS EM LAVOURA DE URUCUM A PARTIR DE MAPAS DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO, PARÂMETROS FITOTÉCNICOS DA CULTURA E DA PRODUTIVIDADE DE SEMENTES EM VILHENA, RONDÔNIA..... 49
3.1 RESUMO..... 49
3.2 INTRODUÇÃO..... 50
3.3 MATERIAL E MÉTODOS..... 51
3.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO..... 54
3.5 CONCLUSÕES..... 68
3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS..... 68
REFERÊNCIAS..... 70
4 APLICAÇÃO DE CALCÁRIO EM TAXA VARIÁVEL POR UNIDADES DE GESTÃO DIFERENCIADA EM LAVOURA DE URUCUM EM VILHENA, RONDÔNIA..... 75
4.1 RESUMO..... 75

4.2 INTRODUÇÃO..... 76
4.3 MATERIAL E MÉTODOS..... 78
4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO..... 85
4.5 CONCLUSÕES..... 102
REFERÊNCIAS..... 104
APÊNDICE A – Coleta de amostra de solo indeformada para análise química..... 111
APÊNDICE B – Colheita do urucum..... 112
APÊNDICE C – Secagem das sementes de urucum (ainda nas cachopas) ao ar livre..... 113
APÊNDICE D – Equipamento de trilhagem e sementes secas de urucum em bandeja de pesagem..... 114
APÊNDICE E – Demarcação das UGD's em campo para aplicação de calcário em taxa variável..... 115
APÊNDICE F – Equipe e equipamentos de trabalho para etapa da calagem..... 116

1 INTRODUÇÃO GERAL

O Brasil é o maior produtor de sementes de urucum (*Bixa orellana* L.) do mundo (CARVALHO, 2018), tendo atingido, em 2018, sua safra recorde, isto é, foram 16.613 toneladas de sementes colhidas. Esta cultura vem ganhando evidência no Norte do Brasil, com destaque para o estado de Rondônia, que atualmente ocupa o posto de segundo colocado no Brasil tanto em área plantada quanto em produção de sementes secas, tendo colhido, no ano de 2018, aproximadamente 4.500 toneladas. O estado de São Paulo, maior produtor, registrou em 2018 uma safra de aproximadamente 5.500 toneladas (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE, 2019).

O Urucuzeiro é uma planta nativa do Brasil (MOREIRA *et al.*, 2015), sendo, portanto, uma espécie rustica, de baixo custo de produção (FABRI; TERAMOTO, 2015) e cultivada predominantemente, segundo a Sociedade Nacional de Agricultura (SNA, 2015), por pequenos agricultores, atingindo, geralmente, índices de produtividade inferiores à expectativa da cultura que é de 3.000 kg ha^{-1} (FRANCO *et al.*, 2009), sendo que a média nacional está próxima a 1.000 kg ha^{-1} (IBGE, 2019), denotando a necessidade de aprimoramento no manejo dos fatores de produção desta cultura.

A produtividade das culturas está relacionada com os atributos físicos, químicos e biológicos do solo (MONTANARI *et al.*, 2015), ou seja, em outras palavras, a produtividade agrícola depende do solo, em especial de sua fertilidade, que é condicionada pela interação entre tais atributos que por sua vez apresentam variabilidade espacial. O estudo, a caracterização e a compreensão da correlação espacial entre atributos do solo com a produtividade das culturas são ferramentas cruciais para o aprimoramento do manejo do solo a partir da aplicação de insumos de forma racional e eficiente, isto é, que promova o aumento na produtividade e no rendimento econômico das atividades agrícolas.

As técnicas de Agricultura de Precisão (AP) surgem como ferramentas voltadas para o aumento da produtividade agrícola a partir do uso racional de insumos, entretanto, devido ao alto custo para adoção das principais ferramentas, não tem atingido significativamente os pequenos produtores rurais, tornando-se um pacote tecnológico restrito aos grandes proprietários rurais e amplamente utilizado nas culturas da soja, milho, algodão e cana-de-açúcar.

A AP se baseia no pressuposto de que a lavoura deve ser avaliada detalhadamente, com vistas ao aprimoramento do manejo dos diversos fatores envolvidos no processo produtivo. As principais tecnologias empregadas no Brasil tem sido a aplicação de insumos em taxa variável, notadamente calcário e fertilizantes sólidos, a partir de amostragem ou coleta georreferenciada de solo (MOLIN *et al.*, 2015), que permite ao produtor rural conhecer a dinâmica da variabilidade espacial da fertilidade do solo e implementar técnicas de manejo de sítio específico de acordo com o potencial produtivo de cada região homogênea.

A geoestatística, por sua vez, é uma ferramenta de apoio à agricultura de precisão, sendo amplamente utilizada para a avaliação, caracterização e interpretação da variabilidade espacial dos fatores produtivos, conferindo, sobretudo, confiabilidade aos mapas de aplicação de insumos em taxas variadas (MOLIN *et al.*, 2015).

Segundo Ferraz *et al.* (2017), a geoestatística é uma ferramenta importante para análise de dados no âmbito da agricultura de precisão por explicar a variabilidade espacial dos atributos do solo, permitindo a adoção de técnicas e intervenções eficazes e que reduzem a quantidade de insumos aplicados (CARNEIRO *et al.*, 2016), minimizando os impactos ambientais.

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 Objetivos gerais

a) Realizar, por meio de técnicas geoestatísticas, a caracterização da variabilidade espacial de atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico cultivado com urucum avaliados nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m e de alguns parâmetros fitotécnicos da planta e sua produtividade com vistas a definição de zonas homogêneas e unidades de gestão diferenciada na lavoura.
b) Comprovar a eficiência do uso de atributos químicos do solo e parâmetros da planta incluindo a produtividade, para caracterização de zonas homogêneas e definição de unidades de gestão diferenciada na lavoura.
c) Realizar o aprimoramento do manejo do solo a partir da aplicação de calcário em taxa variável por unidades de gestão diferenciada, com vistas a elevar o nível da fertilidade do solo e, sobretudo, a produtividade de sementes da cultura do urucum.

d) Quebrar paradigmas e demonstrar a possibilidade de introdução de técnicas de agricultura de precisão em propriedades rurais de baixo nível tecnológico.

1.1.2 Objetivos específicos

a) Avaliar e caracterizar por meio de técnicas geoestatísticas a variabilidade espacial da fertilidade do solo até a profundidade de 0,40 m e de parâmetros fitotécnicos do urucum e de sua produtividade;
b) Caracterizar zonas homogêneas na lavoura e definir unidades de gestão diferenciada;
c) Realizar o aprimoramento do manejo da fertilidade do solo a partir de técnicas de agricultura de precisão, isto é, com aplicação de calcário em taxa variável no solo bem como realizar a adubação com NPK em taxa fixa;
d) Elevar a fertilidade do solo e a produtividade de sementes da cultura;
e) Avaliar a eficiência do manejo aplicado na lavoura de urucum;
f) Avaliar a eficiência da utilização de atributos do solo e da planta na determinação de UGD's;
g) Avaliar a eficiência da malha amostral utilizada na pesquisa;

1.2 JUSTIFICATIVA DA PESQUISA

Frente ao frenético avanço no uso das tecnologias de agricultura de precisão no mundo e, sobretudo com a difusão do termo "aplicação de insumos em taxa variável", nas últimas duas décadas um grande número de pesquisadores têm se dedicado à buscar metodologias eficazes na determinação de zonas homogêneas na lavoura, denominadas de unidades de gestão diferenciada. Tais metodologias visam encontrar as regiões da lavoura com características físico-químico-biológicas semelhantes, com vistas a serem manejadas de acordo com seu potencial produtivo, notadamente, a partir da aplicação de insumos em taxa variável. Todavia, há que se considerar a menor interação do pequeno produtor rural com informações científicas de modo geral bem como o custo para contratação de serviços especializados em AP ou para aquisição das principais ferramentas utilizadas principalmente no aprimoramento do manejo do solo em sítios específicos, o que tem limitado seu uso aos grandes produtores rurais, tornando os pequenos produtores, marginais quanto

ao uso destas novas tecnologias agrícolas. Portanto, esta pesquisa se justifica, sobretudo, por ter sido realizada diretamente em uma propriedade rural familiar, podendo se tornar referência para o manejo da cultura do urucum além de fomentar à expansão do seu cultivo na região. Almeja-se ainda impulsionar à disseminação das técnicas de manejo do solo apresentadas, no sentido de alcançar as empresas públicas de assistência técnica e extensão rural que atendem aos estabelecimentos rurais de pequena produção.

2 REVISÃO DE LITERATURA SOBRE OS PRINCIPAIS TEMAS DA PESQUISA

2.1 A CULTURA DO URUCUM

Urucuzeiro (*Bixa orellana* L.), cujo fruto é o urucum, é uma planta economicamente importante por ser produtora de corante natural (JOSEPH; SIRIL, 2014), popularmente conhecido como colorau (FABRI; TERAMOTO, 2015). Tem origem na América Latina (CASTRO *et al.*, 2009), sendo uma planta nativa (MOREIRA *et al.*, 2015) e endêmica no Brasil (BITENCOURT, 2017), portanto, cultivada em todas as regiões do país. É pertencente à família botânica Bixaceae (CASTRO *et al.*, 2009), sendo uma espécie arbórea de pequeno porte que pode atingir até 6 m de altura. É considerada rústica e de baixo custo de produção (FABRI; TERAMOTO, 2015) devido sua adaptabilidade à diversas condições climáticas brasileiras (CASTRO *et al.*, 2009) bem como à diversos tipos de solos, incluindo os de baixa fertilidade, tendo melhor desenvolvimento, segundo a Sociedade Brasileira de Ciência de Solo – Comissão de Química e Fertilidade do Solo (2004), em solos com pH próximo a 6,0.

As principais cultivares cultivadas no Brasil são Piavê Vermelha; Bico-de-Pato; Peruana Paulista e Peruana Pará sendo plantadas em espaçamentos diversos, desde 7x5m, até 4x4m ou mais densos. A pluviosidade adequada varia de 1.200 à 2.000 mm/ano conforme a cultivar e a temperatura média anual deve ser próxima a 25 ºC. Os solos devem ser profundos, bem drenados e preferencialmente de média a alta fertilidade, podendo apresentar topografia plana ou ondulada, evitando-se áreas propensas à encharcamentos prolongados. Altitudes próximas a 600 metros ou maiores favorecem a resistência a doenças e o aumento no teor de bixina. As principais pragas são tripes, formigas cortadeiras, cochonilhas, ácaros e percevejos e as principais doenças são oídio e cercosporiose, antracnose e fusariose. A produtividade esperada varia de 1,5 a 3 t ha^{-1} de sementes secas após o 4º ano de cultivo (CASTRO *et al.*, 2009; FABRI; TERAMOTO; MAIA, 2014; TRABUCO, 2016).

O Urucuzeiro é encontrado em diversos países com vasta sinonímia vulgar tais como Achiote ou Bija (Peru e Cuba), Orleans Laum (Alemanha), Rocouyer (França), Anatto e ou Annatto (Inglaterra e Estados Unidos) e Urucu (Argentina). Sua disseminação em várias partes do mundo está relacionada com a expectativa de demanda industrial criada em torno da semente de urucum, já que a procura por corantes naturais tem sido cada vez mais crescente em todo o mundo. O corante

natural de urucum tem aplicação nas indústrias de medicamentos, cosméticos, têxtil e, principalmente, alimentos, além do caráter ornamental da planta devido o colorido de suas flores (FRANCO *et al.*, 2008; SNA, 2015).

No período reprodutivo, que para as condições climáticas da região Norte geralmente inicia (florada) por volta de abril com término (colheita) em julho, produz cachopas, que são frutos encapsulados que protegem de 30 a 50 sementes de coloração avermelhada (CASTRO *et al.*, 2009; MANTOVANI *et al.*, 2013).

A coloração avermelhada, que dá origem ao nome do fruto (urucum deriva do Tupi “uru-ku” que significa vermelho) se dá em função da presença da bixina, principal carotenóide de interesse industrial que é encontrado na parte externa da semente e que responde por mais de 5% do seu peso. Há também outros carotenóides de menor importância tais como isobixina, norbixina (coloração amarela das sementes), alfa e betacarotenos e criptoxantina bem como uma grande quantidade de lipídios geranilgeraniol e tocotrienol. A composição total da semente apresenta, além dos carotenóides, aproximadamente 45% de celulose, 15% de proteínas, 5% de óleo fixo, 4,5% de açúcares, 3% de óleo essencial, vitaminas B1, B2, C e A e uma gama de minerais tais como cálcio, ferro, fósforo e zinco (COSTA, 2007; SNA, 2015).

A busca por uma alimentação mais saudável tem sido uma tendência mundial, proporcionando assim, aumento no consumo de corantes naturais, sendo que a semente de urucum é utilizada como matéria-prima na fabricação de um dos corantes naturais mais difundidos na indústria de alimentos, respondendo por 70% na composição do conjunto de corantes naturais utilizados (FABRI e TERAMOTO, 2015; KONRAD; TARSITANO; COSTA, 2015).

Portanto, as propriedades físico-químicas das sementes de urucum aliadas à restrição imposta pela FAO/OMS sobre a utilização de corantes sintéticos nos processos industriais de produção de alimentos e outros produtos tais como farmacêuticos, cosméticos e etc., vem despertando cada vez mais, grande interesse industrial por essa matéria prima, alavancando a produção da cultura no Brasil nos últimos anos (SANTOS, 2013; BONINO, 2014; IBGE, 2019).

No Brasil, a maior demanda (50% de toda a produção) se dá em função da produção de colorífico ou colorau que é um produto amplamente utilizado na culinária brasileira para preparo, conservação de alimentos e como condimento. Há ainda outros segmentos do setor industrial que absorvem uma quantia significativa da produção de sementes de urucum, sendo eles o têxtil, o farmacêutico, o cosmético, o

de perfumaria e mais recentemente o medicinal. Outra fatia da produção vai para exportação uma vez que as sementes de urucum do Brasil apresentam grandes concentrações de bixina – notadamente valores próximos a 6% desse pigmento – fazendo com que empresas multinacionais produtoras de corantes naturais concentrem a importação de sementes e de corantes em nosso país (GARCIA *et al.*, 2012; MANTOVANI *et al.*, 2013; SNA, 2015; SANTOS, 2016; CARVALHO, 2018).

Como todo beneficiamento de matéria prima gera resíduo, com o urucum não é diferente, sendo o farelo de urucum o principal resíduo oriundo do processamento para o beneficiamento e produção de corantes e colorífícos, onde são gerados, por ano, algo em torno de 6 mil toneladas desse farelo, subproduto que vem sendo utilizado na dieta animal de frangos, suínos, ovinos e bovinos, considerando que este alimento apresenta bons valores nutricionais e de digestibilidade, além de reduzir os custos de fornecimento da ração (UTIYAMA, 2001; MOREIRA, 2012; ASSUNÇÃO *et al.*, 2018).

Segundo Carvalho (2017), o farelo de urucum vem sendo utilizado com maior frequência na alimentação de aves de postura onde o pigmento (da bixina) residual é utilizado para melhorar a coloração das gemas de ovos, uma vez que a coloração da gema do ovo é um critério de qualidade importante e é resultado do consumo de pigmentos carotenoides que não podem ser sintetizados pelas aves e, portanto, devem ser incorporados nas rações.

O Brasil vem se destacando, há alguns anos, como o maior produtor de sementes e corantes de urucum do mundo (CARVALHO, 2018), tendo produzido na safra de 2018, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2019), 16.613 toneladas de sementes, perfazendo a maior safra registrada no país. Pelos dados divulgados, houve um incremento na produção de aproximadamente 24% com relação à safra de 2017 que registrou 13.363 toneladas.

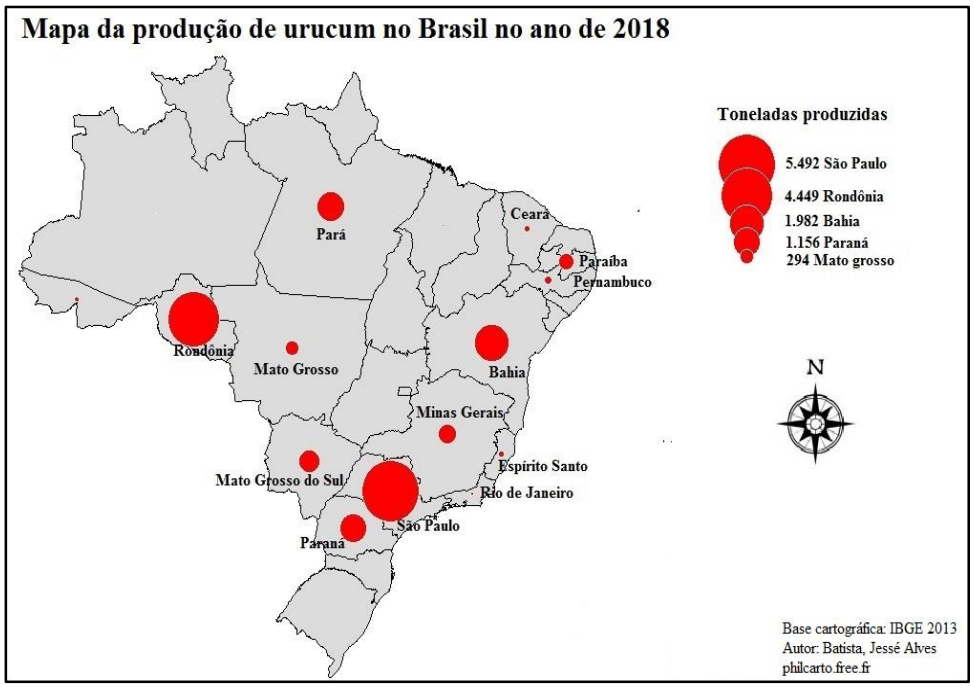
Ainda referente a safra de urucum de 2018, o IBGE (2019) divulgou a produção de urucum por região, estado e município, sendo que os dados indicaram que a região Norte apresentou a segunda maior produção do país, com 5.782 toneladas, inferior apenas à região Sudeste, com 6.097 toneladas de sementes produzidas. O Nordeste, 3º colocado, produziu 2.538 toneladas.

Com relação à produção por estado, Rondônia se destaca no cenário nacional, tendo colhido na safra de 2018 um total de 4.449 toneladas de sementes, ocupando o posto de segundo maior produtor de sementes urucum do Brasil, que tem o estado

de São Paulo como maior produtor, com 5.492 toneladas de sementes colhidas em 2018 segundo dados do IBGE (2019).

A Figura 1 ilustra a distribuição da produção de sementes de urucum no Brasil na safra de 2018 por estado, com destaque para São Paulo e Rondônia que apresentaram, respectivamente, as maiores produções.

Figura 1 - Mapa de distribuição da produção de sementes de urucum no Brasil por estado



Fonte: IBGE (2019). Elaborado pelo autor.

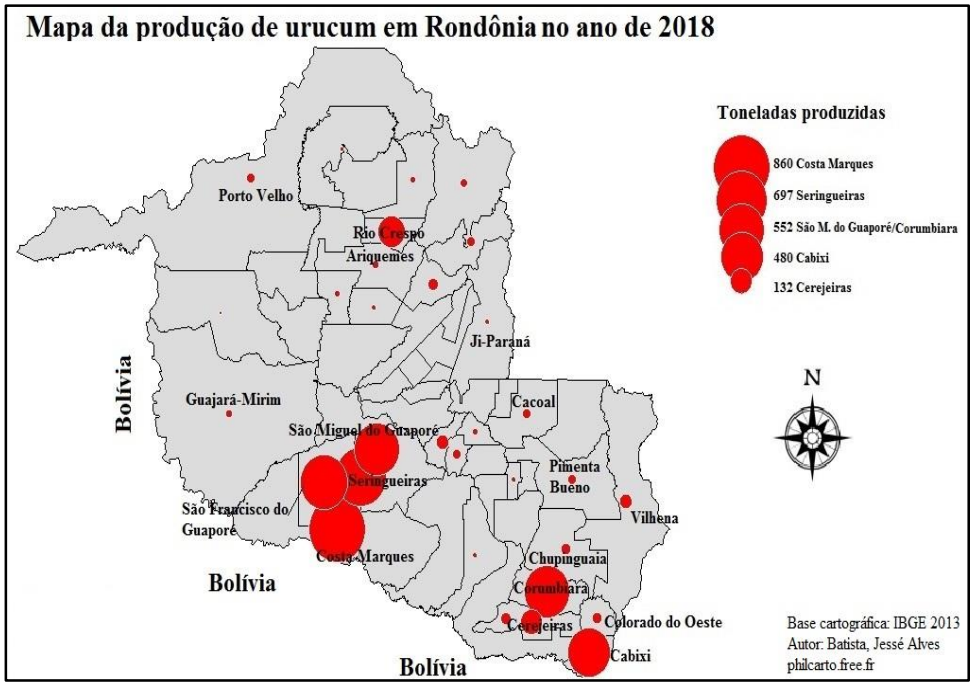
Se somadas as safras, São Paulo e Rondônia responderam, em 2018, por 60% de toda a produção de urucum do Brasil. No estado de Rondônia, a maior produção foi na região denominada “Vale do Guaporé”, sendo que os municípios Costa Marques (860 toneladas), Seringueiras (697 toneladas), São Francisco do Guaporé (600 toneladas) e São Miguel do Guaporé (552 toneladas) foram os maiores produtores (IBGE, 2019). O Vale do Guaporé em Rondônia vem se consolidando como um dos maiores polos de produção de urucum do Brasil.

Um grande aumento da produção de urucum em Rondônia se deu a partir do ano de 2015, logo após da instalação de uma grande indústria de beneficiamento de sementes e produção de corantes naturais do Brasil (a segunda maior do Brasil), localizada no município de Cabixi, na região Cone Sul do estado. Esta indústria trouxe

muitos benefícios para todo o estado de Rondônia, como a geração de trabalho e renda, sendo determinante na permanência e no êxito rural, sobretudo no contexto da agricultura familiar, considerando que desde a sua instalação, firmou o compromisso com o governo estadual, de comprar o produto somente de propriedades rurais com área de 2 à 5 hectares. Atualmente o urucum é cultivado em todas as regiões do estado de Rondônia e a indústria de beneficiamento de sementes absorve toda a produção do estado.

Na região Cone Sul do estado de Rondônia, o município de Corumbiara se destaca como o maior produtor de urucum, tendo colhido na safra 2018, 552 toneladas de sementes. O município de Cabixi continua sendo um grande produtor, tendo colhido no mesmo ano 480 toneladas. Outro município da região, Cerejeiras, colheu 132 toneladas, ao passo que em Vilhena, local da pesquisa, foram colhidas 40 toneladas de sementes (IBGE, 2019). A Figura 2 ilustra a produção de sementes de urucum por município em Rondônia referente ao ano de 2018.

Figura 2 - Mapa de distribuição da produção de sementes de urucum em Rondônia por município



Fonte: IBGE (2019). Elaborado pelo autor.

A área plantada com urucuzeiro no Brasil em 2018 foi de 16.371 hectares, com destaque, novamente, para as regiões Sudeste (6.066 hectares) e Norte (5.006 hectares), que somadas atingem 67,5% da área total plantada com a cultura (IBGE, 2019).

O preço médio pago por quilo de semente seca em 2018 foi de R$4,90 de acordo com dados disponibilizados pelo IBGE (2019) relativos a produção total de sementes e o valor total da produção. Para se chegar no valor final pago por quilo de semente seca, as principais indústrias de beneficiamento consideram o percentual de bixina, ou “ponto de bixina” onde normalmente se paga R$1,00 por ponto de bixina, valor considerado baixo por Giuliani (2017), que sugere 1,32 por ponto de bixina, considerando uma margem de 20% de lucro ao produtor.

A produtividade média nacional de sementes de urucum em 2018 foi de 1.016 kg ha^{-1} mantendo valores muito próximos dos anos anteriores e mais uma vez Rondônia se destaca apresentando uma produtividade média maior que a nacional e uma das maiores por estado, com 1.226 kg ha^{-1}. As maiores produtividades alcançadas em 2018 foram observadas no Rio de Janeiro (1.600 kg ha^{-1}) e Mato

Grosso (1.470 kg ha^{-1}), todavia, estes dois estados tem áreas de cultivo de urucum muito menores que o estado de Rondônia.

Todavia, a produtividade é baixa, tendo em vista que pode chegar, segundo Castro *et al.* (2009), à 3.000 kg ha-1. Neste sentido, surgem como alternativa para o incremento na produtividade desta cultura, as técnicas e ferramentas da agricultura de precisão, que podem ser incorporadas ao manejo dos fatores de produção agrícola mesmo em propriedades rurais de baixo nível tecnológico, desde que haja subsídio governamental e assistência técnica especializada no uso das novas tecnologias agrícolas.

2.2 AGRICULTURA DE PRECISÃO

"A agricultura de precisão é a ferramenta que permite ao produtor rural aplicar insumos agrícolas no local correto, no momento adequado e na quantidade exata, em áreas cada vez menores e mais homogêneas" (MANZATTO *et al.*,1999). Esta pode ser entendida como um procedimento sistemático de inspeção da variabilidade espacial do solo (HAGHVERDI *et al.*, 2015), incorporado ao manejo da lavoura como uma relevante ferramenta de gestão agrícola (BARBOSA *et al.*, 2019), sendo considerada uma nova filosofia de gerenciamento agrícola (BATISTA, 2016), sobretudo, no manejo e manutenção da fertilidade do solo, sustentabilidade da produção agrícola e na diminuição os custos de produção (SÁTIRO *et al.*, 2019), uma vez que tem como abordagem principal a amostragem georreferenciada, obtendo informações detalhadas a respeito dos fatores de produção agrícola (CHERUBIN *et al.*, 2015).

Os relatos mais antigos sobre a agricultura de precisão remetem a exatos 100 anos. No ano de 1920, surgiram, nos Estados Unidos, no estado de Illinois na região conhecida como cinturão do milho, os primeiros relatos oficiais sobre a agricultura de precisão, onde os pesquisadores Linsley e Bauer da Estação Experimental Agrícola da Universidade haviam constatado a existência de grandes variações no solo quanto à necessidade de calagem, determinando, portanto, que a aplicação de calcário deveria respeitar essa variabilidade. Desta forma, manualmente foram realizadas as marcações no campo de áreas com diferentes faixas de acidez e assim ocorreu a primeira aplicação de calcário em taxa variável no mundo. Entretanto, à época, o trabalho manual era muito oneroso, e os equipamentos de distribuição de fertilizantes

e corretivos de acidez eram ajustados para distribuição em taxas uniformes, tornando a execução desta atividade muito dispendiosa para grandes áreas (GOERING, 1993; INAMASU; BERNARDI, 2014).

Os relatos considerados oficiais sobre a origem das ferramentas de agricultura de precisão estão estreitamente relacionados com o surgimento da tecnologia GPS (*Global Positioning System*) na década de 1970, nos Estados Unidos. Segundo Inamasu e Bernardi (2014) o primeiro sistema global de navegação por satélite, denominado de GPS, pertencente aos Estados Unidos, iniciou sua operação em 1978, sendo que a disponibilização desse sinal ao usuário civil em meados da década de 1990 viabilizou a instalação de receptores em colheitadeiras, possibilitando armazenar dados de produção associada à coordenada geográfica, sendo esse o momento histórico que alavancou e difundiu a agricultura de precisão pelo mundo, ao passo que a partir daí foram gerados os primeiros mapas de produtividade na Europa.

A tecnologia GNSS (*Global Navigation Satellite System*) – maneira correta de se referir às diversas constelações de satélites artificiais de localização geográfica – pode disponibilizar ao usuário, conforme o nível de especialização de suas informações, dados de localização geográfica com precisão milimétrica, sendo que a agricultura de precisão faz o uso dessas informações para pôr em prática suas principais aplicações tais como a aplicação de insumos em taxas variáveis, o monitoramento da lavoura com imagens orbitais ou drones dentre outras aplicações que somente são possíveis graças a essa tecnologia.

As ferramentas são diversas, incluindo mapas por satélite, piloto automático, fotografias aéreas, amostragem georreferenciada de solo, aplicação em taxa variável de corretivos e fertilizantes, mapas de colheita, entre outras (ANTUNIASSI *et al.*, 2015), sendo todas essas, tecnologias que ampliam a capacidade de compreensão da variabilidade dos fatores de produção agrícola, permitindo sua caracterização e o manejo através de intervenções com maior precisão agronômica (BERNARDI *et al.*, 2014).

No Brasil, as principais técnicas e ferramentas de AP adotadas estão relacionadas a gestão do manejo da fertilidade do solo a partir da ferramentas de amostragem georreferenciada de solo (AGS) que é a base para a aplicação de corretivos e fertilizantes em taxas variáveis no solo a partir da distribuição otimizada desses insumos, estabelecendo uma nova forma de atendimento à Lei do Mínimo de Liebig (MOLIN *et al.*, 2015), aumentando a possibilidade de ganhos no rendimento

agrícola seja pela economia com insumos, diminuição de manchas na lavoura ou ainda pelo aumento de produtividade da cultura, que são as três principais vantagens observadas por produtores rurais adotantes de AP (BATISTA, 2016).

Diversos estudos comprovaram que a aplicação de calcário, fósforo e potássio em taxas variáveis com base em amostragem georreferenciada de solo são as principais ferramentas de agricultura de precisão utilizadas e já estão disseminadas por todas as regiões do Brasil para diversas culturas (SILVA; DE MORAES; MOLIN, 2011; ANSELMI, 2012; BERNARDI; INAMASU, 2014, SOARES FILHO; CUNHA, 2015; MOLIN, 2015; BATISTA, 2016; LIMA, 2019).

Os reflexos do uso das tecnologias de AP no Brasil podem ser observados pelos aumentos significativos de produtividade nas principais commodities agrícolas do país – soja e milho (SANTI *et al.*, 2013), principais culturas onde a AP é utilizada, além de proporcionar ao setor agrícola um protagonismo dominante na economia brasileira (LIMA, 2019), tornando o Brasil uma das principais potências do agronegócio mundial (EMBRAPA, 2018).

A agricultura de precisão está em uso no Brasil há pelo menos 20 anos, e é considerada o novo paradigma da agricultura moderna. Esta diferencia-se da agricultura tradicional devido à complexidade em seu nível de gestão, isto é, enquanto na segunda, a gestão dos fatores de produção é simples e parte de informações gerais sobre o campo produtivo, acarretando em uma eficiência agronômica limitada, na primeira, a gestão é complexa, partindo do uso de informações detalhadas sobre o campo produtivo e se completa com decisões exatas, pois observa a heterogeneidade de todos os fatores de produção, o que possibilita realizar um manejo diferenciado metro a metro, observando a variabilidade espacial da lavoura, que é o seu pressuposto fundamental (MOLIN *et al.*, 2015; MALDANER *et al.*, 2019).

2.3 VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO E PLANTA

Um solo, por mais uniforme que seja, apresenta variabilidade espacial em suas propriedades, sendo que essas variações ocorrem naturalmente devido as características morfológicas do relevo (SANTOS *et al.*, 2016), ou ainda pela dinâmica de interações físico-químico-biológicas existentes em seu interior, resultantes das complexas interações entre os fatores e os processos de formação (ARTUR *et al.*, 2014). Entretanto, as ações antrópicas através das práticas de manejo do solo em

atividades agropecuárias, isto é, o preparo do solo, a fertilização, o sistema plantio direto entre outras, vem ao longo dos anos, aumentando a heterogeneidade observada nos atributos dos solos (DIAS *et al.*, 2015).

A produtividade das culturas agrícolas é influenciada pelos atributos físicos, químicos e biológicos do solo (MONTANARI *et al.*, 2015), sendo que um programa de amostragem de solo utilizando técnicas da agricultura de precisão permite conhecer a variabilidade espacial desses atributos (CHERUBIN *et al.*, 2014), possibilitando a delimitação de zonas homogêneas dentro da lavoura (SANA *et al.*, 2015), aperfeiçoando as práticas agrícolas (BARBOSA *et al.*, 2019) por meio do manejo da fertilidade a partir de técnicas de manejo de sítio específico de solo e planta (SILVA *et al.*, 2018), aumentando a eficiência do manejo da fertilidade (CARNEIRO *et al.*, 2016), acarretando em aumento ne produtividade das culturas agrícolas (LIMA *et al.*, 2015).

A definição de zonas homogêneas – atualmente denominadas de unidades de gestão diferenciada – baseada na variabilidade da fertilidade do solo e dos fatores morfológicos das plantas, possibilita a aplicação localizada de insumos e a uniformização do estande da cultura (OLIVEIRA *et al.*, 2015), uma vez que auxilia, sobremaneira, nas tomadas de decisões sobre o manejo da fertilidade (SILVA *et al.*, 2020).

Santos *et al.* (2015) em estudo da variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob cultivo de lavoura cafeeira afirmaram que o conhecimento do comportamento espacial desses atributos se torna uma importante ferramenta na compreensão da distribuição dos nutrientes no solo, podendo ser fundamental no auxílio à tomada de decisão que vise atender à exigência nutricional da lavoura.

Leite *et al.* (2015), estudando o comportamento espacial da Matéria Orgânica do Solo (MOS), observaram que a análise da distribuição espacial possibilitou o mapeamento da variabilidade espacial das frações lábeis e estáveis proporcionando melhor visualização do seu comportamento na área, sendo essas informações essenciais para a elaboração de estratégias de manejo que promovam o uso sustentável do solo.

Segundo Dalchiavon *et al.* (2017) a agricultura de precisão contempla o manejo de sítio específico de solo e planta a partir de informações da variabilidade espacial desses, visando o aumento da produtividade, otimização no uso dos recursos e redução no impacto ambiental.

O uso do solo além da sua capacidade de resiliência aliado à ausência de práticas conservacionistas causam impactos em suas propriedades físicas e químicas (e biológicas), acelerando o processo de degradação, sendo que o conhecimento da variabilidade espacial de atributos do solo tais como a sua densidade o teor de matéria orgânica pode contribuir para o seu manejo adequado (LEMOS FILHO *et al.*, 2017).

Estudos relacionados ao entendimento do comportamento da variabilidade dos atributos físicos do solo estão diretamente relacionados à resolução de problemas como perda de solo e água por processos erosivos, uma vez que infiltração de água e atributos físicos do solo são fortemente correlacionados (LIMA *et al.*, 2015) e o conhecimento da dinâmica da variabilidade espacial de atributos físicos do solo possibilitam um manejo eficiente da irrigação (SILVA *et al.*, 2019).

A realização de práticas agrícolas adequadas em áreas compactadas são dependentes de prévio estudo sobre a variabilidade espacial dos atributos físicos do solo, que por sua vez é uma ferramenta crucial para compreensão da relação existente entre essas propriedades e manejo adotado, contribuindo para o entendimento da influência do manejo sobre a qualidade física do solo (RIBEIRO *et al.*, 2016).

Não obstante, estudo da variabilidade espacial dos atributos do solo, produtividade e parâmetros fitotécnicos das plantas e demais fatores da produção agrícola, está na vanguarda da ciência agronômica, e vem proporcionando grande eficiência no aprimoramento da gestão destes fatores devido a exatidão na obtenção dos mapas de variabilidade espacial e de aplicação de insumos em taxas variáveis a partir de ferramentas e técnicas da Geoestatística.

2.4 GEOESTATÍSTICA

2.4.1 Histórico, conceitos e definições

Diversos autores introduziram os princípios teóricos da geoestatística no início do século XX sendo eles Mercer e Hall (1911), Fisher (1935), Kolmogorov (1941), De Wijs (1951; 1953), Krige (1951), e Matern (1960), mas foi a partir dos estudos de Georges Matheron, matemático e geólogo francês, que desenvolveu (1962, 1963) e formalizou (1971) a “Teoria das Variáveis Regionalizadas” é que a Geoestatística foi lançada ao campo das investigações científicas, tornando-se uma subárea da estatística, com ampla aplicação em diversos campos.

A teoria das variáveis regionalizadas desenvolvida por Matheron, teve sua base fundamental nas investigações experimentais de Daniel Gerhardus Krige (1951), engenheiro de minas de ouro do Rand na África do Sul que observou ganhos na precisão das estimativas com dados de concentração do mineral quando considerou as amostras vizinhas (OLIVEIRA; GREGO, 2015).

Molin *et al.* (2015, p. 106) acrescentaram:

> Muitos princípios geoestatísticos vêm sendo usados desde o início o século XX em diversas áreas do conhecimento, mas apenas após a consolidação proposta pelo engenheiro francês Georges Matheron em 1963 é que a Geoestatística passou a ser assim chamada e reconhecida como ciência. Ele incorporou conceitos de estatística clássica ao conceito de variáveis regionalizadas que presumem a existência de correlações espaciais, proposta inicialmente por G. Krige em 1950.

Como toda técnica estatística, a geoestatística se baseia em um conceito probabilístico, partindo do princípio de que a diferença de valor entre duas observações é função da distância entre os pontos de medida, assumindo, portanto, a hipótese intrínseca ou quase estacionariedade (ANDRIOTTI, 2002).

A geoestatística parte do princípio que quanto mais próximas estiverem duas amostras, mais semelhantes serão, tendo em vista que seus valores estão diretamente relacionados à sua posição no espaço, possibilitando avaliar sua dependência ou correlação espacial, predizer ou estimar valores para locais não amostrados, gerar mapas interpolados e planejar atividades de acordo com a variabilidade espacial observada (OLIVEIRA; GREGO, 2015). Portanto, o uso da geoestatística implica na definição de um plano de amostragem georreferenciada – normalmente com auxílio de SIG's – para o qual define-se número e espaçamento dos pontos onde as amostras serão coletadas (GUIMARÃES *et al.*, 2016).

A geoestatística é uma ferramenta matemática utilizada para analisar e avaliar a estrutura da variabilidade espacial de uma variável que apresente correlação ou dependência espacial, sendo que qualquer variável dependente do espaço que apresente, além do caráter aleatório, um caráter estrutural, pode ser tratada como variável regionalizada e ser analisada seguindo o formalismo geoestatístico (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

A geoestatística utiliza o conceito de funções aleatórias para incorporar o conceito de dependência espacial para variáveis regionalizadas, também chamada de variável georreferenciada, devido a sua posição no espaço ser conhecida (STURARO, 2015). Variáveis regionalizadas apresentam tanto a característica aleatória quanto a

regional ou estruturada, sendo que a aleatória se dá em função à variabilidade natural existente entre as observações e a regionalizada em função dessa variabilidade estar relacionada a distribuição espacial dos pontos, concluindo que a teoria das variáveis regionalizadas assume que uma dada variável deve apresentar maior semelhança entre pontos mais próximos do que entre pontos mais distantes (MOLIN *et al.*, 2015).

Uma função aleatória é estacionária de segunda ordem desde que o valor esperado $E[Z(x_i)]$ de uma variável qualquer exista sem depender da posição relativa da amostragem (x_i) ou seja, $E[Z(xi)] = m$, onde m é uma constante (primeiro momento estatístico), e, ao considerar um par de variáveis aleatórias espacialmente distribuídas em posições distintas $\{Z(x_i), Z(x_i) + h)\}$, onde h é a distância, a função de covariância $C(h) = E[Z(x_i)Z(x_i + h)] - m^2$ – que descreve a continuidade espacial de um fenômeno à semelhança de seu análogo – existir e for função de h, ou seja, obtém-se a estacionariedade de segunda ordem (OPROMOLLA *et al.*, 2005; SOARES, 2006).

Os conceitos de variável aleatória, variável regionalizada, funções aleatórias e estacionariedade são fundamentais para a formalidade geoestatística que consiste em uma abordagem probabilística de modelagem que analisa dados e descreve a correlação espacial dos valores de um fenômeno em estudo por meio da análise estrutural do semivariograma.

2.4.2 Semivariograma

A partir de uma variável regionalizada e sendo satisfeita a hipótese intrínseca da estacionariedade de segunda ordem, existe uma função de semivariância ou semivariograma, a qual mostra a estrutura da dependência espacial entre as amostras em função da distância, sendo possível ajustar um modelo matemático a fim de se fazer inferências em uma ou mais posições não amostradas (SILVA JUNIOR, 2014).

O semivariograma é um gráfico que caracteriza a estrutura da variância do atributo estudado como variável regionalizada em função da distância no terreno, tendo o alcance da dependência espacial como principal parâmetro, representando a distância dentro da qual os valores de um determinado atributo são iguais entre si (DALCHIAVON *et al.*, 2011).

Segundo Camargo (1998), um semivariograma apresenta todos os pressupostos geoestatísticos relacionados à estrutura da dependência espacial do fenômeno sob estudo, sendo uma função matemática representada por um gráfico

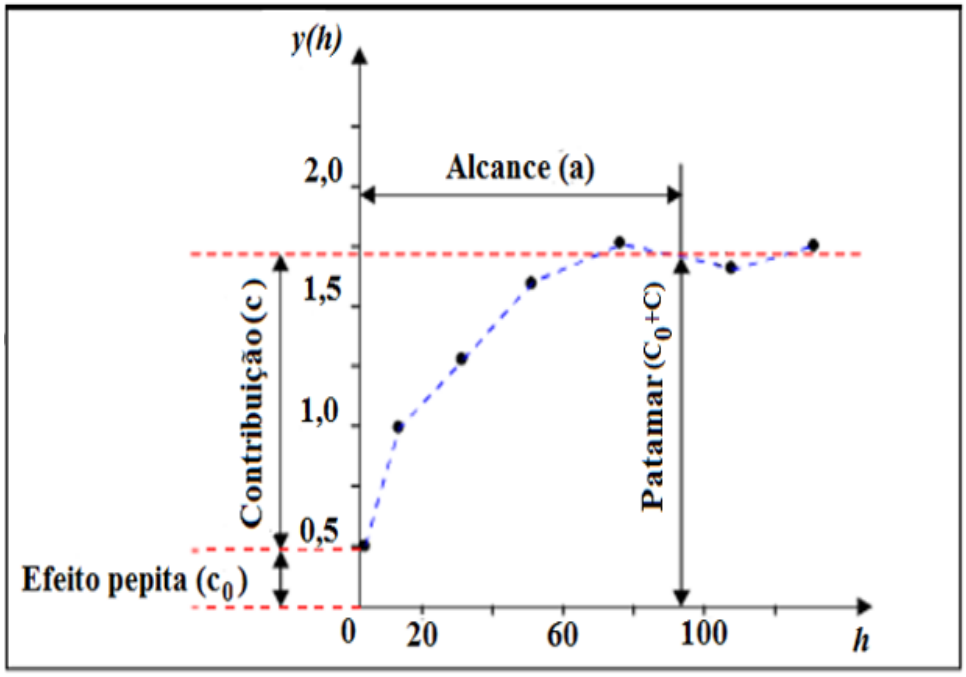
que relaciona a semivariância ou *y(h)* no eixo y com a distância ou *h* no eixo x, sendo representado pela seguinte equação:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \left[Z(x_i) - Z(x_i + h) \right]^2 \quad \text{.....(1)}$$

sendo: *ŷ(h)* o valor da semivariância na distância h; *N(h)* o número de pares envolvidos no cálculo da semivariância; $Z(x_i)$ o valor do atributo Z na posição x_i e $Z(x_i + h)$ o valor do atributo *Z* separado por uma distância *h* da posição x_i (FONSECA *et al.*, 2019).

O padrão geoestatístico de um semivariograma com dependência espacial (Figura 3) deve representar que as diferenças $\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}$ decresçam à medida que *h*, a distância que os separa decresce. É esperado, portanto, que observações mais próximas geograficamente tenham um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias. Desta maneira, é esperado que *y(h)* aumente com a distância *h* (CAMARGO, 1998).

Figura 3. Semivariograma típico, apresentando os parâmetros geoestatísticos



Fonte: Adaptado de Camargo (1998).

O significado de cada parâmetro geoestatístico apresentado no esquema típico de um semivariograma estão detalhados a seguir de acordo com descrição de Camargo (1998):

- **Alcance ou "*range*" *(α)*:** Compreende a distância da dependência espacial, dentro da qual as amostras do fenômeno em estudo se encontram correlacionadas no espaço. A partir desta distância, os dados estão sujeitos à aleatoriedade, sendo, os valores de suas grandezas, considerados independentes.

O alcance está relacionado ao eixo das abscissas (eixo x) do gráfico e se refere ao parâmetro geoestatístico mais importante e de maior aplicação prática para a agricultura de precisão, como por exemplo, o valor de alcance para determinado atributo do solo, uma vez validado para determinado tipo de solo, pode estabelecer a densidade ideal de pontos de uma malha regular georreferenciada para amostragem de solo em grade.

- **Efeito pepita ou "*nugget effect*" *(C_0)*:** Idealiza-se um efeito pepita próximo a zero *(y=0).* O valor do efeito pepita cresce com o aumento de *h*. Os valores referentes ao efeito pepita são considerados como uma descontinuidade do semivariograma para curtas distâncias, notadamente menores que a menor distância entre os pontos amostrados. Ferraz *et al.*

(2017) explicam que o efeito pepita é um importante parâmetro do semivariograma, e indica variabilidade não explicada, considerando a distância de amostragem utilizada.

- **Patamar ou *"Sill" (C_0 + C)*:** Correspondente ao valor do alcance observado no eixo das ordenadas (eixo y), representando a altura em que o semivariograma se estabiliza, aproximando-se da variabilidade total dos valores amostrados (OPROMOLLA *et al.*, 2005). Acima do patamar, os valores são invariantes e já não mais existe dependência espacial.
- **Contribuição *(C)*:** é a diferença entre o patamar e o Efeito Pepita.

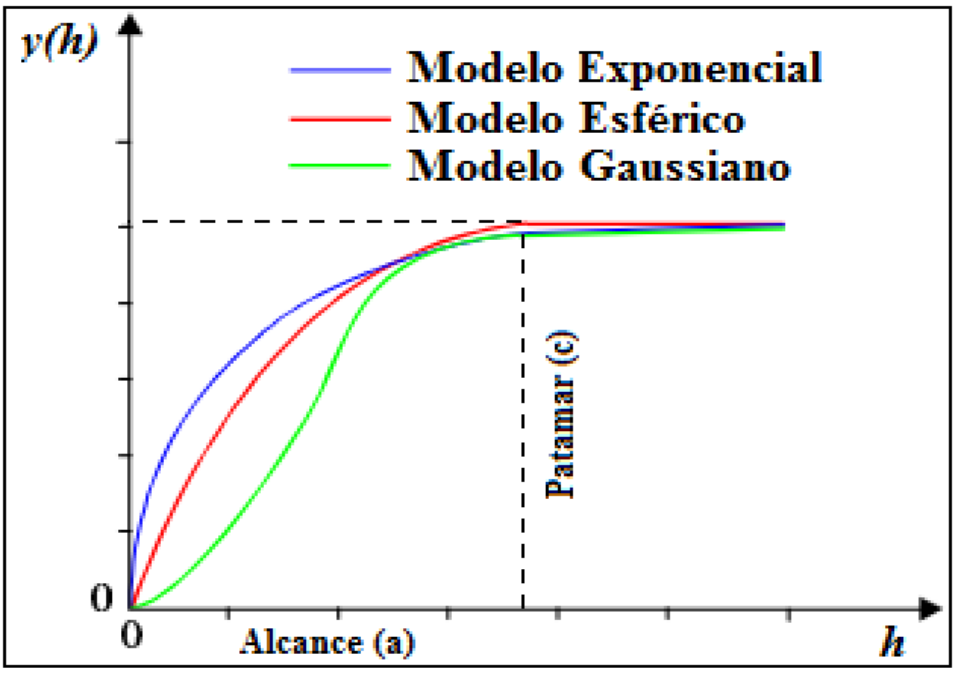
O semivariograma é realizado por uma função matemática que melhor o ajuste na representação do da relação *y/h,* com vistas a obtenção de maior veracidade nas estimativas obtidas posteriormente pela krigagem **(item 2.4.3)**, apresentando dados matematicamente confiáveis.

Dentre os resultados de uma função matemática de ajuste semivariográfico, algumas informações são primordiais para a avaliação de um modelo matematicamente representativo. As informações mais relevantes são: a) maior valor de coeficiente de determinação **(r^2)** que deve se aproximar de 1; b) menor valor para a soma do quadrado dos desvios **(SQD)**, que deve se aproximar de 0; e c) maior valor para o avaliador de dependência espacial **(ADE),** que deve se aproximar de 1.

A utilização de modelos que descrevem a dependência espacial da variável regionalizada é de suma importância, porém, apenas alguns modelos que possuem a estacionariedade de segunda ordem são contemplados com essas medidas (BARBOSA *et al.*, 2017).

No procedimento de ajuste semivariográfico, há flexibilidade, ficando a critério de quem o realiza, encontrar o melhor modelo ou função teórica, podendo assim, realizar testes com os diferentes modelos até encontrar o mais adequado. Os modelos matemáticos isotrópicos considerados mais comuns são o exponencial, o esférico e o gaussiano (Figura 4).

Figura 4. Representação de modelos matemáticos teóricos isotrópicos



Fonte: Adaptado de Camargo (1998).

2.4.3 Krigagem

Dentre os modelos de interpolação, têm-se os não geoestatísticos tais como o inverso do quadrado da distância, média móvel, entre outros e os geoestatísticos, como por exemplo a krigagem ordinária, utilizada nesta pesquisa. A principal diferença entre eles está no método de ponderação ou seja, de atribuir pesos ao conjunto de observações no sentido de estimar o valor da variável de interesse em pontos não amostrados. Complementarmente, a possibilidade de estimar, por construção metodológica, o campo de incertezas (ou de variâncias) associado à estimativa da variável de estudo, distingue a abordagem geoestatística em relação a outros procedimentos de natureza distinta (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Desenvolvida por Matheron a partir de estudos empíricos de Daniel Krige, a krigagem é um método de estimativa local de valores de uma variável em todos os pontos de uma área geográfica delimitada, tendo como base conceitual a teoria das variáveis regionalizadas, que leva em consideração o semivariograma (LECOUSTRE; REFFYE, 1986).

A krigagem faz parte de uma abordagem geoestatística, que busca exibir uma estrutura de correlação espacial baseada em uma ferramenta poderosa (SILVA; SIMÕES, 2014), a saber o semivariograma.

A krigagem é um método de interpolação de dados que usa a dependência espacial entre amostras vizinhas, expressa por meio de um semivariograma ajustado, para estimar valores em qualquer posição dentro do espaço analisado (DIAS *et al.*, 2015).

A krigagem se desdobra em mais de um método de estimação, sendo os mais conhecidos a krigagem universal, a krigagem simples e a krigagem ordinária, sendo este último o mais utilizado atualmente nas diversas áreas do conhecimento devido, sobretudo, à simplicidade do método, que utiliza o método das médias móveis ponderadas para interpolação de valores e, também porque proporciona a incerteza associada à estimativa, por meio da variância de krigagem (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Segundo Bagnara *et al.* (2012), no processo básico de interpolação por krigagem ordinária, a estimativa de uma variável em local não amostrado (v^*) é obtida a partir da combinação linear dos n dados amostrados (v_i) disponíveis na vizinhança do ponto analisado, de acordo com a expressão geral:

$$v^* = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i \ . v_i \quad \text{.....(2)}$$

onde λ_i (i = 1,2,..,n) são os pesos atribuídos a cada valor amostral.

O valor da estimativa para um local não amostrado, é obtido pela combinação linear de valores medidos em locais vizinhos amostrados, levando-se em conta o modelo matemático de ajuste da estrutura da dependência espacial da variável, que é apresentado pelo semivariograma.

Portanto, anteriormente à realização da krigagem, deve-se proceder ao ajuste semivariográfico, por meio de um modelo ou função matemática que melhor represente o comportamento das observações do atributo avaliado, levando-se sempre em consideração a premissa da dependência espacial.

Diversos autores consideram a krigagem como sendo o principal estimador geoestatístico por considerar as seguintes vantagens frente aos demais métodos: a) apresenta maior precisão e fidelidade aos dados originais, ou seja, é um estimador

não tendencioso; b) é o mais estável e confiável para dados com normalidade; c) é de mínima variância e d) apresenta o erro associado às estimativas. Portanto, todos esses fatores associados fazem com que a krigagem se destaque frente aos demais estimadores geoestatísticos disponíveis. (VIEIRA *et al.*, 1983; ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989; JOURNEL; HUIJBRETS, 1991; BORGELT *et al.*, 1994; CAMARGO, 1998; VIEIRA, 2000; BRANDÃO, 2001).

Estimativas não enviesadas, ou não tendenciosas, significam que, em média, a diferença entre os valores preditos e verdadeiros para o mesmo ponto deverá ser nula. Variância mínima significa que estes preditores possuem a menor variância dentre todos os preditores não enviesados (CAMARGO, 1998).

Silva e Simões (2014) constataram que vários estudos comparam a krigagem com outros métodos de interpolação e que por fim, entre todos os métodos de interpolação espacial avaliados, a krigagem é a mais convincente em função de seus princípios teóricos, além de que consideram, e apresentam, os fatores de incerteza que ocorrem em sistemas naturais de interações complexas.

Pasini *et al.* (2019) corroboraram ao comparar dois métodos de interpolação, a saber, krigagem ordinária e Inverso do Quadrado da Distância. Esses autores constataram que o método da krigagem teve melhor desempenho que o IQD na avaliação da validação cruzada, resultando na recomendação de seu uso em estimativa de valores em pontos não amostrados.

Na estimação pelo método da krigagem, o procedimento é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, exceto que os “pesos” dos pontos utilizados para a interpolação de valores para pontos não amostrados são determinados a partir de uma análise espacial, baseada no semivariograma experimental, ou seja, são atribuídos pesos distintos para pontos amostrados de acordo com a sua posição relativa, ou seja, quanto mais próximo do ponto a ser predito, mais influência o ponto amostrado exercerá no seu valor estimado (CAMARGO, 1998).

Portanto, a técnica de krigagem é a que mais se adequa às necessidades da agricultura de precisão no estudo da variabilidade espacial dos fatores naturais envolvidos no processo produtivo da culturas plantadas dadas as suas vantagens ante aos demais estimadores, bem como pela sua facilidade de uso e compreensão, lançando a geoestatística no campo científico agronômico como ferramenta fundamental à agricultura de precisão.

2.4.4 Geoestatística aplicada à agricultura de precisão

A partir de meados da década de 1980, coincidindo com o início da popularização do GPS, a geoestatística passou a ser incorporada na ciência agronômica, se tornando uma ferramenta de auxílio no monitoramento dos fatores ligados à produção agrícola através da elaboração de mapas de distribuição, dispersão e comportamento de fenômenos tais como atributos químicos, físicos e biológicos do solo, propriedades do relevo, do clima, da água, avaliação da variabilidade do comportamento espacial de doenças e pragas agrícolas, avaliação da distribuição espacial da produtividade e de aspectos da produção de biomassa em lavouras entre outras inúmeras avaliações no âmbito do monitoramento agrícola. A isso, no Brasil, convencionou-se chamar de agricultura de precisão.

Utilizada inicialmente para solucionar problemas de estimativas geológicas, a geoestatística passou a ser uma ferramenta de grande utilidade para diversos campos, tais como análise espacial de crimes, eEpidemiologia, Climatologia, Geotecnia, Hidrogeologia, Silvicultura, Cartografia, Geologia Ambiental, Pedologia, Agricultura de Precisão dentre outros (YAMAMOTO; LANDIM, 2013; STURARO, 2015).

As técnicas geoestatísticas permitem apresentar a variabilidade dos elementos que compõem a fertilidade do solo. O mapeamento da variabilidade por sua vez subsidia a recomendação de fertilizantes no solo em doses variáveis de acordo com a necessidade específica de cada local e não indistintamente baseando-se em valores médios de fertilidade dos talhões como na agricultura tradicional (BERNARDI *et al.*, 2014; COSTA *et al.*, 2014).

Silva *et al.* (2017) mencionaram que a abordagem geoestatística é uma ferramenta apropriada para analisar atributos de solo e de planta cuja variabilidade espacial apresenta certo grau de organização expresso pela dependência espacial. Esses autores sugeriram ainda que as pesquisas geoestatísticas devem avançar para áreas de grande produção agrícola tais como o cerrado brasileiro com vistas a aumentar a sustentabilidade desses sistemas produtivos.

Bottega *et al.* (2017) conseguiram determinar zonas de manejo a partir de análises geoestatísticas por meio da krigagem, avaliando a correlação da variabilidade espacial da produtividade da soja com atributos do solo. Segundo esses autores, o conhecimento da correlação entre a variabilidade espacial dos atributos do solo e a

produtividade das culturas é necessário para implementação de práticas agrícolas de precisão.

Barbosa *et al.* (2019) em sua pesquisa de determinação de zonas de manejo mencionaram que os procedimentos geoestatísticos utilizados possibilitam o entendimento da variabilidade espacial de características físico-químicas do solo, consequentemente, segundo os autores, facilitando o manejo e reduzindo custos de gestão.

Neste sentido, pode-se afirmar que a geoestatística está diretamente relacionada com o tripé de vantagens inerente à adoção de práticas de agricultura de precisão, ou seja, os ganhos agronômicos, econômicos e ambientais oriundos do uso racional de insumos agrícolas, isto é, ela subsidia matematicamente a elaboração dos mapas de aplicação em taxas variáveis, respeitando a variabilidade espacial das propriedades do solo.

Por fim, destaca-se que muitos SIG's e softwares especializados em agricultura de precisão tais como QGis, ArcGis, Spring, Surfer, GS+, SGis, CR Campeiro, entre outros, alguns gratuitos, disponibilizam módulos de análise geoestatística em suas interfaces, possibilitando a realização detalhada da análise da variabilidade espacial de variáveis agronômicas e geração dos mapas temáticos.

REFERÊNCIAS

ANDRIOTTI, J. L. S. Notas de geoestatística. ***Acta Geologica Leopodensia***. [*S. l.*], 2002. Disponível em: http://rigeo.cprm.gov.br/jspui/bitstream/doc/519/1/Art_Andriotti_notas_geoestatistica.pdf. Acesso em: 25 jun. 2020.

ANSELMI, A. **Adoção da AP no Rio Grande do Sul**. 2012. 104 f. Dissertação (Mestrado em Agronegócios) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012. Disponível em: https://lume.ufrgs.br/handle/10183/40495. Acesso em: 25 jun. 2020.

ANTUNIASSI, U. R.; BAIO, F. H. R; SHARP, T. C. Agricultura de Precisão. *In*: ABRAPA – Associação Brasileiro dos Produtores de Algodão. (org.). **Algodão no Cerrado do Brasil**. 3. ed. Brasília: Eleusio Curvelo Freire, 2015. p. 767-806.

ARTUR, A. G.; OLIVEIRA, D. P.; COSTA, M. C. G.; ROMERO, R. E.; SILVA, M. V. C.; FERREIRA, T. O. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo, associada ao microrrelevo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 44, n. 2, p. 141-149, 2014. Disponível em: http://www.agriambi.com.br. Acesso em: 12 abr. 2020.

ASSUNÇÃO. D. W. de; ROCHA, J. C.; SILVA, O. J. C. SOUZA, G. C. de; PREREIRA, A. L. M. dos S.; CRUZ, T. D. da; LEITE, S. K. M.; ARRUDA, B. R. de. Utilização de urucum na alimentação de frangos da linhagem Label Rouge. *In*: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 55, 2018, CONGRESSO BRASILEIRO DE ZOOTECNIA, 28. 2018, Goiânia. **Anais** [...]. Goiânia: SBZ, 2018. Disponível em: http://www.adaltech.com.br/anais/zootecnia2018/resumos/trab-2515.pdf. Acesso em: 15 ago. 2020.

BAGNARA, D.; PRIETTO, P. D. M.; TIMBOLA, R. S. Aplicação da krigagem ordinária na modelagem do pH e da dureza da água subterrânea na área central de Passo Fundo – RS. **Revista Teoria e Prática na Engenharia Civil**, [*s. l.*], n. 20, p. 12, 15-22, 2012. Disponível em: http://www.editoradunas.com.br/revistatpec/Art2_N20.pdf. Acesso em: 13 maio 2020.

BARBOSA, D. F.; BOTTEGA, E. L.; VALENTE, D. S. M.; SANTOS, N. T.; GUIMARÃES, W. D. Delineation of homogeneous zones based on geostatistical models robust to outliers. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 32, n. 2, p. 472 – 481, 2019. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1983-21252019v32n220rc. Acesso em: 07 out. 2020.

BARBOSA, I. C.; APPEL NETO, I.; SEIDEL, E. J.; OLIVEIRA, M. S. de. Proposal of the spatial dependence evaluation from the power semivariogram model. **Bulletin Geodetic Science**, Curitiba, v. 23, n. 3, p. 461-475, 2017. Disponível em: https://revistas.ufpr.br/bcg/article/view/55438/33555. Acesso em: 12 mar. 2020.

BATISTA, J. A. **Adoção da agricultura de precisão na Amazônia**: estudo de caso na região cone sul do estado de Rondônia. 2016. Dissertação (Mestrado em Agricultura de Precisão) - Programa de Pós-Graduação em Agricultura de Precisão, Colégio Politécnico, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2016. Disponível em: https://repositorio.ufsm.br/handle/1/4841. Acesso em: 12 mar. 2020.

BERNARDI, A. C. C. *et al.* (ed.). **Agricultura de precisão**: resultados de um novo olhar. Brasília, DF: Embrapa, 2014. 596 p. Disponível em: https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/1002959/agricultura-de-precisao-resultados-de-um-novo-olhar. Acesso em: 20 jun. 2020.

BITENCOURT, A. P. R. **Obtenção de nanodispersões aquosas contendo extrato de urucum (*Bixa orellana* L.) com potencial aplicação em alimentos**. 2017. Dissertação (Mestrado em Ciências Farmacêuticas) – Fundação Universidade Federal do Amapá, Macapa, 2017. Disponível em: https://www2.unifap.br/ppgcf/files/2015/04/Dissertacao_Antonio-Paulo-Ribeiro-Bitencourt_27-04-2017.pdf. Acesso em: 12 abr. 2020.

BRANDÃO, W. Utilização de métodos geoestatísticos de krigeagem ordinária e krigeagem por indicação na interpolação de dados geoquímicos de solos: uma comparação. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 10, 2001, Foz do Iguacú. **Anais** [...]. Foz do Iguaçú: [s.n.], 2001. Disponível em: file:///C:/Users/Microsoft%20Windows/Downloads/0387.394.195.pdf. Acesso em: 07 out. 2020.

BONINO, R. **Urucum:** sacola brasileira. [*S. l.: s. n.*], 2014. Disponível em: http://asacolabrasileira.com.br/2014/05/06/urucum/. Acesso em: 23 jun. 2020.

BORGELT, S. C.; SEARCY, S. W.; STOUT, B. A.; MULLA, D. J. Spatially-variable liming rates - a method for determination. **Transactions of the ASAE**, St. Joseph, v. 37, n. 5, p. 1499-1507, 1994.

BOTTEGA, E. L.; QUEIRÓZ, D. M. de; PINTO, F. de A. de C.; SOUZA, C. M. A. de; VALENTE, D. S. M. Precision agriculture applied to soybean: Part I - Delineation of management zones. **Australian Journal of Crop Science**, Madison, v. 11, n. 5, p. 573-579, 2017. Disponível em: http://www.cropj.com/may2017.html. Acesso em: 12 dez. 2019.

CAMARGO, E. C. G. Geoestatística: fundamentos e aplicações. *In*: CÂMARA, G.; Medeiros, J. S. (ed.) **Geoprocessamento para projetos ambientais**. São José dos Campos: INPE, 1998.

CARNEIRO, J. S. S.; SANTOS, A. C. M.; FIDELIS, R. R.; SILVA NETO, S. P.; SANTOS, A. C.; SILVA, R. R. Diagnóstico e manejo da variabilidade espacial da fertilidade do solo no cerrado do Piauí. **Revista de Ciências Agroambientais**, Alta Floresta, v. 14, n. 2, p. 1-11, 2016. Disponível em: https://periodicos.unemat.br/index.php/rcaa/article/view/1469/1523. Acesso em: 20 dez. 2020.

CASTRO, C. B.; MARTINS, C. da S.; FALESI, I. C.; NAZARÉ, R. F. R. de; KATO, O. R.; BENCHIMOL, R. L.; MAUES, M. M. **A cultura do urucum**. 2. ed. Brasília-DF: Embrapa Amazônia Oriental, 2009. Disponível em: https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/428270/a-cultura-do-urucum. Acesso em: 07 out. 2020.

CARVALHO, P. R. N. **O uso da semente de urucum na alimentação animal**. 2017. Disponível em: https://www.ourucum.com.br/. Acesso em: 05 set. 2020.

CARVALHO, P. R. N. **Urucum**: histórico, situação atual e perspectivas. [*S. l.: s. n.*], 2018. Disponível em: www.ourucum.com.br. Acesso em: 22 ago. 2020.

CHERUBIN, M. R.; SANTI, A. L.; EITELWEIN, M. T.; AMADO, T. J. C.; SIMON, D. H. DAMIAN, J. M. Dimensão da malha amostral para caracterização da variabilidade espacial de fósforo e potássio em Latossolo Vermelho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 50, n. 2, p. 168-177, 2015. Disponível em: https://doi.org/10.1590/S0100-204X2015000200009. Acesso em: 29 nov. 2019.

CHERUBIN, M. R.; SANTI, A. L.; EITELWEIN, M. T.; MENEGOL, D. R.; ROS, C. O. da; PIAS, O. H. de C. BERGHETTI, J. Eficiência de malhas amostrais utilizadas na caracterização da variabilidade espacial de fósforo e potássio. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 44, n. 3, p. 425-432, 2014. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/cr/v44n3/a6414cr2013-0771.pdf. Acesso em: 26 nov. 2019.

COSTA, C. K. **Estudo fitoquímico de Bixa orellana L., Bixaceae e aplicação de seu óleo em formulação cosmética**. 2007. Dissertação (Mestrado em Ciências Farmacêuticas) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2007. Disponível em: http://www.dominiopublico.gov.br/pesquisa/DetalheObraForm.do?select_action=&co_obra=77786. Acesso em: 12 jul. 2020.

COSTA, N. R.; CARVALHO, M. P.; DAL BEM, E. A.; DALCHIAVOM, F. C.; CALDAS, R. R. Produtividade de laranja correlacionada com atributos químicos do solo visando a zonas específicas de manejo. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v. 44, n. 4, p. 391-398, 2014. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1983-40632014000400001&lng=en&nrm=iso. Acesso em: 22 maio 2020.

DALCHIAVON, F. C.; RODRIGUES, A. R.; LIMA, E. S.; LOVERA, L. H.; MONTANARI, R. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo cultivado com soja sob plantio direto. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 16, n. 2, p.144-154, 2017. Disponível em: https://doi.org/10.5965/223811711622017144. Acesso em: 16 ago. 2020.

DIAS, M. J.; ALVES, S. M. F.; REIS, E. F. dos; OLIVEIRA, D. G. de. Probabilidade de ocorrência dos atributos químicos em um Latossolo sob plantio direto. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 28, n. 4, p. 181-189, 2015. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1983-21252015v28n420rc. Acesso em: 30 jun. 2020.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. **Visão 2030**: o futuro da agricultura brasileira. Brasília, DF: Embrapa, 2018. 212 p. ISBN 978-85- 7035-799- 1. Disponível em: https://www.embrapa.br/documents/10180/9543845/Vis%C3%A3o+2030+-+o+futuro+da+agricultura+brasileira/2a9a0f27-0ead-991a-8cbf-af8e89d62829. Acesso em: 12 maio 2019.

FABRI, E. G.; TERAMOTO, J. R. S. Urucum: fonte de corantes naturais. **Horticultura Brasileira**, Brasília, DF, v. 33, n. 1, 2015. Disponível em: https://doi.org/10.1590/S0102-053620150000100023. Acesso em: 20 dez. 2020.

FABRI, E. G.; TERAMOTO, J. R. S.; MAIA, N. B. Urucum. *In*: INSTRUÇÕES agrícolas para as principais culturas econômicas. Campina: Instituto Campinas, 2014. Boletim 200. Disponível em: https://www.passeidireto.com/arquivo/25113641/boletim-200-iac-instrucoes-agricolas-para-as-principais-culturas-economicas. Acesso em: 12 jul. 2020.

FERRAZ, G. A.; S.; SILVA, S. M. da; OLIVEIRA, M. S. de; CUSTÓDIO, A. A. P.; FERRAZ, P. F. P. Variabilidade espacial dos atributos da planta de uma lavoura cafeeira. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 48, n. 1, p. 81-91, 2017. https://doi.org/10.5935/1806-6690.20170009. Acesso em: 27 nov. 2019.

FILHO, H. M de S.; BUAINAIN, A. M.; SILVEIRA, J. M. F. J. da; VINHOLIS, M. de M. B. Condicionantes da adoção de inovações tecnológicas na agricultura. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, Brasília, DF, v. 28, n. 1, p. 223-255, 2011. Disponível em: http://dx.doi.org/10.35977/0104-1096.cct2011.v28.12041. Acesso em: 17 jun. 2020.

FRANCO, C. F. O. *et al.* **Urucum**: sistemas de produção para o Brasil. João Pessoa: EMEPA, 2008.

GARCIA, C. E. R. *et al.* Carotenoides bixina e norbixina extraídos do urucum (Bixa orellana L.) como antioxidantes em produtos cárneos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 42, 1510-1517, 2012. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/S0103-8478201200080002. Acesso em: 27 jan. 2020.

GIULIANI, E. **Estimativa de preço justo para sementes de urucum**. [*S. l.: s. n.*], 2017. Disponível em: www.ourucum.com.br. Acesso em: 12 ago. 2020.

GOERING, C. E. Recycling a concept. **Agricultural Engineering**, St. Joseph, v. 65, n. 6, p. 25, 1993.

GUIMARÃES, W. D.; GRIPP JUNIOR, J.; MARQUES, E. A. G.; SANTOS, N. T.; FERNANDES, R. B. A. Variabilidade espacial de atributos físicos de solos ocupados por pastagens. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 47, n. 2, p. 247-255, 2016. http://dx.doi.org/10.5935/1806-6690.20160029. Acesso em: 22 jun. 2020.

HAGHVERDI, A.; LEIB, B. G.; WASHINGTON-ALLEN, R. A.; AYERS, P. D.; Buschermohle, M. J. Perspectives on delineating management zones for variable rate irrigation. **Computers and Electronics in Agriculture**, New York, v. 117, p. 154-167. Disponível em: https://doi.org/10.1016/j.compag.2015.06.019. Acesso em: 12 fev. 2020.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Banco de tabelas estatísticas**. Rio de Janeiro, 2018. Disponível em: https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1613. Acesso em 25 ago. 2018.

INAMASU, R. Y.; BERNARDI, A. C. C. Agricultura de precisão. Embrapa Instrumentação. *In*: AGRICULTURA de precisão: resultados de um novo olhar. Brasília: Embrapa, 2014. 596 f. Disponível em: https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/1002959/agricultura-de-precisao-resultados-de-um-novo-olhar. Acesso em: 17 abr. 2019.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geoestatistics**. New York: Oxford University, 1989. 561 p.

JOSEPH, N.; SIRIL, E. A. Evaluation and selection of elite annatto (Bixa orellana L.) and identification of RAPD markers associated with yield traits. **Brazilian Journal of Botany,** São Paulo, v. 37, n. 1. 2014. Disponível em: https://doi.org/10.1007/s40415-013-0039-9. Acesso em: 12 jan. 2019.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1991. 600p.

KONRAD, E. C. G.; TARSITANO, M. A. A.; COSTA, S. M. A. L. Análise econômica da cultura do urucum (*bixa orellana*) em adamantina, SP. **Cultura Agronômica**, Ilha Solteira, v. 24, n. 1, p. 93-102, 2015. Disponível em: https://ojs.unesp.br/index.php/rculturaagronomica/article/view/2305/1718. Acesso em: 20 jan. 2019.

LECOUSTRE, R.; REFFYE, P. La théorie des variables régionalisées, des applications possibles dans le domaine épidémiologique aux recherches agronomiques, en particular sur le palmier à huile et le cocotier. **Oléagineux**, New York, v. 41, n. 12, p. 541-548, 986.

LEITE, L. F. C.; FERREIRA, J. S.; VELOSO, M. E. C.; MOUSINHO, F. E. P.; ROCHA JUNIOR, A. F. Variabilidade espacial das frações da matéria orgânica do solo em área degradada sob recuperação. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 19, n. 4, p. 394-491, 2015. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/rbeaa/v19n4/1415-4366-rbeaa-19-04-0394.pdf. Acesso em: 23 abr. 2020.

LEMOS FILHO, L. C. A.; FERREIRA, L. L. N.; LYRA, D. L. de. Variabilidade espacial de atributos do solo indicadores de degradação ambiental em microbacia hidrográfica. **Revista Agro@mbiente On-line**, [*s. l.*], v. 11, n. 1, p. 11-20, 2017. DOI: http://dx.doi.org/10.18227/1982-8470ragro.v11i1.3413. Acesso em: 23 jan. 2020.

LIMA, F. V. de; SILVINO, G. da S.; MELO, R. S. de S.; LIRA, E. C.; RIBEIRO, T. D. S. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em área de encosta sob processo de degradação. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 28, n. 4, p. 53 – 63, 2015. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1983-21252015v28n406rc. Acesso em: 22 ago. 2020.

LIMA, V. A. **Atividades de inovação na agricultura de precisão do Brasil: uma análise na perspectiva dos sistemas de inovação tecnológica**. 2019. Dissertações (Mestrado em Administração) - Universidade Municipal de São Caetano do Sul, São Caetano do Sul, 2019.

MALDANER, L. F.; WEI, M. C. F.; MOLIN, J. P. **Mapas de produtividade**. Piracicaba: Esalq, 2019. 5 p. Agricultura de precisão. Boletim técnico, 4. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/338555355_Mapas_de_Produtividade. Acesso em: 02 out. 2020.

MANTOVANI, N. C. *et al.* Avaliação de genótipos de urucum (Bixa orellana l.) por meio da caracterização morfológica de frutos, produtividade de sementes e teor de bixina. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 23, p. 355-362, 2013. Disponível em: http://dx.doi.org/10.5902/198050989281. Acesso em: 26 set. 2019.

MANZATTO, C. V.; BHERING, S. B.; SIMÕES, M. **Agricultura de precisão**: propostas e ações da Embrapa Solos. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 1999. Disponível em: http://www.cnps.embrapa.br/search/pesqs/proj01/proj01.html. Acesso em: 25 abr. 2019.

MATIAS, S. S. R.; NÓBREGA, J. C. A.; NÓBREGA, R. S. A.; ANDRADE, F. R.; BAPTISTEL, A. C. Variabilidade espacial de atributos químicos em Latossolo cultivado de modo convencional com soja no cerrado piauiense. **Rev. Agro@mbiente On-line**, Boa Vista, v. 9, n. 1, p. 17- 26, 2015.

MOLIN, J. P.; AMARAL, L. R. do; COLAÇO, A. F. **Agricultura de precisão**. São Paulo: Oficina de Textos, 2015. 238 p.

MONTANARI, R.; PANACHUKI, E.; LOVERA, L. H.; CORREA, A. R.; OLIVEIRA, I. S.; QUEIROZ, H. A.; TOMAZ, P. K. Variabilidade espacial da produtividade de sorgo e de atributos do solo na região do Ecótono Cerrado-Pantanal, MS. **Revista Brasileira Ciências do Solo**, Viçosa, MG, v. 39, n. 2, p. 385-396, 2015. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/01000683rbcs20140215. Acesso em: 16 mar. 2020.

MOREIRA, P. A.; LINS, J.; DEQUIGIOVANNI, G.; VEASEY, E. A.; CLEMENT, C. R.. The domestication of annatto (*Bixa orellana*) from *Bixa urucuana* in Amazônia. **Economic Botany**, New York, n. 2. v. 69. p. 127-135. 2015. Disponível em: https://doi.org/10.1007/s12231-015-9304-0. Acesso em: 12 jan. 2020.

MOREIRA, P. R. **Atividade antioxidante da bixina sobre os danos causados pelo tetracloreto de carbono no fígado de ratos**. 2012. 45 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Medicina Veterinária, Universidade Estadual Paulista, Araçatuba, 2012. Disponível em: https://repositorio.unesp.br/bitstream/handle/11449/99878/moreira_pr_me_araca.pdf?sequence=1&isAllowed=y. Acesso em: 12 jul. 2020.

OLIVEIRA, L. B. T. de; SANTOS, A. C. dos; LIMA, J. dos S.; NEVES NETO, D. N. Variabilidade espacial das respostas produtivas e morfológicas do capim-Marandu em função dos atributos químicos e topográficos. **Revista Brasileira de Saúde Produção Animal**, Salvador, v. 16, n. 4, p. 772-783, 2015. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/S1519-99402015000400002. Acesso em: 12 jun. 2020.

OLIVEIRA, R. P. de; GREGO, C. R. Adoção da agricultura de precisão. *In*: OLIVEIRA, R. P. de; GREGO, C. R.; BRANDAO, Z. N. (ed.). **Geoestatística aplicada na agricultura de precisão utilizando o Vesper**. Brasília, DF: Embrapa, 2015. Cap. 1, p. 19-27. Disponível em: http://www.bdpa.cnptia.embrapa.br/consulta/busca?b=pc&biblioteca=vazio&busca=autoria:%22GREGO,%20C.%20R.%22. Acesso em: 22 set. 2019.

OPROMOLLA, P. A.; DALBEN, I.; CARDIM, M. Análise da distribuição espacial da hanseníase no Estado de São Paulo, 1991-2002. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 8, n. 4, p. 356-364, 2005.

PASINI, M. P. B.; LÚCIO, A. D.; CARGNELUTTI FILHO, A.; RIBEIRO, A. L. de p.; BORTOLOTTO, R. P. ZAMBERLAN, J. F. Interpolators in predicting the estimated population density of *Oebalus* spp. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v. 14, n. 1, p. e 5621, 2019. DOI: 10.5039/agraria.v14i1a5621. Disponível em: http://www.agraria.pro.br/ojs-2.4.6/index.php?journal=agraria&page=article&op=view&path%5B%5D=agraria_v14i1a5621. Acesso em: 12 abr. 2020.

PELISSARI, A. L.; CALDEIRA, S. F.; SANTOS, V. S. dos. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em povoamento de *Tectona grandis*. **Cerne**, Lavras, v. 20, n. 3, p. 377-384, 2014. https://doi.org/10.1590/01047760201420031437 10.1590/01047760201420031437. Acesso em: 03 out. 2020.

RIBEIRO, L. da S.; OLIVEIRA, I. R. de; DANTAS, J. S.; SILVA, C. V. da; SILVA, G. B. da; AZEVEDO, J. R. de. Variabilidade espacial de atributos físicos de solo coeso sob sistemas de manejo convencional e de plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 51, n. 9, p. 1699-1702, 2016. Disponível em: https://doi.org/10.1590/s0100-204x2016000900071. Acesso em: 12 ago. 2019.

SANA, R. S.; ANGHINONI, I.; BRANDÃO, Z. N. HOLZSCHUC, M. Variabilidade espacial de atributos físico-químicos do solo e seus efeitos na produtividade do algodoeiro. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 18, n. 10, p. 994–1002, 2014. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v18n10p994-1002. Acesso em: 12 set. 2019.

SANTI, A. L.; AMADO, T. J. C.; EITELWEIN, M. T.; CHERUBIN, M. R.; SILVA, R. F. da; ROS, C. O. da. Definição de zonas de produtividade em áreas manejadas com agricultura de precisão. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v. 8, n. 3, p. 510-515, 2013. DOI:10.5039/agraria.v8i3a2489. Disponível em: http://www.agraria.pro.br/ojs-2.4.6/index.php?journal=agraria&page=article&op=view&path%5B%5D=agraria_v8i3a2489. Acesso em: 26 nov. 2019.

SANTOS, E. O. J.; GONTIJO, I.; SILVA, M. B. ; DRUMOND NETO, A. P. Variabilidade espacial de macronutrientes em uma lavoura de café Conilon no Norte do Espírito Santo. **Revista Ciências Agronômica**, Fortaleza, v. 46, n. 3, p. 469-476, 2015. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/rca/v46n3/0045-6888-rca-46-03-0469.pdf. Acesso em: 20 dez. 2019.

SANTOS, F. K. F. dos. **Determinação dos teores de bixina e análise da atividade antimicrobiana e antioxidante dos extratos das sementes de duas variedades de urucum (*Bixa orellana* L.) em diferentes temperaturas de estocagem**. 2013. Dissertação (Mestrado em Ciência de Alimentos) - Instituto de Química, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2013.

SÁTIRO, J. N. de O.; CREMONESI, M. V.; SANTOS, A.; FERREIRA, T.; WINCKLER, J. R. Agricultura de precisão na caracterização da variabilidade espacial de fósforo e potássio no munícipio de Coronel Domingos Soares. *In:* REUNIÃO PARANAENSE DE CIÊNCIA DO SOLO – RPCS, 6., 2019, Ponta Grossa. **Anais** [...]. Ponta Grossa: [*s. n.*], 2019. Disponível em: http://www.rpcs2019.com.br/trabalhos_aprovados/. Acesso em: 20 mar. 2020.

SILVA, C. B.; DE MORAES, M. A. F. D.; MOLIN, J. P. Adoção e uso de tecnologias de agricultura de precisão na indústria da cana-de-açúcar no estado de São Paulo, Brasil. **Precision Agriculture**, New York, v. 12, p. 67-81, 2011. Disponível em: https://doi.org/10.1007/s11119-009-9155-8. Acesso em: 12 jun. 2019.

SILVA, E. R. O. da; BARROS, M. M. de; PEREIRA, M. G.; GOMES, J. H. G.; SOARES, S. C. Effects of spatial variability of soil chemical parameters on Tifton 85 grass yield. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 33, n. 1, p. 236 – 245, 2020. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1983-21252020v33n125rc. Acesso em: 14 ago. 2020.

SILVA, G. S. da; SILVA, J. S. da S.; PREREIRA, F. A. de C.; SANTANA, R. A.; FIRMO, R. S.; SOBRINHO, O. P. L. Spatial variability of the saturated hydraulic conductivity of soil in cocoa farming in Recôncavo Baiano. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 32, n. 3, p. 786 – 794, 2019. http://dx.doi.org/10.1590/1983-21252019v32n323rc. Acesso em: 12 jun. 2020.

SILVA, J. S.; SILVA, E. F. F.; SIQUEIRA, G. M.; SILVA, G. F.; SOUZA, D. H. S. Spatial continuity of electrical conductivity, soil water content and texture on a cultivated area with cane sugar. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 31, n. 2, p. 434 – 445, 2018. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1983-21252018v31n220rc. Acesso em: 12 abr. 2019.

SILVA, W. M.; SIMÕES, S. J. C. Spatial Intra-Annual Variability of Precipitation Based on Geostatistics. A Case Study for the Paraıba do Sul Basin, Southeastern Brazil. **International Journal of Geosciences**, New York, v. 5, p. 408-417, 2014. Disponível em: http://dx.doi.org/10.4236/ijg.2014.54039. Acesso em: 27 ago. 2019.

SILVA JÚNIOR, J. F. **Simulação geoestatística e classificação numérica para o delineamento de unidade de mapeamento de atributos e erosão do solo**. 2014. Tese (Doutorado) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2014. Disponível em: https://repositorio.unesp.br/bitstream/handle/11449/121988/000812419.pdf?sequence=1&isAllowed=y. Acesso em: 26 jun. 2018.

SOARES, A. **Geoestatística para as ciências da terra e do ambiente**. 2. ed. Lisboa: Instituto Superior Técnico, 2006.

SOARES FILHO, R.; CUNHA, J. P. A. R. Agricultura de precisão: particularidades de sua adoção no Sudoeste de Goiás – Brasil. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 35, n. 4, p. 689-698. 2015. Disponível em: https://doi.org/10.1590/1809-4430-Eng.Agric.v35n4p689-698/2015. Acesso em: 08 out. 2019.

SOCIEDADE BRASILEIRA DE CIÊNCIA DO SOLO – SBCS. Comissão de Química e Fertilidade do Solo. **Manual de adubação e de calagem para os Estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina**. 10. ed. Porto Alegre: SBCS, 2004. Disponível em: http://www.sbcs-nrs.org.br/docs/manual_de_adubacao_2004_versao_internet.pdf. Acesso em: 12 out. 2019.

SOCIEDADE NACIONAL DE AGRICULTURA - SNA. **Demanda por corantes naturais aquece o mercado brasileiro de urucum**. 2015. Disponível em: https://www.sna.agr.br/demanda-por-corantes-naturais-aquece-mercado-brasileiro-de-urucum. Acesso em: 12 jan. 2018.

STURARO, J. R. **Apostila de geoestatística básica**. Rio Claro: [Unesp], 2015.

TRABUCO, J. **Como plantar urucum**. [*S. l.: s. n.*], 2016. Disponível em: https://www.montarumnegocio.com/como-plantar-urucum/. Acesso em: 12 nov. 2019.

UTIYAMA, C. E. **Utilização do resíduo de sementes processadas de urucum (*Bixa orellana* L.) na alimentação de suínos em crescimento**. 2001. 74 f. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, Disponível em: https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11139/tde-04092002-143923/publico/carlos.pdf. Acesso em: 08 out. 2019.

VIAN, A. L.; SANTI, A. L.; AMADO, T. J. C.; CHERUBIN, M. R.; SIMON, D. H.; DAMIAN, J. M.; BREDEMEIER, C. Variabilidade espacial da produtividade de milho irrigado e sua correlação com variáveis explicativas de planta. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 46, n. 3, p. 464-471, 2016. Disponível em: https://doi.org/10.1590/0103-8478cr20150539. Acesso em: 25 jun. 2020.

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v. 51, n. 1, p. 1-75, 1983.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. *In*: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ, V.H.; SCHAEFER, C.E.G.R. (ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v. 1, p. 1-53.

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

3 CARACTERIZAÇÃO DE ZONAS HOMOGÊNEAS EM LAVOURA DE URUCUM A PARTIR DE MAPAS DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO, PARÂMETROS FITOTÉCNICOS DA CULTURA E DA PRODUTIVIDADE DE SEMENTES EM VILHENA, RONDÔNIA

3.1 RESUMO

O objetivo deste estudo foi avaliar a fertilidade e a variabilidade espacial de atributos químicos do solo, de parâmetros fitotécnicos e da produtividade e da cultura do urucum para caracterização de regiões ou zonas homogêneas na lavoura, com vistas à implementação futura de práticas de manejo de sítio específico do solo. A pesquisa foi realizada durante a colheita em 2017 na propriedade rural familiar Chácara Santíssima Trindade, no município de Vilhena – RO. Implantou-se uma malha geoestatística de 18x18 m, totalizando 101 pontos amostrais para coleta de dados em uma área de 3,2 hectares de lavoura. O solo da área da pesquisa é classificado como NEOSSOLO Quartzarênico. Os atributos do solo foram avaliados em duas camadas, isto é, 0-0,20 m e 0,20 a 0,40 m, sendo eles P, MO, pH, K^{+}, Ca^{2+}, Mg^{2+}, Al^{3+}, m%, B, Cu^{2+}, Fe^{2+}, Mn^{2+} e Zn^{2+}. Da planta avaliou-se a produtividade de sementes (PR), a altura (Alt) e a circunferência da base do tronco (CB). A análise estatística clássica foi realizada com o software SAS 9.3 e a geoestatística com o GS^{+}. A fertilidade do solo não apresentou níveis adequados à produção agrícola, com pH baixo (e de reação muito ácida), teor e saturação por alumínio muito altos, teores de P muito baixos, teores das bases trocáveis e de micronutrientes baixos. A produtividade também foi baixa, refletindo à fertilidade do solo. A dependência espacial dos atributos foi confirmada pelos semivariogramas ajustados aos modelos esférico predominantemente e exponencial, ao passo que os mapas de krigagem apresentaram regiões específicas de fertilidade, caracterizando as zonas

homogêneas da lavoura, que deverão, a partir destes resultados, ser manejadas de forma diferenciada quanto ao uso de insumos agrícolas.

Palavras-chave: *Bixa orellana* L.. Geoestatística. Unidade de gestão diferenciada. Zonas de manejo. Atributos químicos do solo.

3.2 INTRODUÇÃO

O Brasil é o maior produtor de corantes naturais e sementes de urucum do mundo (CARVALHO, 2018). Na safra de 2018 foram colhidas 16.613 toneladas de sementes (IBGE, 2019), perfazendo a maior safra registrada no país. O Sudeste é a região de maior produção (6.097 toneladas), tendo São Paulo como principal representante (5.492 toneladas). A Região Norte (5.782 toneladas) é a segunda maior produtora de urucum do país, com destaque para Rondônia como o maior produtor (4.449 toneladas). Nos últimos anos o Brasil tem colhido em média 1,3 t ha^{-1} de semente de urucum (IBGE, 2019).

Em Rondônia destacam-se os municípios Costa Marques (860 toneladas), Seringueiras (697 toneladas) e São Francisco do Guaporé (600 toneladas) como os principais produtores em 2018. O município de Vilhena, local desta pesquisa, produziu 40 toneladas (IBGE, 2019).

A produtividade das plantas de urucum depende, assim como outras culturas, de condições adequadas de fertilidade do solo. Os NEOSSOLOS Quartzarênicos, predominantes no município de Vilhena são solos de pouco desenvolvimento pedogenético em função do material de origem, com sequência de horizontes A-C, apresentando textura arenosa ou franco-arenosa em todos os horizontes até, no mínimo, 1,50 m de profundidade com praticamente ausência de argila (SANTOS *et al.*, 2018). Os atributos físico-químicos deste solo implicam em baixa fertilidade natural e excessiva drenagem da água por infiltração, favorecendo a lixiviação dos nutrientes.

Muitas são as tecnologias inseridas a campo as quais permitem a utilização de um sistema de manejo que aprecia a variabilidade espacial de fatores ligados à produção das culturas agrícolas e atributos do solo. Dentre essas tecnologias destaca-se a utilização e as aplicações de técnicas geoestatísticas, que se baseia na teoria das variáveis regionalizadas. Os mapas de variabilidade espacial dos atributos

químicos do solo fornecem informações para o estabelecimento de práticas de manejo adequado do solo e das culturas agrícolas, visto que o desenvolvimento dos vegetais tende a acompanhar a distribuição espacial e a variação de nutrientes no solo (CAMPOS *et al.*, 2009).

A caracterização e o mapeamento da variabilidade espacial dos atributos do solo são etapas fundamentais para tomadas de decisão sobre o manejo da fertilidade do solo (SILVA *et al.*, 2020), permitindo a adoção de técnicas da agricultura de precisão (AP) por meio do manejo específico das áreas de cultivo e a aplicação de insumos de forma eficiente (CARVALHO *et al.*, 2018).

Para solos de baixa fertilidade, conhecer a variação dos teores de nutrientes é uma estratégia de manejo que possibilita o tratamento localizado de seus atributos químicos. Neste cenário, o mapeamento da variabilidade espacial dos atributos do solo e da planta é fundamental para a adoção de técnicas de agricultura de precisão que objetivam o manejo por sítio específico em áreas homogêneas. Nestas áreas, a aplicação de insumos pode ser empregada de forma eficiente, isto é, que promova o aumento da produtividade, a diminuição de custos e a redução do impacto ambiental. (DALCHIAVON *et al.*, 2017; CARVALHO *et al.*, 2018; SILVA *et al.*, 2020).

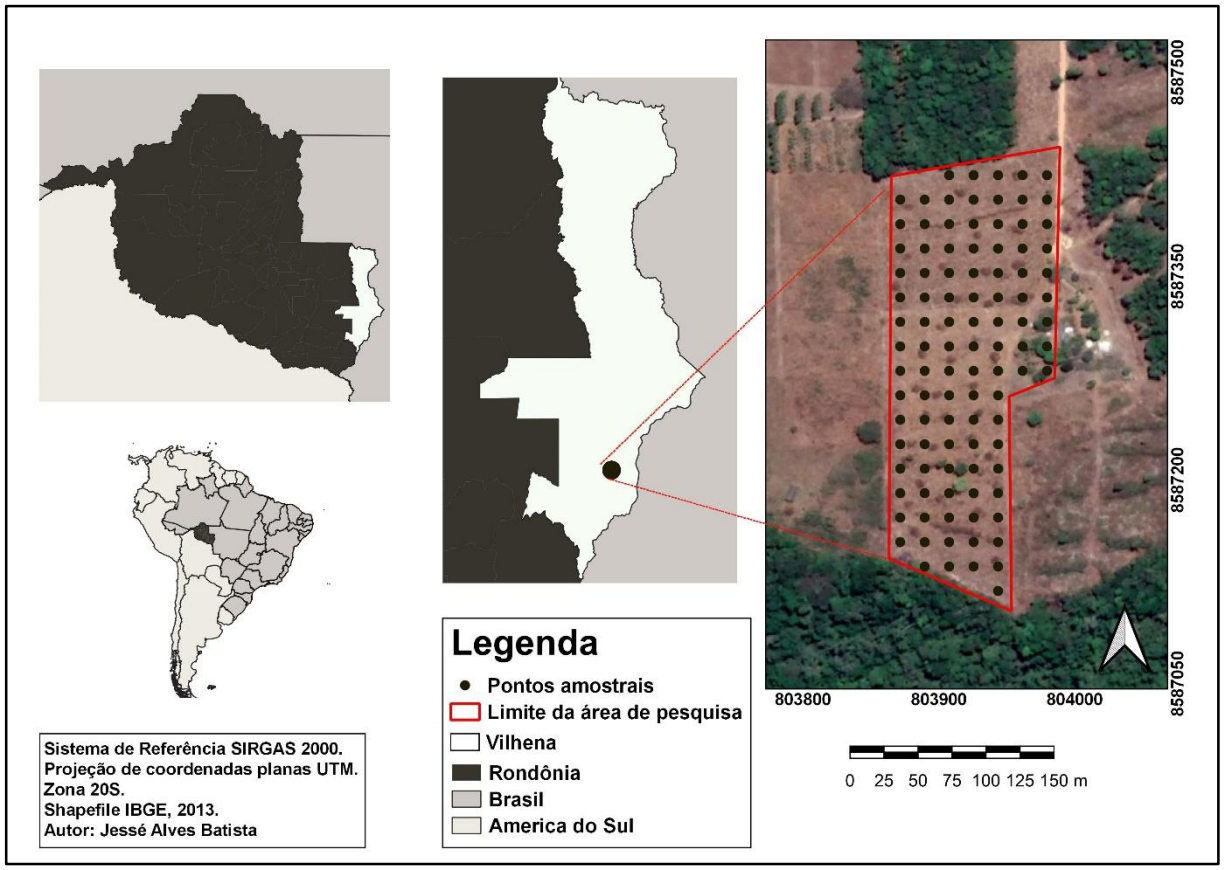
Segundo Dalchiavon *et al.* (2017) a AP contempla o manejo de sítio específico de solo e planta, a partir de informações da variabilidade espacial desses, visando o aumento da produtividade, otimização no uso dos recursos e redução no impacto ambiental.

O objetivo deste trabalho foi avaliar, por meio de técnicas geoestatísticas, a variabilidade espacial de atributos químicos do solo, de alguns parâmetros fitotécnicos e da produtividade de sementes da cultura do urucum, com intuito de caracterizar zonas homogêneas na lavoura, possibilitando o aprimoramento futuro do manejo da fertilidade do solo em sítios específicos a partir da aplicação de fertilizantes em taxas variáveis por unidades de gestão diferenciada.

3.3 MATERIAL E MÉTODOS

Este estudo foi realizado em uma área de 3,2 hectares cultivada com urucum cultivar Piavê Vermelha com 48 meses de idade, localizada no município de Vilhena, Rondônia (Figura 1) com coordenadas geográficas médias de 12°45'51.11"S e 60°12'1.75"O.

Figura 1. Mapa de localização da área da pesquisa em Vilhena – RO e representação da malha geoestatística com 101 pontos amostrais georreferenciados [Sistema de Referência de Coordenadas SIRGAS 2000, EPSG: 31980].



Fonte: Elaborado pelo autor.

O clima de Rondônia é o tropical quente e úmido, classificado por Köppen como Am (monção). A média de precipitação fica em torno de 1.400 a 2.600 mm ano^{-1}, enquanto a média anual da temperatura do ar varia de 24 a 26 ºC (ALVARES, 2013).

O solo é classificado como NEOSSOLO Quartzarênico (SANTOS *et al.*, 2018), com 830 g kg^{-1} de areia, 70 g kg^{-1} de silte e 100 g kg^{-1} de argila. O relevo da área da lavoura é ondulado, com declividade média de 12%.

Em agosto de 2013, ano de implantação da lavoura, realizou-se a aplicação de 1,5 kg de calcário dolomítico mais 300 g de esterco bovino curtido por cova 45 dias antes do plantio das mudas. Todavia, desde a implantação da lavoura até o início do ano de 2018 a gestão da fertilidade do solo foi realizada basicamente por meio da fertilização do solo com adubo mineral NPK em parcela única nos meses de janeiro

ou fevereiro, com dose de aplicação de aproximadamente 40 g de N, 40 g de K_2O e 15 g de P_2O_5 por planta, sem ter havido correção da acidez do solo neste período.

Na etapa inicial desta pesquisa delimitou-se a área da lavoura pelo *Google Earth* e realizou-se a malha amostral para coleta dos dados por meio do *software* QGis versão 3.14.1. A malha regular geoestatística apresentou 101 pontos amostrais espaçados entre si 18x18 m. As coordenadas UTM do *grid* foram transferidas para um receptor GNSS Trimble Juno 3B, possibilitando a navegação até os pontos de coleta de dados.

Os atributos químicos do solo foram avaliados nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m, totalizando 202 amostras de solo coletadas com trado holandês no centro de cada célula amostral. Devido a malha amostral muito densa, a amostra de solo de cada camada em cada célula era composta por uma amostra do centro da célula mais duas amostragens em um raio de 5 m do ponto central.

Foram determinados os seguintes atributos químicos do solo: pH em $CaCl_2$ P e K^+ disponíveis e Ca^{2+}, Mg^{2+} e Al^{3+} trocáveis por resina trocadora de íons, B com água quente e Cu^{2+}, Fe^{2+}, Mn^{2+} e Zn^{2+} com solução DTPA. Também foi calculada m% e a MO foi determinada pelo processo de combustão úmida do carbono orgânico, via colorimétrica, que resulta no teor de matéria orgânica do solo pela expressão MO = CO.17,24 (RAIJ *et al.*, 2011). Todas as análises laboratoriais seguiram a metodologia descrita por Raij *et al.* (2001). Da planta avaliou-se a produtividade de sementes (PR) bem como os parâmetros fitotécnicos altura de planta (Alt) medida desde o solo até a folha mais alta e a circunferência da base do tronco (CB) à 5 cm do solo. Todos os atributos da planta foram obtidos a partir da aferição em 6 plantas sorteadas por célula, de um total de 36.

A produtividade de sementes de cada célula foi obtida colhendo-se todos os buquês das 6 plantas que em seguida eram espalhados (separadamente por célula) em lona plástica para secagem ao ar durante 15 dias. Após esse período os buquês foram trilhados e assim foram obtidos os valores em kg de semente seca por célula, que posteriormente foram convertidos para kg ha^{-1}.

Para cada atributo avaliado, efetuou-se a análise descritiva clássica, com auxílio do software estatístico SAS (SCHLOTZHAVER; LITTELL, 1997), em que foram calculados a média, mediana, valores mínimos e máximos, desvio-padrão, coeficiente de variação, curtose, assimetria e distribuição de frequência.

Posteriormente, realizou-se a identificação dos outliers, efetuando a substituição dos seus valores pelo valor médio do atributo. Para testar a hipótese de normalidade, ou de lognormalidade, foi utilizada a estatística de Shapiro e Wilk (1965) a 1%. Posteriormente realizou-se a análise geoestatística com o pacote *Gama Design Software* (GS+, 2004) para estudo da dependência espacial por meio do semivariograma simples e caracterização da variabilidade espacial com a técnica da Krigagem Ordinária.

Os semivariogramas simples para os atributos avaliados nesta pesquisa foram ajustados aos modelos esférico e exponencial pela seguinte equação (01):

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad \text{.....(01)}$$

em que: *y(h)* é a semivariância estimada e *N(h)* o número de pares de valores medidos, *Z(xi)* e *Z(xi+h)* e, separados pela distância *h*. O avaliador da dependência espacial (ADE) seguiu os critérios determinados por Cambardella *et al.* (1994), isto é, a) ADE < 50% = dependência espacial fraca; b) 50% ≤ ADE ≤ 75% = dependência espacial moderada; e c) ADE > 75% = dependência espacial forte.

3.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados da análise descritiva (Tabela 1) indicam que somente CB, B e Fe^{2+} (0-0,20 m) apresentaram distribuição de frequência do tipo normal, provavelmente devido aos valores de curtose e assimetria próximos de zero, bem como valores de média e mediana aproximadamente iguais, podendo ambos representar o comportamento desses atributos ou ainda serem quantificados pelos respectivos desvios padrão (MIOT, 2017). Os demais atributos apresentaram distribuição não normal. A distribuição normal, apesar de desejável, visto que possibilita estimativas mais eficientes no processo de interpolação, não é um pressuposto fundamental para a formalidade geoestatística (OLIVEIRA *et al.*, 2015). Ressalta-se que, com intuito de simplificar e facilitar o entendimento das discussões e comparações acerca dos resultados da análise descritiva, serão utilizados os valores médios dos atributos.

Tabela 1. Análise descritiva da produtividade de sementes de urucum e parâmetros fitotécnicos da cultura e de alguns atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em um NEOSSOLO Quartzarênico referente ao primeiro ano agrícola avaliado.

Atributo [a]	Medidas estatísticas descritivas									
	Média	Mediana	Valor		Desvio Padrão	Coeficiente			Probabilidade do teste [b]	
			Mínimo	Máximo		Variação (%)	Curtose	Assimetria	Pr<w	DF
Atributos da planta										
PR (kg ha^{-1})	562,2	544,0	91,0	1338	261	46,40	0,231	0,714	<0,0001	IN
Alt (m)	2,3	2,3	1,2	3,5	0,5	22,40	-0,845	0,181	<0,0001	IN
CB (cm)	24,8	25,0	12	43	6,2	24,90	0,378	0,283	0,1422	NO
Atributos químicos do solo (camada 0-0,20 m)										
P (mg dm^{-3})	3,35	3,00	1,60	10,00	1,51	45,02	6,71	2,15	<0,0001	IN
MOS (g dm^{-3})	20,40	20,00	150	32,00	3,42	16,78	0,87	0,87	0,0003	IN
pH ($CaCl_2$)	3,74	3,70	3,40	4,10	4,10	4,19	-0,02	0,50	0,0002	IN
K^+ ($mmol_c$ dm^{-3})	0,47	0,30	0,00	1,00	0,27	57,18	-1,19	0.54	<0,0001	IN
Ca^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	3,08	2,00	1,0	11,0	2,52	81,94	1,18	1,24	<0,0001	IN
Mg^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	1,41	1,00	1,0	3,0	0,57	40,74	0,48	1,15	<0,0001	IN
Al^{3+} ($mmol_c$ dm^{-3})	13,78	14,00	6,0	20,0	2,89	20,95	0.09	-0,07	0,0341	TN
m (%)	74,69	81,00	30,00	90,00	14,11	18,90	0,83	-1,12	<0,0001	IN
B (mg dm^{-3})	0,16	0,16	0,06	0,26	0,04	27,63	-0,54	0,01	0.2575	NO
Cu^{2+} (mg dm^{-3})	0,21	0,200	0,10	0,40	0,68	32,79	1,38	0.72	<0,0001	IN
Fe^{2+} (mg dm^{-3})	201,26	202,00	34,0	409,00	78,92	39,21	0,48	0,14	0,5258	NO
Mn^{2+} (mg dm^{-3})	0,93	0,900	0,20	2,80	0,51	55,04	1,07	1,03	<0,0001	IN
Zn^{2+} (mg dm^{-3})	0,14	0,100	0,00	0,30	0,06	41,00	0,36	0,88	<0,0001	IN
Atributos químicos do solo (camada 0,20-0,40 m)										
P (mg dm^{-3})	2,12	2,00	1,00	4,00	0,76	36,01	0,14	0,45	<0,0001	IN
MO (g dm^{-3})	17,83	18,90	130	25,00	2,55	14,30	-0,16	0,47	0,0103	IN
pH ($CaCl_2$)	3,90	3,90	3,60	4,20	0,12	2,99	0,31	-0,24	<0,0001	IN
K^+ ($mmol_c$ dm^{-3})	0,38	0,20	0,00	1,00	0,28	73,01	-1,22	0,64	<0,0001	IN
Ca^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	2,63	1,00	1,00	9,00	2,13	81,11	-0,09	1,01	<0,0001	IN
Mg^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	1,30	1,00	1,00	2,00	0,45	34,66	-1,18	0,89	<0,0001	IN
Al^{3+} ($mmol_c$ dm^{-3})	12,13	12,00	8,00	19,00	2,40	19,77	0,16	0,64	0,0003	IN
m (%)	74,85	82,00	40,00	90,00	12,99	17,35	-0,72	-0,80	<0,0001	IN
B (mg dm^{-3})	0,14	0,140	0,06	0,26	0,04	31,70	-0,159	0,465	0,0349	TN
Cu^{2+} (mg dm^{-3})	0,20	0,200	0,10	0,40	0,07	36,51	0,432	0,554	<0,0001	IN
Fe^{2+} (mg dm^{-3})	144,37	132,00	3,00	345,00	73,96	51,23	-0,205	0,574	0,0091	IN
Mn^{2+} (mg dm^{-3})	0,68	0,600	0,10	2,00	0,41	60,17	1,160	1,267	<0,0001	IN
Zn^{2+} (mg dm^{-3})	0,12	0,100	0,10	0,21	0,04	31,52	1,558	1,861	<0,0001	IN

Nota: [a] PR = produtividade; Alt = Altura da planta; CB = Circunferência da base do tronco; P = Teor de fósforo; MO = teor de matéria orgânica; pH = potencial hidrogeniônico; K = teor de potássio; Ca = teor de cálcio; Mg = teor de magnésio; Al = teor de alumínio; m = saturação por alumínio na CTC; B = teor de boro; Cu = teor de cobre; Fe = teor de ferro; Mn = teor de manganês e Zn = teor de zinco; [b] NO, TN e IN respectivamente são distribuição de frequência do tipo normal, tendendo a normal e indeterminada. Fonte: Elaborado pelo autor.

Quanto ao coeficiente de variação, observa-se que, de acordo com descrição de Pimentel-Gomes (2009), somente pH, nas duas camadas, apresentou baixo CV (CV < 10%), corroborando Bottega *et al.* (2013) que afirmaram que o pH tem menor variabilidade espacial no solo quando comparado com outros atributos. Os teores de MO, Al^{3+} bem como m% apresentaram CV médio (10% < CV < 20%), Alt, CB e B apresentaram CV alto (20% < CV < 30%), enquanto os demais atributos apresentaram CV muito alto (> 30%).

Estes resultados corroboraram Carneiro *et al.* (2016) em LATOSSOLO Vermelho cultivado com arroz (*Oryza sativa* L.) e soja (*Glycine max* L.) com malha amostral de 100x60 m; Dalchiavon *et al.* (2017) em LATOSSOLO Vermelho cultivado com soja em SPD com malha amostral de 15x33 m; Carvalho *et al.* (2018) em NITOSSOLO com lavoura de cacau (*Theobroma cacao*) com malha amostral de 120 pontos em 1,5 hectare; Lima *et al.* (2018) em NEOSSOLO Quartzarênico cultivado com eucalipto (*Eucalyptus* spp) com malha amostral de 2 hectares; Noetzold *et al.* (2018) em LATOSSOLO cultivado com soja e milho (*Zea mays*) com malha amostral de 3,5 hectares e Matias *et al.* (2019) em ARGISSOLO Amarelo cultivado com Braquiária (*Brachiaria brizantha*) com 3 malhas amostrais, 10x10 m; 20x10 m e 30x10 m, denotando grande variabilidade espacial para os atributos avaliados em diferentes tipos de solo e manejo, relevo, cultura e disponibilidade de elementos químicos.

O valor médio de PR apresentado na Tabela 1 esteve muito abaixo das médias de produtividade de Rondônia e do Brasil (1.254 e 1.075 kg ha^{-1}) em 2017 (IBGE, 2018) provavelmente refletindo o baixo nível de fertilidade do solo. O valor para o atributo da planta Alt esteve dentro dos padrões para a cultura, que variam de 2,0 a 2,9 m (FRANCO *et al.*, 2008), ao passo que o CB esteve abaixo dos valores adequados, que variam de 30 a 45 cm (SÃO JOSÉ; SARAIVA, 2003).

De acordo com as classes de fertilidade para solos do Cerrado propostas por Souza e Lobato (2004) foi possível interpretar os resultados referentes aos atributos químicos do solo obtidos no presente estudo. Portanto, os valores médios para pH (Tabela 1) foram muito baixos, caracterizando elevada acidez ao solo, afetando negativamente, a disponibilidade de nutrientes às plantas bem como seu desenvolvimento. Segundo Tandzi *et al.* (2018) uma das principais restrições à produtividade agrícola é a ocorrência de solos ácidos, causados por baixos valores de pH. Ademais, destaca-se um pequeno aumento no valor médio de pH da segunda camada em relação à primeira, o que pode ser explicado devido ao fato de ocorrer,

na camada superficial dos solos, notadamente em regiões de clima tropical, maior produção de íons de H^+, perdas de cátions e penetração de raízes, promovendo maior acidez em comparação com as camadas mais profundas (LOPES, 2017).

A Tabela 1 indicou também que os teores médios de Al^{3+} bem como os valores de m% foram muito altos, indicando caráter álico ao solo (SANTOS *et al.*, 2018). De acordo com Kisnieriené e Lapeikaité (2015), a concentração e a especiação do Alumínio no solo depende do pH, sendo que para os valores de pH apresentados nesta pesquisa, predomina a sua espécie mais tóxica, isto é, o Al^{3+} (BOJÓRQUEZ-QUINTAL *et al.*, 2017), que normalmente está associada à uma quantidade limitada de P (Maluf *et al.*, 2018) bem como a baixos níveis de saturação por bases, o que pode afetar o crescimento radicular e a absorção de água e nutrientes (DA COSTA *et al.*, 2016), causando limitações severas ao desenvolvimento vegetal.

As médias para os teores de Ca^{2+}, Mg^{2+}, K^+ e P apresentadas na Tabela 1 foram baixas, condizentes com o elevado teor de areia do solo, que favorece à intensa lixiviação desses nutriente – exceto P que tem baixa mobilidade no solo – e, sobretudo, inversamente proporcionais aos valores de pH e aos teores de Al^{3+} descritos anteriormente, o que explica também os baixos teores de micronutrientes, com exceção ao Fe^{2+}, que apesar do alto teor total, geralmente se encontra na estrutura dos minerais, apresentando baixa solubilidade.

Klein (2014) destacou que quanto mais arenoso for o solo menor será q disponibilidade de P, destacando que a baixa quantidade do nutriente nestes solos se deve principalmente à baixa adsorção do fósforo às partículas de areia do solo, e principalmente pela baixa porção de argila, o que diminui a capacidade de adsorção bem como a área superficial específica deste solo.

De acordo com Brady e Weil (2013) uma vantagem em se utilizar de solos arenosos, para produção agrícola, quando comparados aos solos argilosos é que a menor capacidade tampão desses solos, em relação ao fósforo, faz com que diminua a quantidade empregada de calcário para a correção da acidez.

As médias dos teores de MO apresentadas na Tabela 1 foram altas, de acordo com descrição de Souza e Lobato (2004) para solos arenosos do Cerrado. Quanto a isso, provavelmente se deva pelo fato do manejo dos resíduos da colheita, ou seja, após a trilhagem, os resíduos (cascas) são espalhados nas entrelinhas de plantio, promovendo o incremento desse material orgânico.

A matéria orgânica é componente fundamental dos ecossistemas agrícolas – sobretudo onde os solos apresentam baixos teores de argila tais como os NEOSSOLOS Quartzarênicos. A MO além de fornecer nutrientes às plantas e energia aos microrganismos atua no incremento da CTC, complexação de parte do alumínio tóxico, retenção de umidade, estruturação do solo, circulação de ar e penetração de raízes, bem como atua indiretamente no controle da erosão do solo.

Quanto à análise geoestatística, a Tabela 2 indica que Alt, pH (primeira camada), P, Al^{3+}, Fe^{2+}, Mn^{2+} e Zn^{2+} (nas duas camadas) apresentaram efeito pepita puro, isto é, ausência de dependência espacial devido à descontinuidade espacial entre os valores dos pontos amostrais. Para esses atributos, portanto, não foram ajustados os semivariogramas nem confeccionados os mapas de krigagem, tendo em vista que a formalidade geoestatística parte do princípio da existência da hipótese intrínseca ou quase estacionariedade, não abrindo mão da existência da dependência espacial (ANDRIOTTI, 2003). Os demais atributos apresentaram dependência espacial com patamares bem definidos, denotando confiabilidade aos parâmetros geoestatísticos dos semivariogramas experimentais (Figura 2).

Tabela 2. Parâmetros dos semivariogramas simples ajustados para produtividade de sementes de urucum e parâmetros fitotécnicos da cultura e de alguns atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em um NEOSSOLO Quartzarênico, referentes ao primeiro ano agrícola avaliado.

	Parâmetros geoestatísticos							
Atributo [a]	Modelo [b]	Efeito Pepita (C_0)	Patamar (C_0+C)	Alcance (A_0) (m)	r^2	SQR[c]	Avaliador da dependência espacial	
							ADE[d]	Classe
			γ(h) simples dos atributos da planta					
PR	exp	$5{,}40x10^{3}$	$6.57x10^{4}$	43,80	$5{,}45x10^{-1}$	$9{,}81x10^{7}$	91,8%	Forte
Alt	epp	$2{,}73.10^{-1}$	$2{,}73.10^{-1}$	-	-	-	-	-
CB	esf	$2{,}03x10^{1}$	$4{,}07x10^{1}$	71,60	$5{,}4x10^{-1}$	$1{,}04x10^{2}$	50,0%	Moderada
			γ(h) simples dos atributos do solo na camada 0-0,20 m					
P	epp	$0{,}11x10^{1}$	$0{,}11x10^{1}$	-	-	-	-	-
MO	exp	$0{,}11x10^{1}$	$0{,}89x10^{1}$	53,10	$5{,}79x10^{-1}$	$0{,}48x10^{1}$	87,1%	forte
pH	epp	$2{,}42x10^{-2}$	$2{,}42x10^{-2}$	-	-	-	-	-
K^{+}	esf	$7{,}90x10^{-3}$	$8{,}78x10^{-2}$	103,00	$6{,}81x10^{-1}$	$1{,}80x10^{-3}$	91,0%	forte
Ca^{2+}	esf	$3{,}50x10^{-1}$	$0{,}56x10^{1}$	112,30	$6{,}24x10^{-1}$	$1{,}22x10^{1}$	93,7%	forte
Mg^{2+}	esf	$8{,}28x10^{-2}$	$3{,}84x10^{-1}$	101,90	$6{,}58x10^{-1}$	$3{,}04x10^{-2}$	78,4%	forte
Al^{3+}	epp	$0{,}12x10^{2}$	$0{,}12x10^{2}$	-	-	-	-	-
m%	esf	$0{,}15\ x10^{2}$	$186{,}90x10^{-1}$	123,80	$7{,}82x10^{-1}$	$6{,}47x10^{3}$	92,0%	forte
B	esf	$9{,}270x10^{-4}$	$2{,}224x10^{-3}$	102,10	$6{,}79x10^{-1}$	$5{,}147x10^{-7}$	58,3%	moderada
Cu^{2+}	esf	$2{,}10x10^{-3}$	$4{,}396x10^{-3}$	118,40	$4{,}29x10^{-1}$	$3{,}253x10^{-6}$	52,0%	moderada
Fe^{2+}	epp	$1{,}12x10^{4}$	$1{,}12x10^{4}$	-	-	-	-	-
Mn^{2+}	epp	$2{,}24x10^{-1}$	$2{,}24x10^{-1}$	-	-	-	-	-
Zn^{2+}	epp	$6{,}51x10^{-3}$	$6{,}51\ x10^{-3}$	-	-	-	-	-
			γ(h) simples dos atributos do solo na camada 0,20-0,40 m					
P	epp	$4{,}10x10^{-1}$	$4{,}10x10^{-1}$	-	-	-	-	-
MO	exp	$0{,}11x10^{1}$	$0{,}68x10^{-1}$	47,70	$4{,}36x10^{-1}$	$0{,}33x10^{1}$	83,5%	forte
pH	exp	$1{,}38x10^{-3}$	$1{,}21\ x10^{-2}$	53,10	$8{,}33x10^{-1}$	$1{,}52\ x10^{-6}$	88,6%	forte
K^{+}	esf	$1{,}00x10^{-4}$	$9{,}92x10^{-2}$	103,60	$7{,}73x10^{-1}$	$1{,}78x10^{-3}$	99,9%	forte
Ca^{2+}	esf	$7{,}40x10^{-1}$	$0{,}57\ x10^{-1}$	113,90	$8{,}38x10^{-1}$	$0{,}35x10^{1}$	87,0%	forte
Mg^{2+}	esf	$1{,}00x10^{-4}$	$2{,}57x10^{-1}$	104,20	$7{,}00x10^{-1}$	$2{,}02x10^{-2}$	100,0%	forte
Al^{3+}	epp	$7{,}71x10^{1}$	$7{,}71x10^{1}$	-	-	-	-	-
m%	esf	$1{,}000x10^{-1}$	$2{,}25x10^{2}$	122,40	$8{,}37x10^{-1}$	$7{,}74\ x10^{3}$	100,0%	forte
B	esf	$8{,}630x10^{-4}$	$2{,}076x10^{-3}$	107,50	$6{,}90x10^{-1}$	$4{,}505x10^{-7}$	58,4%	moderada
Cu^{2+}	esf	$2{,}688x10^{-3}$	$5{,}70x10^{-3}$	101,60	$9{,}75x10^{-1}$	$9{,}471x10^{-8}$	52,9%	moderada
Fe^{2+}	epp	$8{,}10x10^{3}$	$8{,}10x10^{3}$	-	-	-	-	-
Mn^{2+}	epp	$1{,}46x10^{-1}$	$1{,}46\ x10^{-1}$	-	-	-	-	-
Zn^{2+}	epp	$3{,}34x10^{-3}$	$3{,}34x10^{-3}$	-	-	-	-	-

[a] PR = produtividade; Alt = Altura da planta; CB = Circunferência da base do tronco; P = Teor de fósforo; MO = teor de matéria orgânica; pH = potencial hidrogeniônico; K = teor de potássio; Ca = teor de cálcio; Mg = teor de magnésio; Al = teor de alumínio; m = saturação por alumínio na CTC; B = teor de boro; Cu = teor de cobre; Fe = teor de ferro; Mn = teor de manganês e Zn = teor de zinco [b] exp = exponencial, esf = esférico e epp = efeito pepita puro; [c] SQR = soma dos quadrados dos resíduos; [d] ADE = avaliador da dependência espacial.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Todos os atributos ajustaram-se ao modelo esférico, com exceção à PR, MO e pH que ajustaram-se ao modelo exponencial. O modelo esférico é predominante em pesquisas geoestatísticas sobre os atributos do solo (LEITE *et al.*, 2015; MATIAS *et al.*, 2015; RIBEIRO *et al.*, 2016; FREITAS *et al.*, 2017; NOETZOLD *et al.*, 2018; MATIAS *et al.*, 2019), seguido do modelo exponencial (CARNEIRO *et al.*, 2016; CARVALHO *et al.*, 2018; LIMA *et al.*, 2018) e gaussiano (DALCHIAVON *et al.*, 2017).

Quanto ao coeficiente de determinação (r^2), todos os atributos apresentaram valores próximos ou superiores a 50%, denotando, de forma geral, bons ajustes semivariográficos. Dentre as informações primordiais para avaliação e escolha de um modelo matemático representativo da variabilidade espacial de um atributo qualquer, o coeficiente de determinação é a mais importante delas (CAMARGO, 1998).

A dependência espacial foi moderada para CB, B e Cu^{2+} (nas duas camadas), ao passo que para os demais atributos houve forte dependência espacial. Os valores da dependência espacial para K^+, Ca^{2+} e Mg^{2+} foram semelhantes aos de Lima *et al.* (2018), superior ao de Carneiro *et al.* (2016) para K^+, superiores aos de Dalchiavon *et al.* (2017) e Carvalho *et al.* (2018) para K^+, Ca^{2+} e Mg^{2+}, superior ao de Noetzold *et al.* (2018) para Mg^{2+} e superiores aos de Matias *et al.* (2019) para Ca^{2+}e Mg^{2+}. Esses resultados comprovam a eficiência dos ajustes semivariográficos em explicar a variância dos dados (MATIAS *et al.*, 2015). A dependência espacial é a razão entre o efeito pepita e o patamar (MOLIN *et al.*, 2015), ou seja, haverá forte dependência espacial quando esses dois valores estiverem próximos de zero, e o semivariograma experimental explicará a maior parte da variabilidade espacial.

Quanto ao alcance da dependência espacial, a Tabela 1 indica que estes foram baixos para os atributos da planta, sendo de 43,80 m para PR e 71,60 m para CB e variaram de baixos à médios para os atributos do solo, sendo o menor valor foi para MO (47,70 m) na segunda camada, e o maior valor foi para m (123,80 m) na primeira camada. O alcance reflete o grau de homogeneização de determinado atributo na lavoura em estudo, isto é, quanto menor o alcance, maior é a variabilidade do atributo a curtas distâncias e menor deve ser a densidade amostral. Portanto, o alcance

semivariográfico produz uma informação de cunho prático fundamental para o planejamento da amostragem georreferenciada de solo (MOLIN *et al.*, 2015). Em outras palavras, o alcance explica até onde há dependência espacial entre amostras, sendo que a partir daí, os pares não mais apresentam dependência espacial, pertencendo, portanto, ao campo aleatório, e é ai que se encontra o campo de domínio da estatística clássica (SANTOS, 2018).

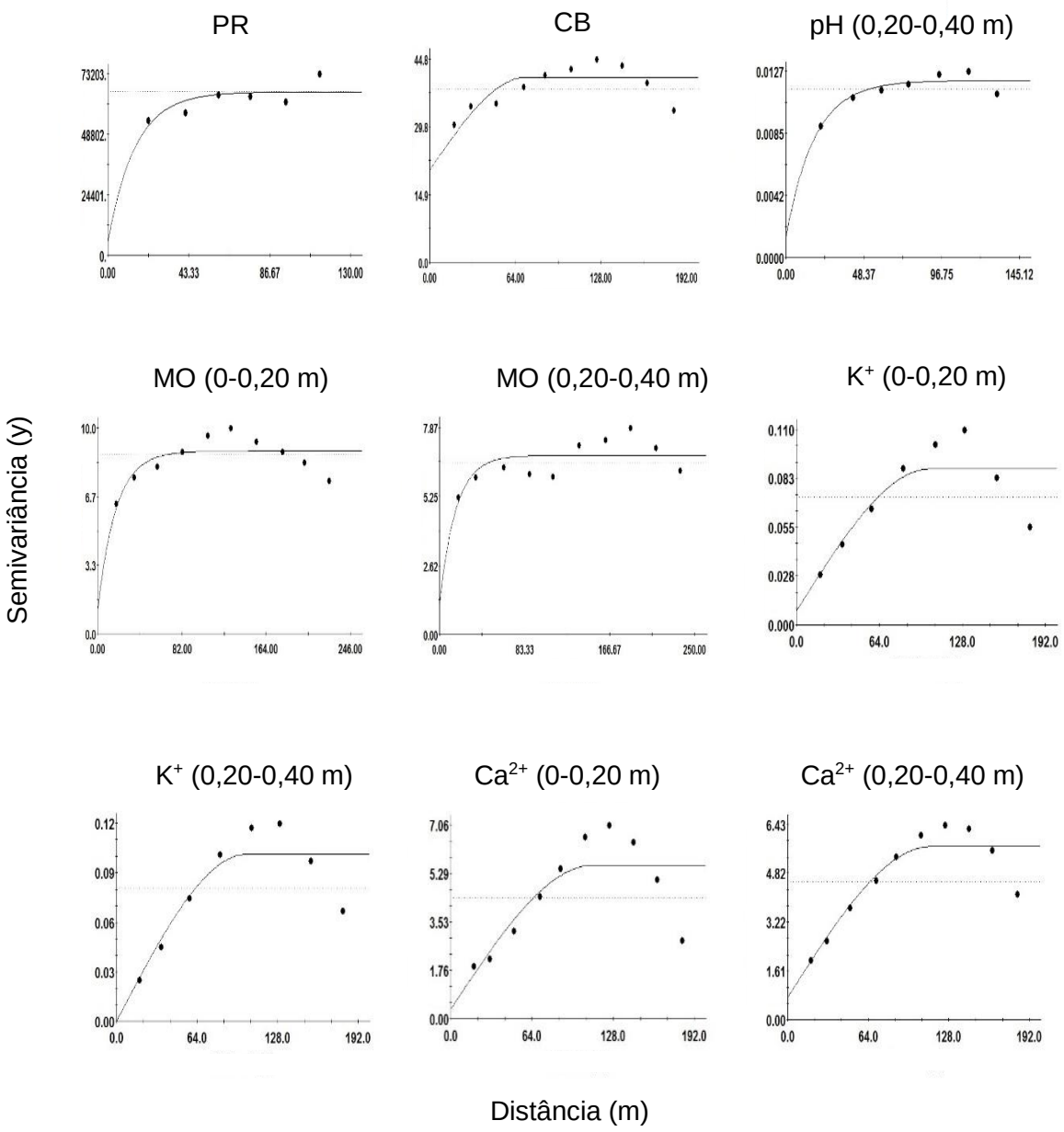
O Alcance para MO foi semelhante ao apresentado por Lima *et al.* (2018), entretanto, foi inferior aos valores encontrados por Matias *et al.* (2015) em LATOSSOLO Amarelo cultivado com soja com malha amostral de 200x200 m, Lemos Filho *et al.* (2017) em LATOSSOLO Vermelho cultivado com pastagem com malha amostral de 180x180 m e Noetzold *et al.* (2018). Segundo Leite *et al.* (2015), o mapeamento da variabilidade espacial da MO é essencial na elaboração de estratégias de manejo que promovam o uso sustentável do solo.

Assim como a MO, o alcance do pH também foi baixo (53,10 m), se assemelhando ao resultado apresentado por Carvalho *et al.* (2018), porém inferior aos resultados de Carneiro *et al.* (2016), Dalchiavon *et al.* (2017), Lima *et al.* (2018) e Noetzold *et al.* (2018). MO e pH apresentam baixa variabilidade espacial, exigindo, portanto, um planejamento diferenciado de coleta, com grades amostrais mais densas, que sejam capazes de representar com fidelidade a dinâmica de mobilidade destes elementos.

Os valores de alcance para os teores de K, Ca e Mg foram semelhantes aos de Matias *et al.* (2019), porém muito superiores aos apresentados por Santos *et al.* (2015) em LATOSSOLO Vermelho Amarelo sob lavoura de café conilon (*Coffea canefora* Pierre) com malha amostral de 60,6x20 m e Lima *et al.* (2018), ao passo que estiveram muito abaixo dos valores de Dalchiavon *et al.* (2017) e Noetzold *et al.* (2018).

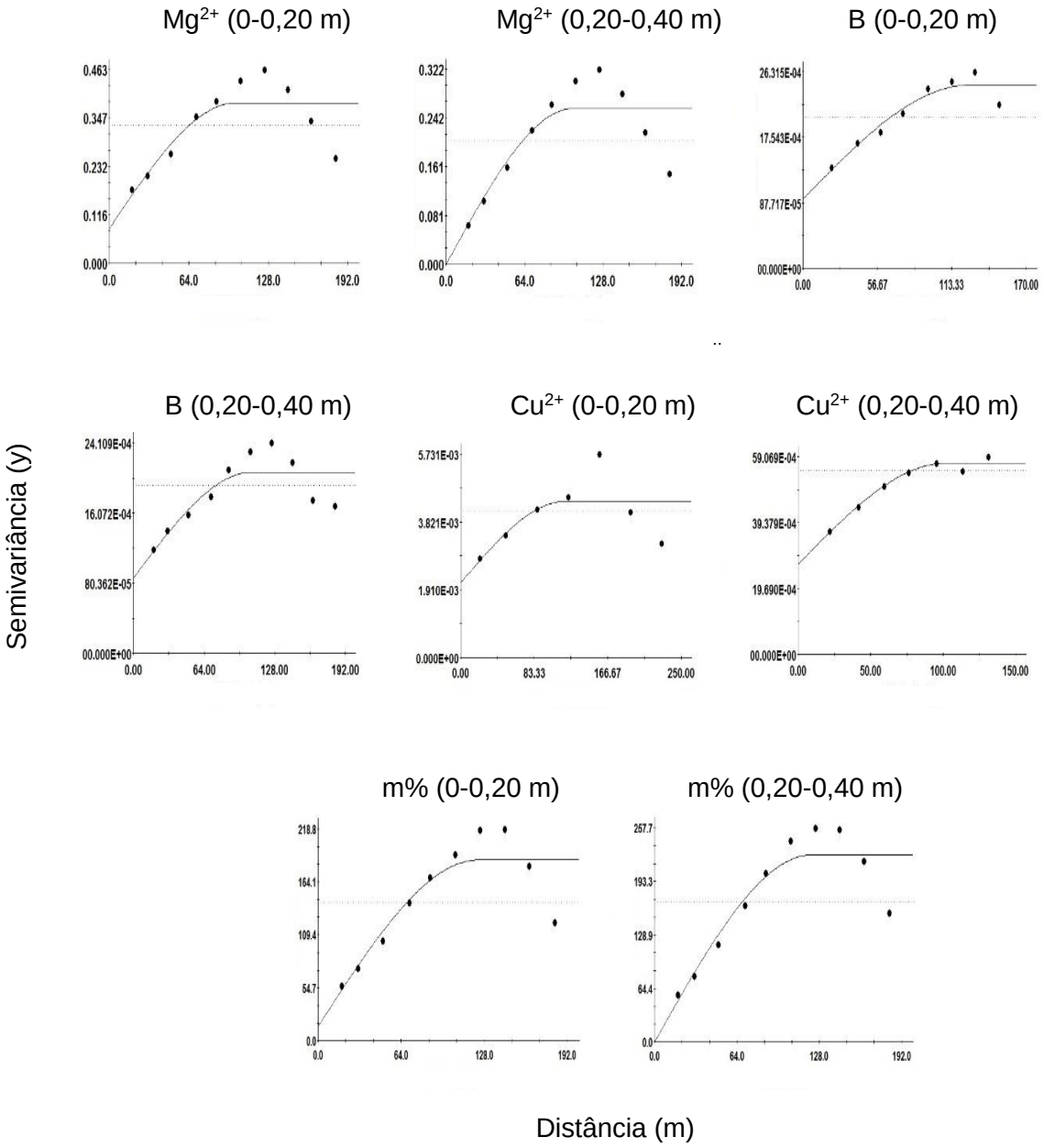
Tais diferenças observadas para o alcance da dependência espacial para os mesmos atributos avaliados neste trabalho e nos trabalhos citados, denotam o quanto as propriedades do solo, o seu manejo, o clima, o relevo, a disponibilidade de nutrientes e a densidade da malha amostral interferem, isoladamente ou em conjunto, na caracterização da dinâmica da variabilidade espacial destes atributos, requerendo pesquisas específicas ajustadas as condições edafoclimáticas e de cultivo locais para as diferentes regiões do Brasil.

Figura 2. Semivariogramas simples da produtividade de sementes de urucum, atributos fitotécnicos da cultura e de alguns atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico referentes ao primeiro ano agrícola avaliado.



Continua...

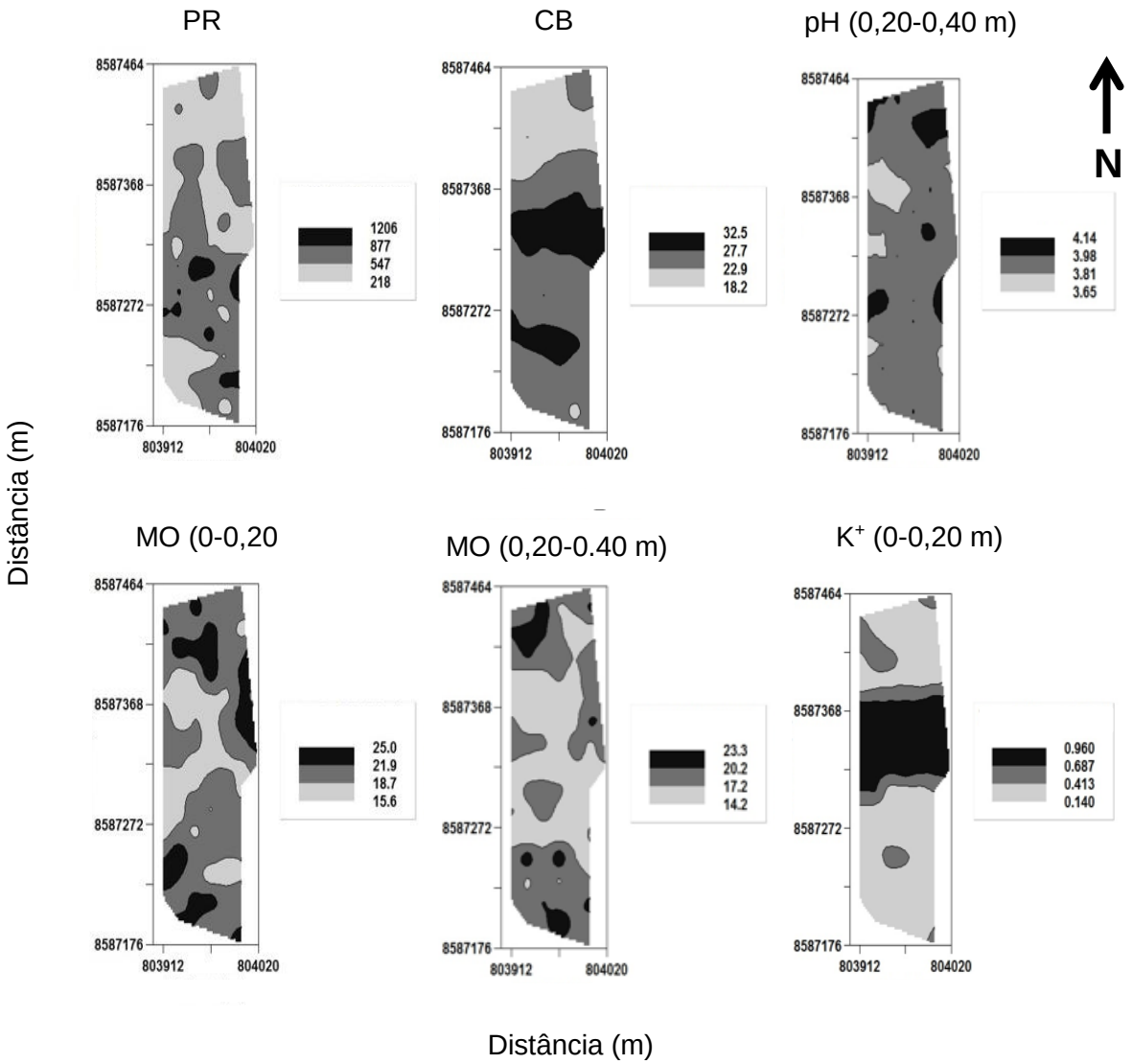
...continuação



Fonte: Elaborado pelo autor.

Uma vez ajustados os semivariogramas para os atributos com dependência espacial (Figura 2), iniciou-se o procedimento de caracterização da variabilidade espacial a partir da realização dos mapas de krigagem ordinária (Figura 3), que permitiram avaliar e interpretar, visualmente, a distribuição espacial dos atributos químicos da fertilidade do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m, dos parâmetros fitotécnicos da planta e de sua produtividade na área de cultivo.

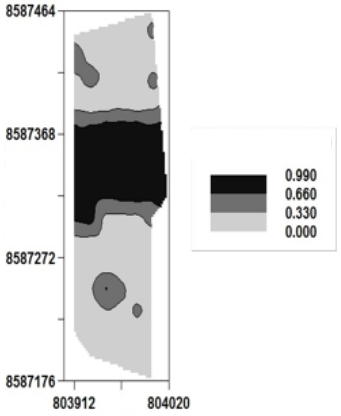
Figura 3. Mapas de krigagem da produtividade de sementes do urucum, atributos fitotécnicos da cultura e de alguns atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico referentes ao primeiro ano agrícola avaliado



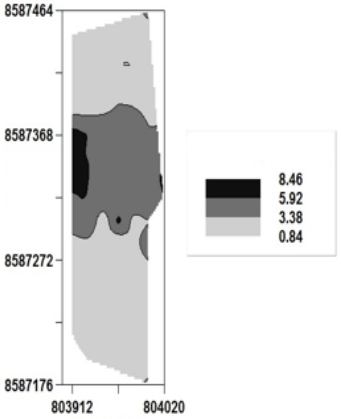
Continua...

...continuação

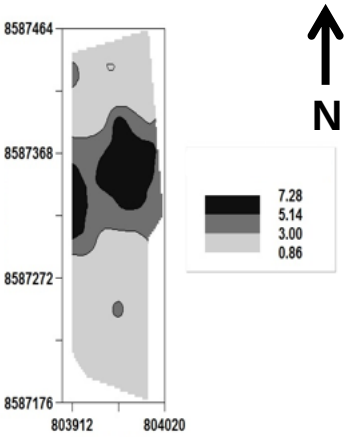
K^+ (0,20-0,40 m)



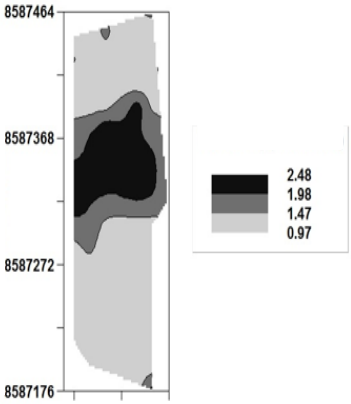
Ca^{2+} (0-0,20 m)



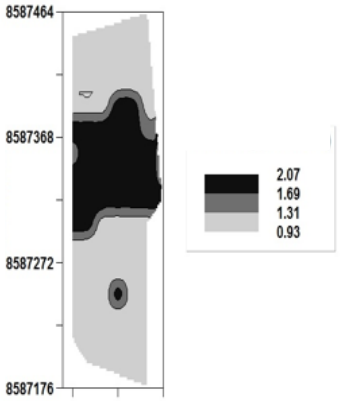
Ca^{2+} (0,20-0,40 m)



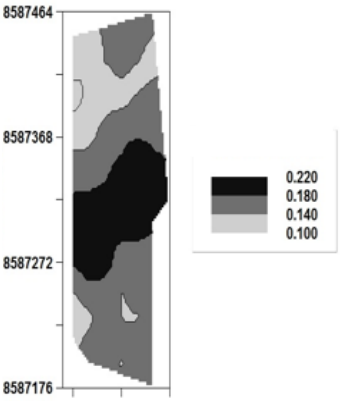
Mg^{2+} (0-0,20 m)



Mg^{2+} (0,20-0,40 m)

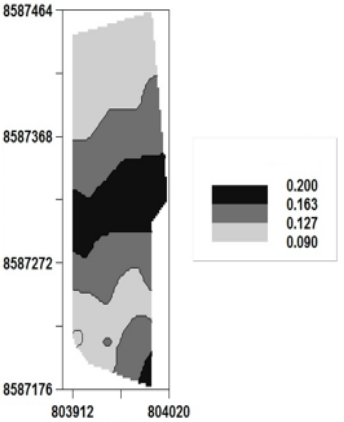


B (0-0,20 m)

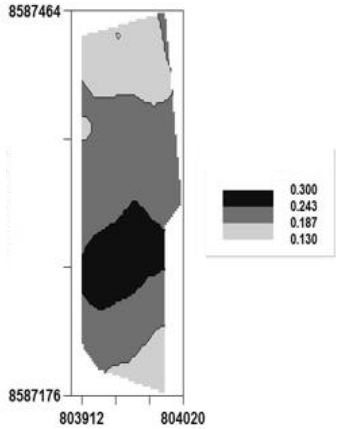


Distância (m)

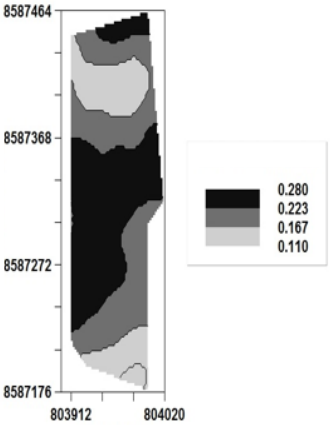
B (0,20-0,40m)



Cu^{2+} (0-0,20 m)



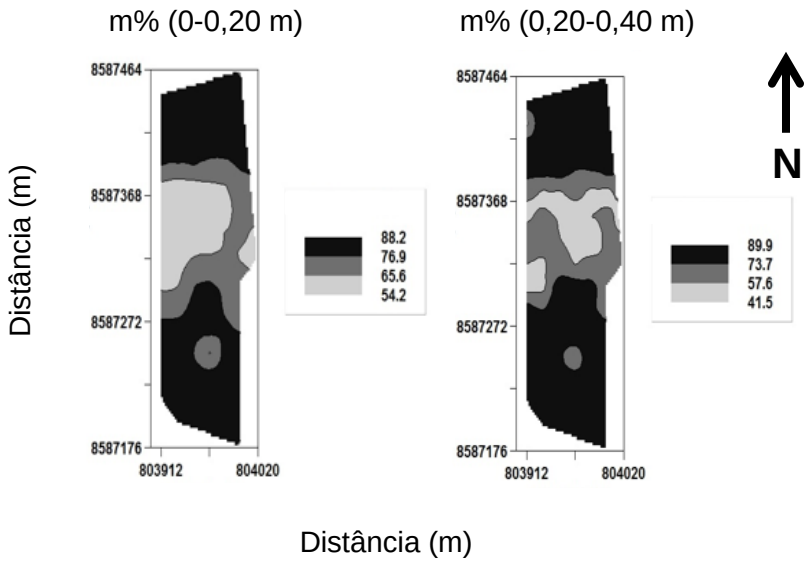
Cu^{2+} (0,20-0,40 m)



Distância (m)

Continua...

...continuação



Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura 3 ilustra que, visualmente, o mapa de krigagem da PR não apresentou comportamento espacial semelhante ao de CB, tampouco apresentou, visualmente, correspondência com os mapas de atributos do solo, provavelmente em função dos baixos teores destes elementos no solo. Observa-se pequenas manchas de maior produtividade (PR > 877 kg ha^{-1}) espalhadas desde o centro à direção Sul do mapa. As áreas com menores produtividades (PR < 547 kg ha^{-1}) aparecem predominante ao Norte, porém com destaque também na parte Sul do mapa.

A Figura 3 ilustra também que o mapa de CB apresentou os maiores valores (CB > 27,7 cm) predominantemente no centro do mapa e em menor proporção na região de transição Centro-Sul. Sua variabilidade espacial apresenta grande correspondência visual com os atributos do solo, sobretudo com B e Cu^{2+} e com exceção da MO e do pH. Os atributos morfológicos da planta são importantes características de crescimento (FERRAZ *et al.*, 2017), sendo que a avaliação e o mapeamento da variabilidade espacial da CB são cruciais para culturas perenes.

Quanto ao mapa de pH (Figura 3), não foi observado, visualmente, semelhança com outro atributo, provavelmente devido ao fato de sua menor variabilidade espacial e baixo alcance apresentados, destaca-se, negativamente, a predominância de pH abaixo de 4 em todas as regiões do mapa, denotando reação muito ácida até 0,40 m de profundidade, afetando negativamente o desenvolvimento vegetal.

Os mapas de MO, apresentados na Figura 3, não apresentaram, visualmente, semelhança na dinâmica da variabilidade espacial com os demais atributos,

entretanto, apresentaram boa similaridade entre si nas duas camadas, com as regiões Norte e Sul apresentando manchas com os maiores teores (acima de 21,9 g dm^{-3} para camada 0-0,20 m e 20,2 g dm^{-3} para a camada 0,20-0,40 m) e com predominância dos menores teores (abaixo de 18,7 g dm^{-3} para camada 0-0,20 m e 17,2 g dm^{-3} para a camada 0,20-0,40 m) na parte central dos mapas.

Assim como no ajuste semivariográfico (Figura 2), a Figura 3 indica que os mapas de distribuição espacial dos teores de K^+, Ca^{2+}, Mg^{2+} (nas duas camadas) apresentaram grande semelhança entre si quanto à dinâmica do comportamento espacial. Não obstante, apresentaram correlação inversa com os mapas de distribuição espacial da saturação por alumínio (nas duas camadas), isto é, na região central dos mapas onde se destacam as manchas com os maiores teores das bases (K^+, Ca^{2+}, Mg^{2+}), apareceram também as manchas com os menores valores de saturação por alumínio.

Portanto, a Figura 3 ilustra que os mapas de krigagem da distribuição espacial da CB e dos teores de K^+, Ca^{2+}, Mg^{2+}, B, Cu^{2+} e da m% permitiram caracterizar a região central da lavoura como uma zona homogênea de maior fertilidade e possivelmente de maior potencial produtivo, fato esse que não foi explicado pelo mapa da distribuição espacial da PR. Todavia, as regiões Norte e Sul da lavoura também são homogêneas, porém com menor fertilidade e, provavelmente, menor potencial produtivo. Estes resultados permitem definir as UGD's na lavoura para o aprimoramento futuro do manejo do solo a partir de aplicação de insumos por sítios específicos da lavoura.

Sana *et al.* (2015) haviam destacado a eficiência no uso de atributos do solo para definição de zonas homogêneas em lavoura de algodão (*Gossypium hirsutum* L.), em rotação com soja e milho, cultivada em LATOSSOLO Vermelho Amarelo distrófico para realização do manejo de forma diferenciada. Os autores afirmaram ainda que a combinação de atributos de solo associados à produtividade da cultura possibilita estabelecer zonas específicas de manejo que podem ser tratadas com as ferramentas de AP.

A definição de zonas homogêneas na lavoura permitem o aperfeiçoamento de práticas agrícolas (BARBOSA *et al.*, 2019) por promover o manejo da fertilidade do solo através das técnicas de sítio específico (SILVA *et al.*, 2018), aumentando significativamente sua eficiência (CARNEIRO *et al.*, 2016), resultando em aumento de produtividade (LIMA *et al.*, 2015), economia com insumos e preservação ambiental

(DALCHIAVON *et al.*, 2017), uma vez que auxilia, sobremaneira, nas tomadas de decisão sobre a aplicação em taxas variáveis e doses localizadas de acordo com a necessidade específica de cada local da lavoura (SILVA *et al.*, 2020).

3.5 CONCLUSÕES

Os mapas dos atributos químicos do solo K^{+}, Ca^{2+}, Mg^{2+}, B, Cu^{2+} e m% e o atributo da planta CB, indicam visualmente que estes apresentaram variabilidade espacial semelhante entre si, indicando zonas homogêneas na lavoura e denotando grande eficiência à metodologia utilizada.

Os resultados obtidos com esta pesquisa permitem o aprimoramento futuro do manejo do solo da área cultivada a partir de técnicas de AP, sobretudo com a aplicação de calcário e adubos em taxa variável de acordo com as zonas homogêneas.

A grade amostral se mostrou eficiente para detectar variabilidade espacial dos atributos do solo com pequeno alcance, tais como pH (53,10 m) e MO (47,70 m) e os da planta, tais como PR (43,80 m) e CB (71,60 m).

Para solos arenosos, os valores de alcance da dependência espacial a serem considerados pesquisas futuras utilizando os mesmos atributos, deverão estar compreendidos entre 47,70 m para o teor de matéria orgânica e 123,80 m para a saturação por alumínio (m%), denotando a necessidade de malhas amostrais muito densas para detecção da variabilidade espacial dos atributos do solo avaliados.

3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

De acordo com as comparações realizadas entre os resultados geoestatísticos obtidos nesta pesquisa com os resultados geoestatísticos de outros trabalhos relacionados, pode-se inferir que o tipo de solo, o relevo, a cultura agrícola, as práticas agrícolas de preparo e manejo da fertilidade do solo e até mesmo a disponibilidade de elementos químicos, influenciam, isoladamente ou em conjunto, a dinâmica da variabilidade espacial dos atributos do solo.

Não obstante, pode-se sugerir que a densidade do *grid* geoestatístico de amostragem, interfere na detecção da dinâmica espacial de atributos químicos do solo, podendo, conforme maior for a distância entre os pontos de coleta, acarretar em

uma caracterização pouco fiel sobre a variabilidade da fertilidade do solo, incorrendo, nesses casos, em uma menor eficiência econômica, agronômica e ambiental da técnica de manejo do solo por sítios específicos.

REFERÊNCIAS

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. de G.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, Berlin, Amsterdam, v. 22, p. 711-728, 2013. Disponível em: https://doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507. Acesso em: 12 out. 2019.

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

BOJÓRQUEZ-QUINTAL E,; ESCALANTE-MAGAÑA C,; ECHEVARRÍA-MACHADO I,; MARTÍNEZ-ESTÉVEZ M. Alumínio, um amigo ou inimigo de plantas superiores em solos ácidos. **Frontiers Plant Science**, New Havan, v. 8, p. 1767, 2017. Disponível em: https://doi.org/10.3389/fpls.2017.01767. Acesso em: 12 mar. 2020.

BOTTEGA, E. L.; QUEIROZ, D. M. ; PINTO, F. A. C.; MÁRCIO, C.; SOUZA, A. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no cerrado brasileiro. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 44, n. 1, p. 1-9, 2013. Disponível em: http://ccarevista.ufc.br/seer/index.php/ccarevista/article/view/1758/766. Acesso em: 12 nov. 2019.

BRADY, N. C.; WEIL, R. R. **Elementos da natureza e propriedades dos solos**. 3. ed. Porto Alegre: Bookman, 2013. 790 p.

CAMARGO, E. C. G. Geoestatística: Fundamentos e aplicações. *In*: CÂMARA, G.; MEDEIROS, J. S. (ed.) **Geoprocessamento para projetos ambientais**. São José dos Campos: INPE, 1998. Disponível em: http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf. Acesso em: 12 dez 2018.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; NOVAK, J. M.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994. Disponível em: https://doi.org/10.2136/sssaj1994.03615995005800050033x. Acesso em: 12 maio 2019.

CAMPOS, C. C. M *et al.* Planejamento agrícola e implantação de sistema de cultivo de cana-de-açúcar com auxílio de técnicas geoestatísticas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 13, n. 3, p. 297-304, 2009. Disponível em: https://doi.org/10.1590/S1415-43662009000300011. Acesso em: 18 dez. 2019.

CARNEIRO, J. S. S.; SANTOS, A. C. M.; FIDELIS, R. R.; SILVA NETO, S. P.; SANTOS, A. C.; SILVA, R. R. Diagnóstico e manejo da variabilidade espacial da fertilidade do solo no cerrado do Piauí. **Revista de Ciências Agroambientais**, Alta Floresta, v. 14, n. 2, p. 1-11, 2016. Disponível em: https://periodicos.unemat.br/index.php/rcaa/article/view/1469/1523. Acesso em: 12 mar. 2019.

CARVALHO. P. S. M. de; SILVA, S. A.; PAIVA, A. Q.; SODRÉ, G. A.; LIMA, J. S. S. Variabilidade espacial da fertilidade de um solo cultivado com cacaueiro. **Revista Engenharia na Agricultura**, Viçosa, MG, v. 26, n. 2, p. 178-189, 2018. Disponível em: 10.13083/reveng.v26i2.836. Acesso em: 20 dez. 2019.

DA COSTA, C. H. M.; CRUSCIOL, C. A. C.; NETO, J. F.; CASTRO, G. S. A. Residual Effects of superficial liming on tropical soil under no-tillage system. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 51, n. 9, p. 1633-1642, 2016. Disponível em: https://doi.org/10.1590/s0100-204x2016000900063. Acesso em: 28 nov. 2019.

DALCHIAVON, F. C.; CARVALHO, M. P. Correlação linear e espacial dos componentes de produção e produtividade da soja. **Semina Ciências Agrárias**, Londrina, v. 33, p. 541-552, 2012. Disponível em: 10.5433/1679-0359.2012v33n2p541. Acesso em: 12 abr. 2020.

DALCHIAVON, F. C.; RODRIGUES, A. R.; LIMA, E. S.; LOVERA, L. H.; MONTANARI, R. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo cultivado com soja sob plantio direto. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 16, n. 2, p. 144-154, 2017. Disponível em: https://doi.org/10.5965/223811711622017144. Acesso em: 16 out. 2019.

FRANCO, C. F. O.; FABRI, E. G.; BARREIRO NETO, M.; MANFIOLLI, M. H.; HARDER, M. N. C.; RUCKER, N. C. A. **Urucum**: sistemas de produção para o Brasil. João Pessoa: EMEPA, 2008. 112 p. Disponível em: https://www.ourucum.com.br/sistema-de-producao. Acesso em: 12 nov. 2019.

FREITAS, J. R. B.; MOITINHO, M. R.; TEIXEIRA, D. de B.; BICALHO, E. da S.; DA SILVA, J. F.; SIQUEIRA, D. S.; PEREIRA, G. T. Soil factors influencing nematode spatial variability in soybean. **Agronomy Journal***,* Madison, v. 109, n. 2, 2017. p. 610-619. Disponível em: https://doi.org/10.2134/agronj2016.03.0160. Acesso em: 12 dez. 2019.

GAMMA DESIGN SOFTWARE. **Geostatistics for environmental sciences**. 7. ed. Plainwell: Gamma Design Software, 2004. 159 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Tabela 1613 - Área destinada à colheita, área colhida, quantidade produzida e rendimento médio das lavouras permanentes**. Disponível em https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1613. Acesso em: 12 nov. 2019.

KISNIERIENÉ, V.; LAPEIKAITÉ, I**.** Quando a química encontra a biologia: o caso do alumínio - uma revisão. **Chemija**, [*s. l.*], v. 26. n. 3. p. 148–158, 2015. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/283735920. Acesso em: 14 set. 2019.

LEITE, L. F. C.; FERREIRA, J. da S.; VELOSO, M. E. da C.; MOUSINHO, F. E. P.; ROCHA JUNIOR, A. F. Variabilidade espacial das frações da matéria orgânica do solo em área degradada sob recuperação. **Revista Brasileira de Engenharia Agricultura e Ambiental**, Campina Grande, v. 19, n. 4, p. 394-401, 2015. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v19n4p394-401. Acesso em: 26 jan. 2020.

LEMOS FILHO, L. C. A.; FERREIRA, L. L. N.; LYRA, D. L. de. Variabilidade espacial de atributos do solo indicadores de degradação ambiental em microbacia hidrográfica. **Revista Agro@mbiente**, Boa Vista, v. 11, n. 1, p. 11-20, 2017. Disponível em: http://dx.doi.org/10.18227/1982-8470ragro.v11i1.3413. Acesso em: 28 mar. 2019.

LIMA, E. S.; SOUZA, Z. M.; MONTANARI, R.; LOVERA, R. H.; TORRES, J. L. R.; ESTEBAN, D. A. A.; OLIVEIRA, I. N. DE; BARTIERES, E. M. M. Spatial and temporal variability of soil and plant attributes after application of cellulose residue. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v. 13, n. 4, 2018. Disponível em: http://dx.doi.org/10.5039/agraria.v13i4a5598. Acesso em: 12 abr. 2019.

LIMA, J. S. S.; SILVA, S. A.; SILVA, J. M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado em plantio direto. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 44, n. 1, p. 16-23, 2013. Disponível em: https://doi.org/10.1590/S1806-66902013000100003. Acesso em: 24 jan. 2019.

LOPES, A. S. Solos, fatos e conceitos. **International Potash Institute (IPI)**, Suiça, 2017. ISBN 978-3-905887-25-9, DOI 10.3235/978-3-905887-25-9. Tradução do livro: Bodenkunde in Stichworten, de Schroeder, D. 1984.

MALUF, H. J. G. M.; SILVA, C. A.; CURI, N.; NORTON, L. D.; ROSA, S. D. Adsorption and availability of phosphorus in response to humic acid rates in soils limed with CaCO3 or MgCO3. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 42, n. 1, p. 7-20, 2018. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1413-70542018421014518. Acesso em: 22 abr. 2020.

MATIAS, S. S. R.; MATOS, A. P. de; LANDIM, J. S. P.; FEITOSA, S. F.; ALVES, M. A. B.; SILVA, R. L. Recomendação de calagem com base na variabilidade espacial de atributos químicos do solo no Cerrado brasileiro. **Revista de Ciências Agrárias**, Lisboa, v. 42, n. 4, p. 896-907. Disponível em: http://www.scielo.mec.pt/scielo.php?script=sci_serial&pid=0871-018X&lng=pt&nrm=iso. Acesso em: 12 ago. 2020.

MATIAS, S. S. R.; NÓBREGA, J. C. A.; NÓBREGA, R. S. A.; ANDRADE, F. R.; BAPTISTEL, A. C. Variabilidade espacial de atributos químicos em Latossolo cultivado de modo convencional com soja no cerrado piauiense. **Revista Agro@mbiente On-line**, Boa Vista, v. 9, n. 1, p. 17- 26, 2015. Disponível em: 10.5327 / Z1982-8470201500012036. Acesso em: 22 dez. 2019.

MIOT, H. A. Avaliação da normalidade dos dados em estudos clínicos e experimentais. **Jornal Vascular Brasileira**, São Paulo, v. 16, n. 2, p. 88-91, 2017. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1677-5449.041117. Acesso em: 26 mar. 2019.

MOLIN, J. P.; AMARAL, L. R. do; COLAÇO, A. F. **Agricultura de precisão**. São Paulo: Oficina de Textos, 2015. 238 p.

NOETZOLD, R.; SILVA, L. M. DA; SCHONINGER, E. L.; TOMÉ, P. C. D.; ALVES, M. C. Variabilidade espacial e temporal de atributos químicos do solo durante cinco safras. **Revista Brasilera de Geomática**, Curitiba, v. 6, n. 4, p. 328-345, 2018. Disponível em: 10.3895/rbgeo.v6n4.8102. Acesso em: 22 maio 2020.

OLIVEIRA, I. A.; MARQUES JUNIOR, J.; COSTA CAMPOS, M. C.; DE AQUINO, R. E.; DE FREITAS, L.; SIQUEIRA, D. S.; DA CUNHA, J. M. Variabilidade espacial e densidade amostral da suscetibilidade magnética e dos atributos de Argissolos da Região de Manicoré, AM. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 29, n. 3, p. 668-681, 2015. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/01000683rbcs20140496. Acesso em: 22 dez. 2019.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 15. ed. Piracicaba: Fealq, 2009. 451 p.

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

RIBEIRO, L. S.; OLIVEIRA, I. R.; DANTAS, J. S.; SILVA, C. V.; SILVA, G.B.; AZEVEDO J. R. Variabilidade espacial de atributos físicos de solo coeso sob sistemas de manejo convencional e plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 51, n. 9, p. 1699-1702, 2016. Disponível em: https://doi.org/10.1590/S0100-204X2016000900071. Acesso em: 12 nov. 2019.

SÃO JOSÉ, A. R.; SARAIVA, J. D. **Cultivo de urucum e produção de corantes naturais**. Viçosa: Centro de Produções Técnicas-CPT, 2003.

SANTOS, D. Uma introdução ao semivariograma: e sua importância dentro da geoestatística. *In:* SIMPÓSIO NACIONAL DE GEOGRAFIA E GESTÃO TERRITORIAL, 1, SEMANA DE GEOGRAFIA DA UNIVERSIDADE ESTADUAL DE LONDRINA, 34, 2008, Londrina. **Anais** [...]. Londrina: UEL, 2018. Disponível em: http://anais.uel.br/portal/index.php/sinagget/article/view/400. Acesso em: 20 dez. 2019.

SANTOS, H. G.; JACOMINE, P. K. T.; DOS ANJOS, L. H. C.; DE OLIVEIRA, V. A.; LUMBRERAS, J. F.; COELHO, M. R.; ALMEIDA, J. A. de; ARRUDA FILHO, J. C. de; OLIVEIRA, J. B. de; CUNHA, T. J. F. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 5. ed. rev. Brasília, DF: Embrapa, 2018. 356 p. Disponível em: https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/36491462/sistema-brasileiro-de-classificacao-de-solos-ganha-versao-eletronica-gratuita#:~:text=A%205%C2%AA%20edi%C3%A7%C3%A3o%20do%20SiBCS%20traz%20ajustes%20e%20corre%C3%A7%C3%B5es%20de,em%20todos%20os%20n%C3%ADveis%20categ%C3%B3ricos. Acesso em: 29 jun. 2019.

SCHLOTZHAVER, S. D.; LITTELL, R. C. **SAS System for elementary statistical analysis**. 2.ed. Cary: SAS, 1997. 905 p.

SOCIEDADE NACIONAL DE AGRICULTURA - SNA. **Demanda por corantes naturais aquece o mercado brasileiro de urucum**. [*S. l.: s. n.*], 2015. Disponível em: https://www.sna.agr.br/demanda-por-corantes-naturais-aquece-mercado-brasileiro-de-urucum. Acesso em: 30 jan. 2018.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, v. 52, p. 591-611, 1965. Disponível em: https://www.jstor.org/stable/2333709. Acesso em: 29 jul. 2019.

SILVA, E. R. O. da; BARROS, M. M. de; PEREIRA, M. G.; GOMES, J. H. G.; SOARES, S. C. Effects of spatial variability of soil chemical parameters on Tifton 85 grass yield. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 33, n. 1, p. 236 – 245, 2020. http://dx.doi.org/10.1590/1983-21252020v33n125rc. Acesso em: 12 ago. 2020.

SOUSA, D. M. G. de; LOBATO, E. (ed.). **Cerrado**: correção do solo e adubação. 2. ed. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2004. 416 p.

TANDZI, L. N.; MUTENGWA, C. S.; NGONKEU, L. M.; GRACEN, V. Breeding maize for olerance to acid soils: A review. **Agronomy**, Madison, v. 8, n. 6, p. 1-21, 2018. https://doi.org/10.3390/agronomy8060084. Acesso em: 20 set. 2019.

4 APLICAÇÃO DE CALCÁRIO EM TAXA VARIÁVEL POR UNIDADES DE GESTÃO DIFERENCIADA EM LAVOURA DE URUCUM EM VILHENA, RONDÔNIA

4.1 RESUMO

Neste estudo, que iniciou em agosto de 2018 e terminou em julho de 2019, realizou-se o aprimoramento da gestão da fertilidade de um NEOSSOLO Quartzarênico cultivado com urucum (*Bixa orellana* L.) a partir da aplicação de calcário em taxa variável entre Unidades de Gestão Diferenciada (UGD's). Um dos objetivos da pesquisa foi avaliar os efeitos do manejo aplicado ao solo sobre sua fertilidade e, sobretudo, sobre a produtividade de sementes da cultura. Avaliou-se, também, a variabilidade espacial de atributos químicos do solo e da produtividade de sementes com vistas confirmar as zonas homogêneas caracterizadas no primeiro ano agrícola avaliado neste trabalho. A pesquisa foi realizada em uma lavoura de 3,2 hectares na propriedade rural familiar Chácara Santíssima Trindade, no município de Vilhena – RO. Implantou-se uma malha geoestatística com 101 pontos amostrais espaçados de 18x18 m. Os atributos do solo foram avaliados em duas camadas (0-0,20 e 0,20-0,40 m), sendo eles P, pH, K^{+}, Ca^{2+}, Mg^{2+}, Al^{3+}, V% e m%. Da planta avaliou-se a produtividade de sementes. Inicialmente foi realizada a análise estatística dos dados com o software SAS e posteriormente a geoestatística com o software GS+, realizando os semivariogramas simples e os mapas de krigagem ordinária. Os efeitos do manejo aplicado ao solo foram positivos para a produtividade de sementes, que aumentou em mais de 60% com relação à safra anterior, ao passo que os efeitos sobre a fertilidade do solo foram menores, com destaque para a significativa diminuição do teor de Al^{3+} até 0,40 m de profundidade. A dependência espacial da produtividade e de alguns atributos do solo foi confirmada pelos semivariogramas, que foram ajustados aos modelos exponencial, predominantemente, esférico e gaussiano, ao passo que os mapas de krigagem apresentaram regiões específicas de produtividade e de fertilidade, confirmando as zonas homogêneas da lavoura e comprovando a eficiência da metodologia utilizada. O menor alcance da dependência espacial foi para o P (35,10 m) e o maior para o Al^{3+} (225,50 m), denotando a grande diferença na dinâmica espacial entre atributos químicos do solo e a necessidade de

malhas amostrais muito densas para detecção da variabilidade espacial dos atributos do solo avaliados nesta pesquisa em solo arenosos.

Palavras-chave: *Bixa orellana* L.. Krigagem. Manejo de sítio específico. Agricultura de precisão. Zonas homogêneas.

4.2 INTRODUÇÃO

Um determinado tipo de solo pode apresentar diferentes amplitudes de variabilidade espacial em sua fertilidade, estando isso relacionado à atuação dos diversos fatores naturais e/ou antrópicos, que atuam sobre seus atributos (ARTUR *et al.*, 2014; DIAS *et al.*, 2015; SANTOS *et al.*, 2016).

Segundo Sanchez *et al.* (2012), o manejo convencional da fertilidade do solo a partir da recomendação de calcário e fertilizantes pela necessidade média das glebas consideradas homogêneas, pode levar a superestimar ou subestimar a real necessidade de insumos na área. Por outro lado, a utilização de uma agricultura mais tecnificada, como a Agricultura de Precisão (AP), aliada ao correto manejo das áreas de produção agrícola, vem sendo implantada com grande eficácia no Brasil (MATIAS *et al.*, 2015), alterando o panorama da eficiência de uso de insumos agrícolas, com destaque para a aplicação de calcário em taxas variáveis que vem sendo a prática mais comum entre os produtores rurais adotantes da AP.

O conhecimento da dinâmica espacial da fertilidade é de extrema importância para o aprimoramento de estratégias de manejo para uso racional de insumos e aumento da rentabilidade do sistema de produção, tais como a aplicação de calcário e fertilizantes de forma localizada e em taxas variáveis (BERNARDI *et al.*, 2014; BERNARDI *et al.*, 2018) utilizando técnicas e ferramentas da agricultura de precisão, que no Brasil vem sendo adotadas há pelo menos duas décadas para as mais diversas culturas, notadamente a soja, o milho, o algodão e a cana-de-açúcar (SANTOS *et al.*, 2017).

As ferramentas de maior destaque na AP são o GNSS (*Global Navigation Satellite System*), os Sistemas de Informação Geográficas (*SIG's*) e programas especializados em AP, a geoestatística, as máquinas e os equipamentos agrícolas (INAMASU; BERNARDI, 2014; SANTOS *et al.*, 2017;) embarcados com tecnologias de posicionamento e direcionamento por satélite, mapeamento e aplicação de insumos em taxas variáveis. A maioria destas ferramentas estão relacionadas ao

campo das tecnologias, ao passo que a geoestatística diz respeito ao campo cientifico da AP, possibilitando o conhecimento da dinâmica da variabilidade espacial dos atributos do solo e de sua fertilidade (AMADO *et al.*, 2009).

A adoção das ferramentas de AP é comumente relacionada às grandes propriedades rurais e com alto nível tecnológico, tendo em vista todo o aparato tecnológico/científico envolvido em suas etapas. Portanto, com o frenético avanço científico/tecnológico pelo qual passa o setor agrícola (BATISTA, 2016), a AP parece estar cada dia mais distante do pequeno produtor rural, que, geralmente, além da menor interação com informações científicas, não dispõe de condições econômicas suficientes para a aquisição de softwares e máquinas/equipamentos agrícolas embarcados com tecnologias de AP.

Todavia, de acordo com Richart *et al.* (2016) a AP pode ser adotada com diferentes abordagens, e neste sentido, uma alternativa viável para propriedades rurais de baixo nível tecnológico é a divisão da lavoura em Zonas de Manejo Específico (ZME), também denominadas Unidades de Gestão Diferenciada (UGD's) para o aprimoramento do manejo da fertilidade do solo, que pode ser realizado por sítios específicos.

A definição de UGD's se trata-se de uma prática de custo relativamente baixo, que pode ser realizada a partir da coleta de solo em grade georreferenciada, geração de mapas temáticos com auxílio da geoestatística e demarcação das zonas homogêneas em campo para posterior aplicação de insumos em taxas variáveis, uma vez que essa metodologia permite ao produtor rural conhecer a dinâmica da variabilidade espacial da fertilidade do solo da sua lavoura, evitando a superdosagem ou a subdosagem de insumos (RICHART *et al.*, 2016), aumentando a produtividade da cultura (CAMICIA *et al.*, 2018), a qualidade e a rentabilidade econômica da atividade (CARNEIRO *et al.*, 2016).

O urucum é uma cultura típica da reforma agrária, sendo cultivado majoritariamente por agricultores familiares (SNA, 2015), e isso implica, na maioria das vezes – e por fatores diversos, isto é, cultural, econômico, geográfico e, não menos comum, pela ausência de assistência técnica especializada – na falta de critérios técnicos na condução da lavoura, sobretudo nas práticas de manejo da fertilização do solo.

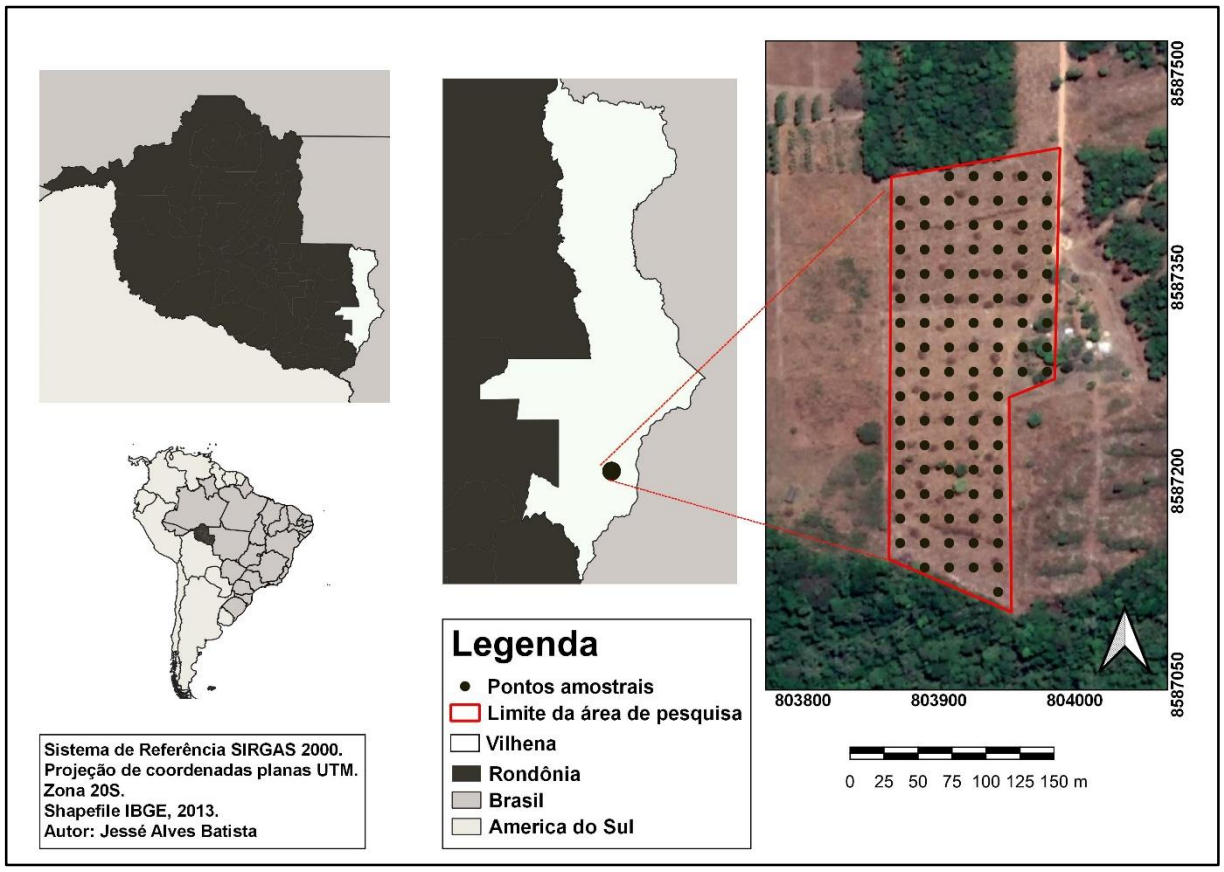
Portanto, este capítulo versa sobre a gestão da fertilidade do solo realizada no período de agosto de 2018 à julho de 2019, perfazendo o segundo ano agrícola

avaliado nesta pesquisa. Neste período foi realizada a gestão da fertilidade do solo, com a aplicação de calcário em taxa variável nas UGD’s caracterizadas a partir dos resultados referentes ao primeiro ano agrícola avaliado (agosto de 2017 a julho de 2018). Neste trabalho também foi realizada a fertilização do solo em taxa fixa. Os objetivos desta pesquisa foram avaliar os efeitos das práticas de calagem em taxa variável e adubação em taxa fixa sobre a fertilidade do solo e sobre a produtividade de sementes da cultura e, bem como avaliar, por meio de técnicas geoestatísticas, a variabilidade espacial de atributos químicos do solo e da produtividade de sementes após o manejo aplicado ao solo, com vistas a confirmar as zonas homogêneas caracterizadas no primeiro ano agrícola avaliado.

4.3 MATERIAL E MÉTODOS

A pesquisa foi realizada em uma área de 3,2 hectares cultivada com urucum cultivar Piavê Vermelha com aproximadamente 62 meses de idade, localizada no município de Vilhena, Rondônia (Figura 1) com coordenadas geográficas médias de 12°45'51.11"S e 60°12'1.75"O.

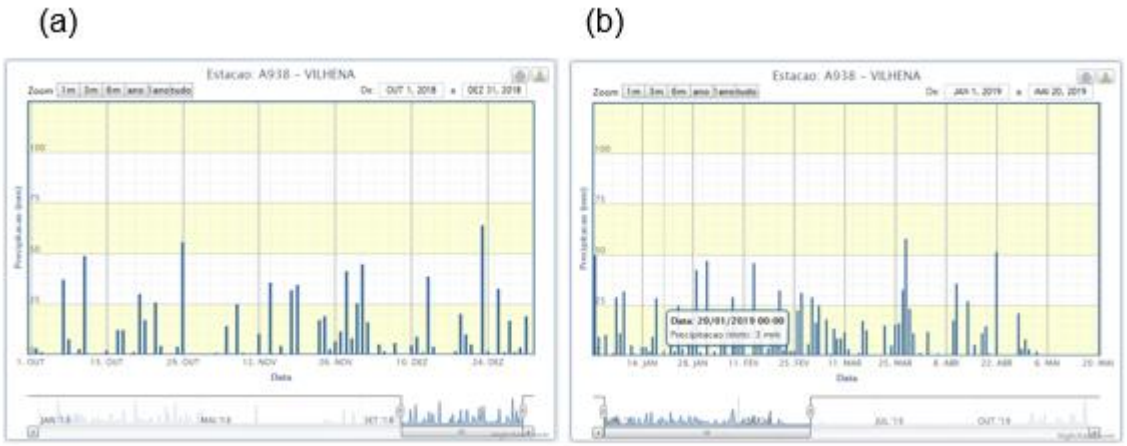
Figura 1. Mapa de localização da área da pesquisa em Vilhena – RO e representação da malha geoestatística com 101 pontos amostrais georreferenciados [Sistema de Referência de Coordenadas SIRGAS 2000, EPSG: 31980].



Fonte: Elaborado pelo autor.

O estado de Rondônia está inserido na faixa de clima tropical quente e úmido, classificado por Köppen como Am (monção). A média anual da temperatura do ar varia de 24 a 26 ºC, enquanto a média de precipitação fica em torno de 1.400 à 2.600 mm ano^{-1} (ALVARES, 2013). Segundo dados do Instituto Nacional de Meteorologia – INMET por meio da estação automática A938 de Vilhena, foram registrados na região do município, 2.117 mm de chuva acumulada entre o período de 06/10/2018 à 20/05/2019 (Figura 2), período que compreendeu as etapas de calagem, adubação e coleta de solo desta pesquisa.

Figura 2. Precipitação pluvial em Vilhena para os períodos de 01/10/2018 à 31/12/2018 (a); e 01/01/2019 à 18/05/2019 (b)



Fonte: INMET (2020).

O solo da propriedade é classificado como NEOSSOLO Quartzarênico (SANTOS *et al.*, 2018), com 823 g kg^{-1} de areia, 77 g kg^{-1} de silte e 100 g kg^{-1} de argila. O relevo da área da lavoura é ondulado, com declividade média de 12%.

Em agosto de 2013, ano de implantação da lavoura, realizou-se a aplicação de 1,5 kg de calcário dolomítico mais 300 g de esterco bovino curtido por cova 45 dias antes do plantio das mudas. Todavia, desde a implantação da lavoura até o início do ano de 2018 a gestão da fertilidade do solo foi realizada basicamente por meio da fertilização do solo com adubo mineral NPK em parcela única nos meses de janeiro ou fevereiro, com dose de aplicação de aproximadamente 30 g de N, 30 g de K_2O e 15 g de P_2O_5 por planta, sem ter havido correção da acidez do solo neste período.

A Tabela 1 apresenta a caracterização inicial da produtividade de sementes de urucum e de alguns atributos químicos do solo, referente ao primeiro ano agrícola avaliado, com os respectivos valores médios para cada atributo. A análise química dos atributos do solo no primeiro ano da pesquisa foi realizada de acordo com metodologia descrita por Raij *et al.* (2001), tendo sido P, K^+, Ca^{2+}, Mg^{2+} e Al^{3+} determinados a partir da extração por resina trocadora de íons e o pH foi determinado em $CaCl_2$.

Tabela 1. Caracterização inicial dos teores de alguns atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m e da produtividade de sementes de urucum referente ao primeiro ano agrícola avaliado.

Camadas	P-resina	pH	K^+	Ca^{2+}	Mg^{2+}	Al^{3+}	m	V	PR
	mg dm^{-3}	$CaCl_2$	----------$mmol_c$ dm^{-3}----------				------%------		kg ha^{-1}
0-0,20 m	3,35	3,74	0,47	3,08	1,41	13,78	74,69	7,16	562,20
0,20-0,40 m	2,12	3,90	0,38	2,63	1,30	12,13	74,85	7,04	

Nota: PR = produtividade de sementes; P = Teor de fósforo; pH = potencial hidrogeniônico; K^+ = teor de potássio; Ca^{2+} = teor de cálcio; Mg^{2+} = teor de magnésio; V = saturação por bases; Al^{3+} = teor de alumínio; m = saturação por alumínio.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Para atender os objetivos do presente estudo, foram utilizados também os resultados da análise geoestatística referentes ao primeiro ano agrícola avaliado, que apresentaram e caracterizaram as diferentes zonas homogêneas de fertilidade na lavoura, que neste estudo foram denominadas de UGD1 e UGD2 a partir da elaboração do mapa de krigagem da saturação por bases na camada 0-0,20 m (Figura 2a) que confirmou os limites geográficos de cada zona homogênea e, sobretudo, subsidiou os cálculos de necessidade de calagem para cada UGD.

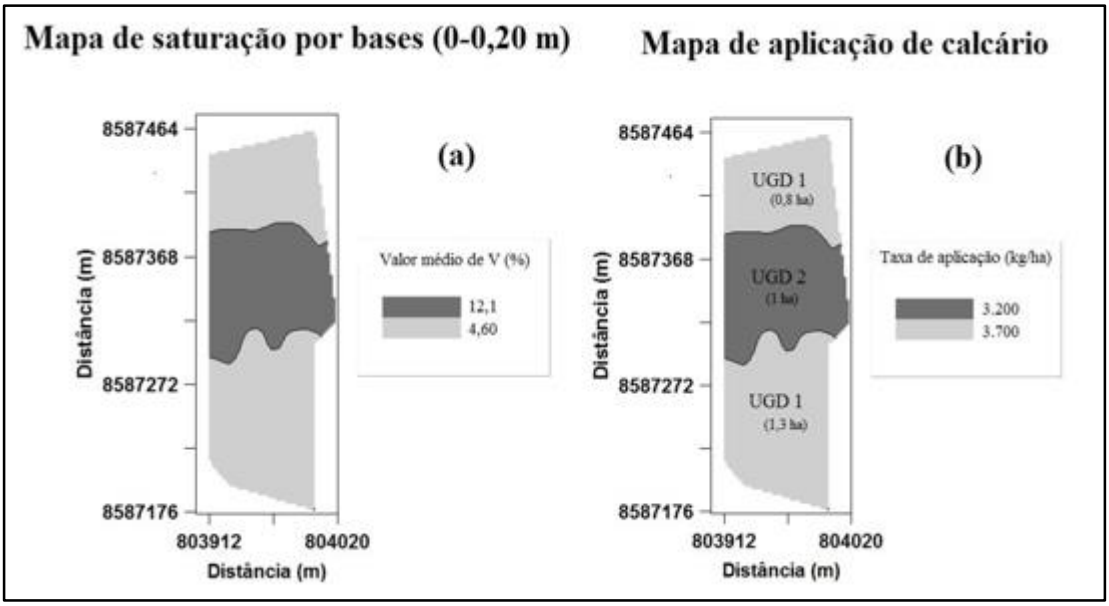
Os cálculos de necessidade de calagem foram realizados para elevar a saturação por bases à 50% em cada UGD. Portanto, as taxas de aplicação de calcário foram determinadas utilizando-se a seguinte fórmula:

NC = (V2-V1) * CTC / PRNT.....(01)

em que NC é a necessidade de calcário; V2 é a saturação por bases desejada; V1 é a saturação por bases atual; T é a CTC a pH 7,0 e PRNT é o poder relativo de neutralização total do calcário, neste caso, 85%.

A partir dos resultados de NC para cada UGD, foi gerado o mapa de aplicação de calcário em taxa variável (Figura 2b) que indicou que a UGD 1, dividida entre as regiões Norte e Sul do mapa, contendo pouco mais de 2,1 hectares de lavoura, apresentou maior necessidade de calagem em função da menor saturação por bases inicial (4,60%), obtendo a taxa de aplicação de 3,7 t ha^{-1}, ao passo que a UGD 2, na parte central do mapa, contendo pouco mais de 1 hectare de lavoura, obteve taxa de aplicação de 3,2 t ha^{-1}. O total de calcário distribuído foi de 12 t ha^{-1}.

Figura 3. Mapa de saturação por bases da camada 0-0,20 m referente ao primeiro ano agrícola avaliado **(a)**, e mapa de aplicação de calcário em taxa variável **(b)**.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Anteriormente à realização da calagem, que foi realizada em 6 de outubro de 2018, foi necessário proceder à demarcação das UGD's na lavoura, sendo que para isso utilizou-se GPS de navegação para auxiliar na identificação dos pontos limites entre as UGD's e realizou-se a poda de produção (pós-colheita) somente na região classificada no mapa como UGD 2. Após a realização da calagem na área toda, procedeu-se a poda no restante da lavoura, tendo em vista que esta prática visa estimular novas brotações, mais sadias e mais produtivas, promover maior incidência de luz solar e aeração no interior da copa, controlar a altura das plantas para facilitar o processo de colheita no ano seguinte além de atuar na preservação das plantas contra o ataque de pragas e doenças (CASTRO *et al.*, 2009).

A lavoura contem aproximadamente 3.636 plantas, sendo que na UGD2, com aproximadamente 1.080 plantas, foram distribuídos 3,0 kg de calcário por planta. Na UGD1, com um total de aproximadamente 2.556 plantas, foram distribuídos 3,4 kg de calcário por planta.

A calagem foi realizada de forma manual, tendo em vista que a propriedade não dispunha de distribuidor motorizado. Portanto, utilizou-se de carriolas e pás de construção civil para transporte e distribuição do calcário em superfície sem incorporação por entre as ruas de plantio. O calcário fora distribuído diretamente no solo de maneira uniforme entre a projeção da copa, as linhas e entrelinhas de plantio.

Para aferição da quantidade de calcário a ser colocada na pá foi utilizada uma balança digital.

Após a Calagem, realizou-se, no dia 20 de novembro de 2018, a primeira parcela de adubação em taxa fixa com nitrogênio e potássio bem como a única parcela de adubação com P, onde aplicou-se, por planta, 17 g de P_2O_5, 22 g de K_2O e 22 g de N por meio de 8 sacos de formulado 20-05-20 mais 2 sacos de superfosfato triplo, perfazendo 500 kg de fertilizante. Utilizou-se balde para transporte do fertilizante por entre as ruas de plantio e copos descartáveis para distribuição do adubo, que fora distribuído diretamente no solo, em círculo, excedendo em 1/3 a projeção da copa. Com auxílio de uma balança digital foi aferido o peso de 137,5 g de fertilizante por planta no copo plástico.

No dia 16 de fevereiro de 2019 realizou-se a segunda e última parcela da adubação com nitrogênio e potássio, onde se aplicou, por planta, 41 g de K_2O e 19 g de N por meio de 5 sacos de Cloreto de Potássio mais 2 sacos de Uréia, perfazendo 350 kg de fertilizante. Novamente utilizou-se balde para transporte do fertilizante por entre as ruas de plantio e copos descartáveis para distribuição do adubo. Com auxílio de uma balança digital foi aferido o peso de 96,26 g de fertilizante por planta no copo plástico.

Concluídas as etapas do manejo da fertilidade do solo, procedeu-se, em 18 de maio de 2019, a coleta de solo através da mesma malha geoestatística utilizada no capítulo anterior, ou seja, com grade regular de 18x18 m, apresentando 101 pontos amostrais. Os atributos químicos do solo foram avaliados nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m, totalizando 202 amostras de solo coletadas com trado holandês no centro de cada célula amostral. Devido a malha amostral muito densa, a amostra de solo de cada camada em cada célula era composta por uma amostra do centro da célula mais duas amostragens em um raio de 5 m do ponto central.

Foram avaliados os seguintes atributos químicos do solo: pH em H_2O, P e K^+ disponíveis, com solução duplo ácido Mehlich-1, Ca^{2+}, Mg^{2+} e Al^{3+} trocáveis, com solução KCl 1 mol L^{-1} e calculadas as saturações por alumínio (m%) e por bases (V%). As análises laboratoriais seguiram metodologia da Embrapa (1997). Da planta avaliou-se a produtividade de sementes (PR) que foi aferida em 20 de julho de 2019 a partir da colheita (realizada com facas e tesouras) de 6 plantas por célula amostral, que continha cada uma um total de 36 plantas. A produtividade de cada célula amostral foi obtida colhendo-se os buquês de 6 plantas por célula, sendo em seguida espalhados

(separados por células) em lona plástica para secagem ao ar durante 15 dias. Após esse período os buquês foram trilhados e assim foram obtidos os valores em kg de semente seca por célula que posteriormente foram convertidos para kg ha^{-1}.

Após a tabulação dos dados foi realizada a análise descritiva clássica com auxílio do *software* estatístico SAS (SCHLOTZHAVER; LITTELL 1997), calculando os valores de média, mediana, mínimo e máximo, desvio-padrão, coeficientes de variação, curtose e assimetria, bem como avaliando as distribuições de frequência pelo teste de Shapiro e Wilk (1965) a 1%, com vistas a substituir os valores anômalos pela média das observações. O CV foi classificado de acordo com descrição de Pimentel-Gomes (2009), isto é, CV ≤ 10% = baixo; 10% < CV ≤ 20% = médio; 20% < CV ≤ 30% = alto e CV > 30% muito alto.

Com o objetivo de avaliar se houve diferença estatística entre os valores médios dos atributos avaliados no primeiro ano da pesquisa e os obtidos após o manejo da fertilidade do solo bem como para poder melhor compreender os efeitos do manejo, foi realizado o teste de comparação de médias a partir da Tabela de Distribuição t de student (t tabelado) obtendo-se os Intervalos de Confiança (IC) ao nível de 5% de significância (α – 5%) para as médias dos atributos avaliados nos dois momentos da pesquisa. Os intervalos de confiança foram obtidos a partir da seguinte equação:

$$IC = \overline{X} \pm t.\ S / \sqrt{n} \quad \text{.....(02)}$$

em que $\overline{X}$ é a média da amostra, t é o valor de t da Tabela de Distribuição t de Student de acordo com os graus de liberdade das amostras e do nível de significância desejado, S é o desvio padrão da amostra e n é o número de amostras.

Intervalo de confiança é o intervalo baseado em observações de uma amostra e construído de modo que haja uma probabilidade especificada de o verdadeiro valor desconhecido de um parâmetro estar contido nesse intervalo, ao passo que nível de confiança é a probabilidade de o intervalo conter o verdadeiro valor do parâmetro (ANDRIOTTI, 2003).

Posteriormente procedeu-se a análise geoestatística dos dados, realizando os semivariogramas simples para os atributos com dependência espacial e os

respectivos mapas de isolinhas a partir da técnica da krigagem ordinária. Estes procedimentos foram realizados com o *software Gama Design Software* (GS+, 2004).

Os semivariogramas simples foram ajustados aos modelos exponencial, esférico e gaussiano pela seguinte equação:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad \text{.....(03)}$$

em que: y(h) é a semivariância estimada e N(h) o número de pares de valores medidos, Z(xi) e Z(xi+h) e, separados pela distância h.

Foi utilizado o valor de r² como critério para escolha do melhor ajuste semivariográfico. O r² é um dos principais parâmetros para avaliação da eficiência na modelagem matemática do ajuste semivariográfico (CAMARGO, 1998), sendo que valores próximos de 1 (ou 100%) indicam ótimos ajustes. Diversos autores vem utilizando o r² como critério para escolha do melhor modelo de ajuste semivariográfico (CARNEIRO *et al.*, 2016; DALCHIAVON *et al.*, 2017; CARVALHO *et al.*, 2018; LIMA *et al.*, 2018; SOARES *et al.*, 2018). Também foram considerados os parâmetros Soma do Quadrado dos Resíduos (SQR) e o Avaliador da Dependência Espacial (ADE) como critérios para determinação do melhor ajuste. O ADE classificou de acordo com critérios definidos por Cambardella *et al.* (1994) onde a) ADE < 50% = dependência espacial fraca; b) 50% ≤ ADE ≤ 75% = dependência espacial moderada; e c) ADE > 75% = dependência espacial forte.

4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados referentes à análise descritiva (Tabela 1) indicaram que todos atributos apresentaram distribuição de frequência não normal. Uma distribuição de frequência com curva normal terá assimetria próxima a zero e curtose próxima a três (ANDRIOTTI, 2003), além de valores semelhantes de média e mediana, covariância entre o desvio padrão com a média e/ou mediana se forem semelhantes (MIOT, 2017).

O Coeficiente de Variação (CV) é um parâmetro que dá uma ideia da regularidade das amostras estudadas (ANDRIOTTI, 2003), sendo um dos primeiros indicadores a representar a heterogeneidade dos dados (BERNARDI *et al.*, 2018). Somente pH apresentou CV baixo (≤10%) nas duas camadas, corroborando Bottega

et al. (2013) sobre a pequena variabilidade espacial do pH do solo e concordando com os valores apresentado por Bernardi *et al.* (2018) para este atributo em LATOSSOLO Vermelho Amarelo Distrófico de textura média. Os valores de CV para PR (46,48%), P (48,46 e 48,00%), e Ca^{2+} (70,72 e 71,34%) foram muito altos (> 30%) e mantiveram-se, assim como o pH, semelhantes aos valores de CV destes atributos apresentados no primeiro ano agrícola avaliado nesta pesquisa. Houve aumento do CV para Mg^{2+} (75,76 e 77,22%), Al^{3+} (35,25 e 40,61%) e m% (32,33 e 38,27%) em comparação aos respectivos valores referentes ao primeiro ano da pesquisa, ao passo que o CV do K^{+} diminuiu após o manejo da fertilidade do solo realizado nesta pesquisa (21,87 e 26,01%).

Tabela 2. Análise descritiva da produtividade de sementes de urucum e de alguns atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em um NEOSSOLO Quartzarênico referente ao segundo ano agrícola avaliado.

Atributo [a]	Medidas estatísticas descritivas									
	Média	Mediana	Valor		Desvio Padrão	Coeficiente			Probabilidade do teste[b]	
			Mínimo	Máximo		Variação (%)	Curtose	Assimetria	Pr<w	DF
Produtividade da cultura										
PR (kg ha^{-1})	881,77	831,79	100,82	1.845,0	409,81	46,48	-0,53	0,55	0,0014	IN
Atributos químicos do solo (camada 0-0,20 m)										
P (mg dm^{-3})	2,48	2,30	0,90	10,07	1,20	48,46	20,74	3,44	<0,0001	IN
pH (H_2O)	4,81	4,80	4,30	5,50	0,28	5,78	-0,30	0,51	0,0035	IN
K^+ ($mmol_c$ dm^{-3})	0,52	0,51	0,36	0,92	0,11	21,87	1,22	0.92	0,0002	IN
Ca^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	3,32	2,00	1,00	11,00	2,35	70,72	1,89	1,46	<0,0001	IN
Mg^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	1,45	1,00	0,00	5,00	1,10	75,76	2,68	1,74	<0,0001	IN
V (%)	6,81	5,82	1,73	19,89	3,87	56,79	1,81	1,42	<0,0001	IN
Al^{3+} ($mmol_c$ dm^{-3})	8,23	8,00	1,00	15,00	2,90	35,25	0.67	0,01	0,0067	IN
m (%)	61,65	67,25	3,94	90,29	19,94	32,33	0,69	-1,10	<0,0001	IN
Atributos químicos do solo (camada 0,20-0,40 m)										
P (mg dm^{-3})	2,02	2,00	0,00	5,00	0,97	48,00	0,67	0,77	<0,0001	IN
pH ($CaCl_2$)	4,89	3,90	4,30	5,80	0,29	5, 98	-0,01	0,63	0,0009	IN
K^+ ($mmol_c$ dm^{-3})	0,51	0,49	0,23	0,92	0,13	26,01	1,37	1,01	<0,0001	IN
Ca^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	3,24	2,00	1,00	11,00	2,31	71,34	2,22	1,58	<0,0001	IN
Mg^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	1,43	1,00	0,00	5,00	1,10	77,52	3,28	1,84	<0,0001	IN
V (%)	8,60	6,36	2,07	26,93	6,03	70,16	2,25	1,72	<0,0001	IN
Al^{3+} ($mmol_c$ dm^{-3})	6,95	7,00	0,00	15,00	2,82	40,61	0,77	-0,13	0,0002	IN
m (%)	57,97	66,59	00,00	86,04	22,19	38,27	0,37	-1,15	<0,0001	IN

[a] PR = produtividade de sementes; P = Teor de fósforo; pH = potencial hidrogeniônico; K^+ = teor de potássio; Ca^{2+} = teor de cálcio; Mg^{2+} = teor de magnésio; V% = saturação por bases; Al^{3+} = teor de alumínio; m% = saturação por alumínio; [b] IN = distribuição de frequência do tipo indeterminada.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Quanto à produtividade de sementes, os efeitos da calagem e da adubação foram positivos, corroborando Montanari *et al.* (2015) que afirmaram que o desenvolvimento das plantas é influenciado por alterações nos atributos químicos do solo. Portanto, houve um aumento de aproximadamente 65% em relação à média de produtividade do primeiro ano da pesquisa, ou seja, saiu de um valor médio de 562,20 para 881,77 kg ha^{-1}, se aproximando da média de produtividade de sementes de urucum do Brasil no ano de 2018 (última safra de produção de urucum divulgada pelo IBGE até o presente momento) que foi de 1.016 kg ha^{-1} (IBGE, 2019).

A calagem elevou os valores de pH de 3,74 e 3,90 ($CaCl_2$) para 4,81 e 4,89 (H_2O), entretanto, estes valores representam forte acidez (LOPES, 2017), além de indicar a presença de alumínio tóxico (SOBRAL et al, 2015). De acordo com a Sociedade Brasileira de Ciência do Solo – Comissão de Química e Fertilidade do Solo (2004), o pH ideal para um bom desenvolvimento do urucuzeiro é em torno de 6,0.

A calagem pode tornar os solos arenosos bem mais produtivos tendo em vista a neutralização do alumínio tóxico, disponibilização de cálcio e magnésio para as plantas e elevação do pH (CENTENO *et al.*, 2017), promovendo aumento na CTC e proporcionando maior disponibilidade dos nutrientes N, P, K^+, Ca^{2+}, Mg^{2+}, S e Mo, além de aumentar a atividade microbiana (CAIRES; JORIS, 2016). Desta forma a calagem atua indiretamente na minimização dos efeitos da lixiviação de nutrientes da camada arável do solo para camadas mais profundas.

A recomendação de calagem foi calculada para elevar a saturação por bases da camada 0-0,20 m à 50%, o que denota um pH entre 5,0 e 5,5 (LOPES, 2017), todavia, em função da granulometria do solo, com pequena quantidade de argila (10 g kg^{-1}) e grande de areia 823 g kg^{-1}), o que denota elevada taxa de infiltração de água e arraste de elementos químicos para camadas mais profundas do solo (SCOPEL *et al.*, 2013), bem como da pequena quantidade de cargas negativas do solo, parte do calcário aplicado em superfície, mesmo sendo um produto de baixa solubilidade, lixiviou para camadas mais profundas, reagindo com a acidez na segunda camada. Esses resultados corroboram os de Caires *et al.* (2015), que aplicando calcário em superfície sem revolvimento em solo com 465 g kg^{-1} de areia, observaram efeitos positivos da calagem também nas camadas mais profundas do solo.

O mesmo efeito também fora observado para o Al^{3+}, ao passo que a calagem foi fundamental para a diminuição dos teores nas duas camadas, isto é, de 13,78 e 12,13 $mmol_c$ dm^{-3} para 8,23 e 6,95 $mmol_c$ dm^{-3}. Entretanto, tais valores são classificados como níveis médios no solo (SOBRAL *et al.*, 2015), sendo que as saturações (m) para as duas camadas (61,65 e 57,97%) são classificadas como muito alta e alta respectivamente (Souza & Lobato, 2004).

Os efeitos da calagem e da adubação foram positivos para a elevação dos teores de K^+, Ca^{2+} e Mg^{2+} nas duas camadas, todavia, com destaque para a segunda camada, que apresentou maiores incrementos para os três elementos, ou seja, K^+ foi de 0,47 e 0,38 $mmol_c$ dm^{-3} para 0,52 e 0,51 $mmol_c$ dm^{-3}; Ca^{2+} foi de 3,08 e 2,63 $mmol_c$ dm^{-3} para 3,32 e 3,24 $mmol_c$ dm^{-3} enquanto Mg^{2+} foi de 1,41 e 1,30 $mmol_c$ dm^{-3} para

1,45 e 1,43 $mmol_c\ dm^{-3}$. De acordo com Sousa e Lobato (2004) os teores atuais destes elementos estão em níveis baixos no solo nas duas camadas. Para os teores de P os resultados foram opostos, ou seja, foram de 3,35 mg dm^{-3} e 2,12 mg dm^{-3} no primeiro ano agrícola avaliado, para 2,48 mg dm^{-3} e 2,02 mg dm^{-3} no segundo ano, após o manejo do solo.

Portanto, os resultados da análise química após o manejo indicaram um solo com caráter álico (SANTOS *et al.*, 2018) e de baixa fertilidade (MALAVOLTA, 2006) denotando a necessidade de um novo programa de correção da acidez com vistas a elevar o pH a valores acima de 5,0 e, sobretudo, diminuir os valores de saturação por Al^{3+}, aumentando, portanto, a CTC e melhorando a eficiência da adubação química, que por sua vez deve ser realizada com um número maior de parcelas, com vistas a minimizar as perdas por lixiviação, volatilização e erosão.

Todavia, estes resultados atendem ao objetivo principal da pesquisa, por ter havido significativo aumento na produtividade da cultura ante o manejo do solo, ao passo que no tocante à baixa fertilidade do solo após o manejo, ressalta-se que além da quantidade absorvida pelas plantas, provavelmente tenha havido perda significativa de nutrientes por lixiviação para camadas mais profundas do solo considerando o potencial de drenagem do solo da área da pesquisa ou ainda por erosão hídrica, que responde principalmente pelas remoção do P aplicado.

Solos com textura arenosa e baixa CTC são naturalmente passíveis à ocorrência de lixiviação de nutrientes com destaque para N e K^+, ao passo que o P é considerado um elemento imóvel no solo devido sua interação com oxihidróxidos de ferro e alumínio (CARNEIRO *et al.*, 2019). Entretanto, em solos arenosos, devido a pequena porção de argila e silte, há baixa adsorção desse elemento, e suas perdas por lixiviação são significativas, podendo ocasionar a redução da fertilidade do solo da camada superficial pelo deslocamento do P para camadas mais profundas, ocasionando, inclusive, riscos ambientais tais como a eutrofização e contaminação de mananciais (KLEIN, 2014; TOOR *et al.*, 2015; CENTENO *et al.*, 2017).

Os solos arenosos apresentam menor capacidade produtiva em comparação à solos argilosos, sendo mais propensos à degradação, entretanto, esses solos podem ser utilizados para cultivo desde que seja realizada a implantação de sistemas de produção e de manejo que levem em consideração as suas características físico-químicas, isto é, adequados às suas potencialidades, fragilidades e restrições, (DONAGEMMA *et al.*, 2016; CENTENO *et al.*, 2017; BLANCO-CANQUI; RUIS, 2018).

Segundo Lopes (2017) a lixiviação é o principal fator relacionado à perda de nutrientes da camada arável, ao passo que em solos altamente permeáveis e em regiões com grande intensidade de chuva as perdas são ainda mais significativas, ou seja, de acordo com os dados de chuva acumulada apresentados na Figura 2, fica evidente que as condições edafoclimáticas do local da pesquisa atuaram conjuntamente, promovendo grandes perdas de nutrientes por lixiviação.

Todavia, para explicar aos baixos teores de nutrientes observados nas duas camadas avaliadas após o manejo do solo, é salutar destacar a boa resposta da cultura à fertilização, corroborada pela produtividade de sementes (Tabela 1). Este fato está diretamente relacionado com a eficiência nutricional do urucuzeiro, isto é, a relação entre produtividade e quantidade de fertilizante aplicado, ou seja, a eficiência nutricional de uma cultura pode ser considerada como a capacidade que a planta tem de absorver e utilizar os nutrientes (NUNES, *et al.*, 2013).

Ferreira e Falesi (1991) pesquisando a nutrição do Urucuzeiro, determinaram a seguinte marcha de absorção de nutrientes para a cultivar Piavê Vermelha: $N = K^+ \geq Ca^{2+} > Mg^{2+} \geq P > Mn^{2+} > Fe^{2+} > Zn^{2+} > Cu^{2+}$. Entretanto, ressaltaram os pesquisadores, essa ordem não é mantida para todas as partes da planta, como por exemplo na semente, em que a ordem decrescente é $K^+ > N > P > Mg^{2+} > Ca^{2+}$, o que representa a ordem de exportação de nutrientes tendo em vista ser a semente a única parte da planta retirada da lavoura. Os autores chegaram à conclusão de que para uma produção de 1.000 kg de sementes secas, ocorre a seguinte ordem decrescente de exportação para a cultivar Piavê Vermelha: K^+ (25,9 kg), N (18,8 kg), P (7,0 kg), Mg^{2+} (2,9 kg) e Ca^{2+} (1,9 kg) (FERREIRA; FALESI, 1991).

Com base nestes valores, pôde-se realizar um cálculo proporcional de exportação de nutrientes via semente por planta para a produtividade obtida neste estudo (881,77 kg ha^{-1}). O cálculo foi realizado da seguinte maneira, tomando como exemplo o K^+: Total de K^+ exportado via semente para produção de 1.000 kg de sementes secas (25,9 kg) multiplicado por 0,88, dividido pelo total de plantas por hectare do presente estudo (1.080), multiplicado por 1.000 para converter para gramas, perfaz o total de K^+ exportado por planta via semente. A ordem decrescente de exportação foi K^+ (24,06 g), N (15,34 g), P (5,71 g), Mg^{2+} (2,37 g) e Ca^{2+} (1,55 g).

O teste de comparação de médias dos atributos do solo e da produtividade de sementes referente aos dois anos agrícolas avaliados estão apresentados na Tabela 3 e indicaram que somente PR, P (primeira camada), pH (duas camadas), K^+ (segunda

camada), Al^{3+} e m (duas camadas) apresentaram diferença estatística significativa (α – 5%), sendo que para os demais atributos, as médias foram consideradas estatisticamente iguais (α – 5%).

Tabela 3. Teste de comparação de médias para produtividade e alguns atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em um NEOSSOLO Quartzarênico referente aos dois anos agrícolas avaliados.

Atributo [a]	t tabelado [b]	Valor médio [c]		Resultado da comparação[d]
		Antes do manejo	Após o manejo	
Produtividade da cultura				
PR (kg ha^{-1})	1,98	562,22 ± 51,52	881,77± 80,90	**
Atributos químicos do solo (camada 0-0,20 m)				
P (mg dm^{-3})	1,98	3,35 ± 0,21	2,41 ± 0,24	**
pH (H_2O)	1,98	3,74 ± 0,03	4,81 ± 0,06	**
K^+ ($mmol_c$ dm^{-3})	1,98	0,47 ± 0,05	0,53 ± 0,02	ns
Ca^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	1,98	3.08 ± 0,42	3,43 ± 0,46	ns
Mg^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	1,98	1,41 ± 0,11	1,50 ± 0,22	ns
V (%)	1,98	7,16 ± 0,85	7,42 ± 0,76	ns
Al^{3+} ($mmol_c$ dm^{-3})	1,98	13,78 ± 0.57	7,75 ± 0,57	**
m (%)	1,98	74,69 ± 2,49	58,10 ± 3,94	**
Atributos químicos do solo (camada 0,20-0,40 m)				
P (mg dm^{-3})	1,98	2,12 ± 0,12	2,02 ± 0,19	ns
pH (H_2O)	1,98	3,90 ± 0,02	4,89 ± 0,06	**
K^+ ($mmol_c$ dm^{-3})	1,98	0,38 ± 0,05	0,51 ± 0,03	**
Ca^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	1,98	2,63 ± 0,42	3,24 ± 0,46	ns
Mg^{2+} ($mmol_c$ dm^{-3})	1,98	1,30 ± 0,09	1,43 ± 0,22	ns
V (%)	1,98	7,04 ± 0,90	8,60 ± 1,19	ns
Al^{3+} ($mmol_c$ dm^{-3})	1,98	12,13 ± 0,47	6,95 ± 0,56	**
m (%)	1,98	74,85 ± 2,56	57,97 ± 4,38	**

Nota: ([a]) PR = produtividade de sementes; P = Teor de fósforo; pH = potencial hidrogeniônico; K^+ = teor de potássio; Ca^{2+} = teor de cálcio; Mg^{2+} = teor de magnésio; V% = saturação por bases; Al^{3+} = teor de alumínio; m% = saturação por alumínio; [b] 1,98 = obtido da Tabela de Distribuição t de student para conjunto de dados com 100 graus de liberdade e (α – 5%) de significância; [c] valor médio do atributo com o acréscimo e decréscimo do IC; [d] ns = não significativo e ** = significativo a 5% pelo teste t de student.
Fonte: Elaborado pelo autor.

Salutar destacar a necessidade de considerar as diferentes metodologias de determinação de pH, P, K^+, Ca^{2+} e Mg^{2+} para os dois anos agrícolas avaliados, isto é, no primeiro ano, o pH foi determinado em solução 0,01 mol L^{-1} de $CaCl_2$ e os teores

de P, K^+, Ca^{2+} Mg^{2+} e Al^{3+} foram extraídos pelo método da resina trocadora de íons (RAIJ *et al.*, 2001), enquanto que os resultados para pH apresentados neste capítulo foram determinados em H_2O, os teores de P e K^+ foram determinados por extração com solução duplo ácido Mehlich-1 (0,05 mol L^{-1} de HCl e 0,0125 mol L^{-1} de H_2SO_4) e os teores de Ca^{2+}, Mg^{2+} e Al^{3+} foram determinados com solução KCL 1 mol L^{-1} (EMBRAPA, 1997).

De acordo com Lopes (2017), a determinação de pH feita em solução salina é em média, 0,6 unidade menor do que a determinação de pH feita em água, por causa da troca do H^+ com os eletrólitos diluídos, isto é, na solução $CaCl_2$ o íon Ca^{2+} pelo H^+.

Quanto ao Ca^{2+} e ao Mg^{2+}, os resultados extraídos por resina são compatíveis aos resultados destes elementos extraídos por solução de KCL (RAIJ *et al.*, 2001), ao passo que a determinação de K^+ pelos métodos da resina e de Mehlich-1, apesar de apresentarem resultados semelhantes em solos argilosos e mais desenvolvidos, o mesmo não se pode afirmar para solos arenosos e pouco desenvolvidos como os NEOSSOLOS Quartzarênicos, em que o extrator Mehlich-1 tem capacidade de extrair quantidades bem maiores de K^+ quando comparado à extração por resina trocadora (MEDEIROS *et al.*, 2010).

Para o P, a diferença entre os resultados oriundos dos dois extratores utilizados é significativa e as correlações não são boas tendo em vista que que ambos extratores apresentam sensibilidade ao conteúdo de argila do solo. Na extração de P com resina não há nenhum reagente químico incluído no sistema, conferindo-lhe maior consistência teórica, ao passo que no método de extração por Mehlich-1, o baixo pH da solução extratora (entre 2 e 3) solubiliza os compostos que contem P ligado covalentemente ao solo enquanto o Cl^- restringe a readsorção dos fosfatos recém-extraídos. Tais características fazem com que o Mehlich-1 tenha maior eficiência em extrair P ligado ao cálcio (ligação estável e covalente) do que o P ligado aos óxidos de ferro e alumínio, diferentemente da resina trocadora que tem grande eficiência em extrair P ligado aos óxidos de ferro e alumínio, por serem compostos de maior solubilidade, sobretudo em pH próximo a 6,0 (RAIJ *et al.*, 2001; SOARES *et al.*, 2012; MUMBACH *et al.*, 2018).

Portanto, devido as diferenças metodológicas de determinação e extração dos elementos nos dois momentos da pesquisa, há dificuldades para realizar a comparação estatística entre os resultados obtidos para pH, K^+ e P, todavia, de acordo com Raij *et al.* (2001) a uniformidade metodológica nos procedimentos de análise de

solos deve ser preconizada, com vistas a evitar confusão entre usuários e facilitar a comunicação científica e técnica, entretanto, a falta dela não deve impedir o progresso científico.

Os resultados referentes à análise geoestatística estão apresentados na Tabela 4, que exibe os parâmetros dos semivariogramas simples ajustados para os atributos avaliados bem como pelas Figuras 3 e 4 que apresentam os gráficos dos semivariogramas simples e os mapas de krigagem, respectivamente.

A Tabela 4 indicou que apenas V% na primeira camada não apresentou correlação ou dependência espacial entre as amostras, apresentando, portanto, efeito pepita puro. Para este atributo não foi gerado semivariograma simples tampouco o mapa de krigagem, tendo em vista que a geoestatística exige o pressuposto da correlação espacial entre as amostras para que seja possível descrever e modelar padrões espaciais por meio do semivariograma, predizer valores em locais não amostrados por meio da krigagem e obter a incerteza associada a um valor estimado em locais não amostrados por meio da variância da krigagem (ANDRIOTTI, 2003).

Quanto aos atributos que apresentaram dependência espacial, os ajustes semivariográficos apresentaram coeficiente de determinação (r^2) próximo ou superior a 70% para 11 de 16 atributos, com destaque para Al^{3+} (primeira camada) e m% (segunda camada), que apresentaram os maiores valores, ou seja, 97,6 e 95,4% respectivamente. Pode-se afirmar que houveram excelentes ajustes semivariográficos, denotando boa confiabilidade aos mapas de krigagem.

Tabela 4. Parâmetros dos semivariogramas simples ajustados para produtividade de sementes do urucum e alguns atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m em um NEOSSOLO Quartzarênico referente ao segundo ano agrícola avaliado.

Atributo [a]	Parâmetros geoestatísticos							
	Modelo [b]	Efeito Pepita (C_0)	Patamar (C_0+C)	Alcance (A_0) (m)	r^2	SQR[c]	Avaliador da dependência espacial	
							ADE[d]	Classe
			γ(h) simples dos atributos da planta					
PR	esf	$6{,}50\times10^{4}$	$1{,}95\times10^{5}$	109,80	$7{,}33\times10^{-1}$	$4{,}32\times10^{9}$	66,80%	moderada
			γ(h) simples dos atributos do solo na camada 0-0,20m					
P	exp	$4{,}00\times10^{-2}$	$5{,}95\times10^{-1}$	35,10	$8{,}13\times10^{-1}$	$2{,}96\times10^{-3}$	93,30%	forte
pH	exp	$9{,}80\times10^{-3}$	$7{,}02\times10^{-2}$	43,80	$5{,}05\times10^{-1}$	$2{,}32\times10^{-4}$	86,00%	forte
K^+	exp	$2{,}36\times10^{-3}$	$2{,}20\times10^{-2}$	59,40	$8{,}93\times10^{-1}$	$8{,}24\times10^{-6}$	89,30%	forte
Ca^{2+}	exp	$0{,}22\times10^{1}$	$4{,}46\times10^{1}$	158,10	$7{,}54\times10^{-1}$	$6{,}36\times10^{-1}$	50,00%	moderada
Mg^{2+}	exp	$5{,}6\times10^{-1}$	$0{,}14\times10^{1}$	96,30	$6{,}88\times10^{-1}$	$1{,}02\times10^{-1}$	60,00%	moderada
V%	epp	$1{,}56\times10^{1}$	$1{,}56\times10^{1}$	-	-	-	-	-
Al^{3+}	gau	$0{,}52\times10^{1}$	$1{,}05\times10^{1}$	210,44	$9{,}76\times10^{-1}$	$1{,}05\times10^{1}$	50,00%	moderada
m%	exp	$1{,}30\times10^{2}$	$2{,}60\times10^{2}$	143,70	$6{,}49\times10^{-1}$	$3{,}24\times10^{3}$	64,90%	moderada
			γ(h) simples dos atributos do solo na camada 0,20-0,40m					
P	exp	$8{,}500\times10^{-2}$	$7{,}29\times10^{-1}$	48,00	$7{,}16\times10^{-1}$	$1{,}48\times10^{-2}$	88,30%	forte
pH	exp	$6{,}00\times10^{-3}$	$7{,}89\times10^{-2}$	49,80	$5{,}14\times10^{-1}$	$5{,}40\times10^{-4}$	92,40%	forte
K^+	exp	$6{,}96\times10^{-3}$	$1{,}22\times10^{-2}$	153,30	$8{,}41\times10^{-1}$	$7{,}65\times10^{-6}$	57,10%	moderada
Ca^{2+}	exp	$5{,}60\times10^{-1}$	$0{,}53\times10^{1}$	62,10	$7{,}52\times10^{-1}$	$0{,}14\times10^{1}$	89,40%	forte
Mg^{2+}	exp	$1{,}72\times10^{-1}$	$0{,}11\times10^{1}$	41,40	$5{,}15\times10^{-1}$	$5{,}66\times10^{-2}$	85,10%	forte
V%	exp	$0{,}45\times10^{1}$	$3{,}46\times10^{1}$	40,20	$4{,}96\times10^{-1}$	$5{,}91\times10^{1}$	86,90%	forte
Al^{3+}	esf	$0{,}34\times10^{1}$	$0{,}68\times10^{1}$	225,50	$7{,}70\times10^{-1}$	$1{,}04\times10^{2}$	50,00%	moderada
m%	esf	$2{,}34\times10^{2}$	$4{,}69\times10^{2}$	162,20	$9{,}54\times10^{-1}$	$2{,}25\times10^{1}$	50,00%	moderada

Nota: [a] PR = produtividade de sementes; P = Teor de fósforo; pH = potencial hidrogeniônico; K^+ = teor de potássio; Ca^{2+} = teor de cálcio; Mg^{2+} = teor de magnésio; V% = saturação por bases na CTC; Al^{3+} = teor de alumínio; m% = saturação por alumínio na CTC; [b] exp = exponencial, esf = esférico, gau = gaussiano e epp = efeito pepita puro; [c] SQR = soma dos quadrados dos resíduos; [d] ADE = avaliador da dependência espacial.
Fonte: Elaborado pelo autor.

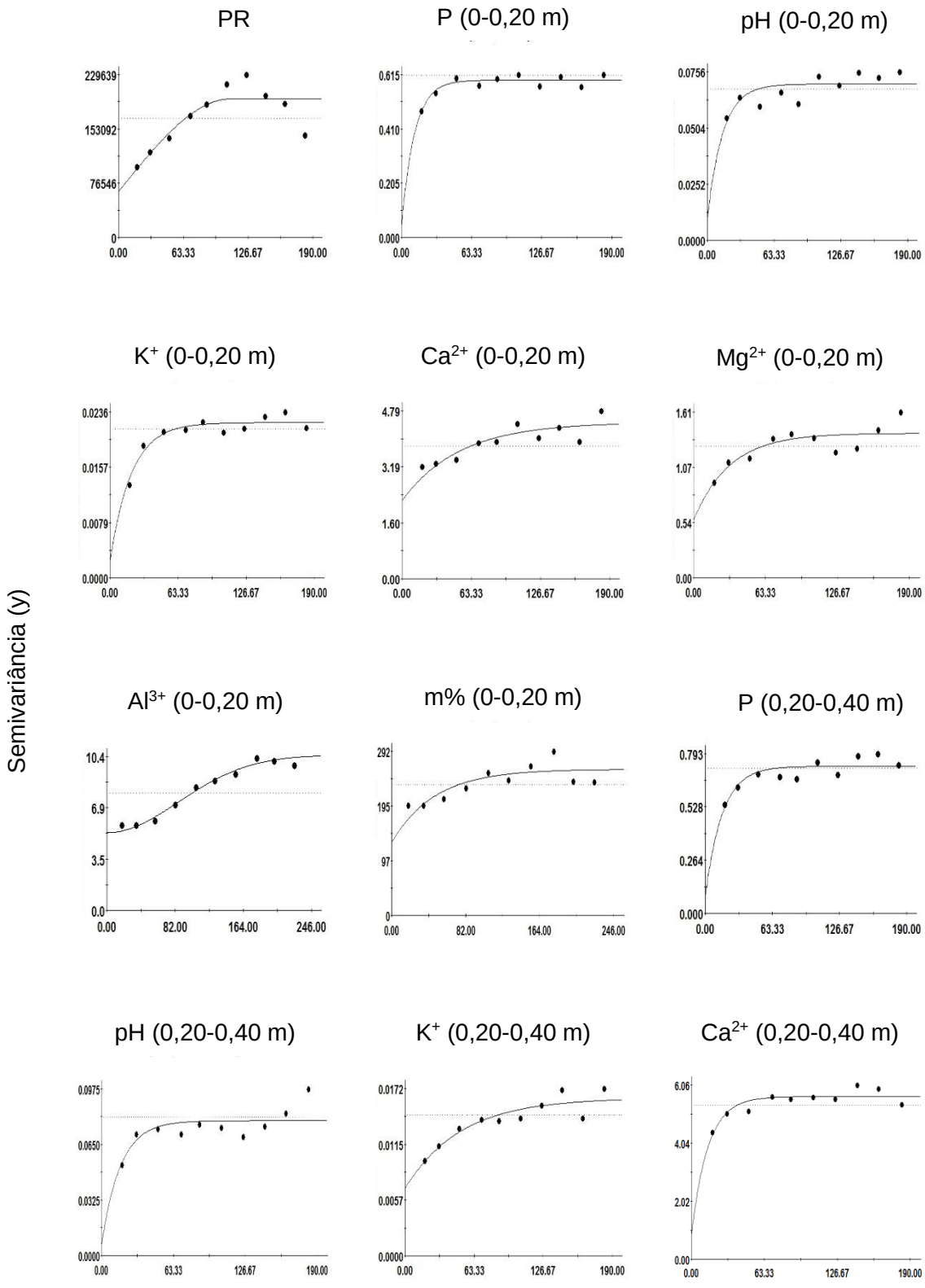
Houve predominância do modelo exponencial para o ajuste semivariográfico dos atributos com dependência espacial, sendo que apenas PR, Al^{3+} e m% (na segunda camada) foram ajustados pelo modelo esférico ao passo que o modelo

gaussiano ajustou o semivariograma do Al^{3+} (primeira camada). A prevalência do modelo exponencial também foi apresentada por Carneiro *et al.* (2016), Carvalho *et al.* (2018) e Lima *et al.* (2018) avaliando a variabilidade espacial de atributos do solo.

Na avaliação da dependência espacial observou-se correlação inversa entre o ADE e o alcance, sendo que os resultados indicaram que P, pH e K^+ (primeira camada) e P, pH, Ca^{2+}, Mg^{2+} e V% (segunda camada) apresentaram forte dependência espacial, isto é, o efeito pepita foi menor que 25% do patamar, associada aos menores valores de alcance, notadamente inferiores à 50 m, enquanto que para os demais atributos, a dependência espacial foi moderada e os respectivos alcances estiveram próximos ou superiores a 100 m, com destaque para Al^{3+} que obteve os maiores valores, com 222,50 e 210,40 m para a segunda e primeira camada respectivamente.

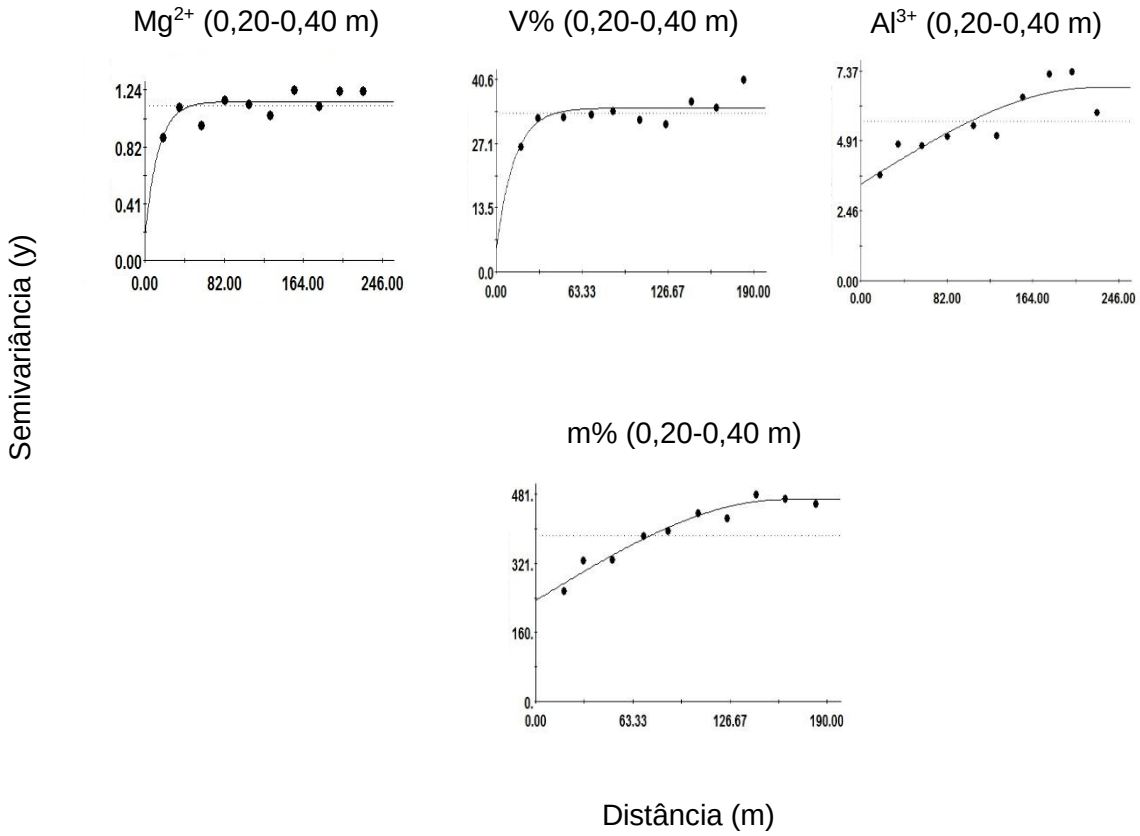
Com exceção à K^+ (primeira camada) e Ca^{2+} e Mg^{2+} (segunda camada), verificou-se que o alcance foi superior para os demais atributos com relação ao primeiro ano agrícola avaliado, com destaque para PR que saiu de 43,40 para 109,80 m. Estes resultados, somados ao fato de que no primeiro ano avaliado P (duas camadas), pH (primeira camada) e Al^{3+} (duas camadas) não apresentaram dependência espacial, indicam que o manejo do solo promoveu a diminuição da variabilidade espacial da produtividade e da fertilidade do solo, concordando com Carneiro *et al.* (2016) que avaliando a variabilidade espacial de atributos químicos de um LATOSSOLO Vermelho distrófico de textura argilosa sob cultivo convencional e em sucessão de arroz e soja com grid amostral de 100x60 m, afirmaram que quanto maior forem os alcances, mais homogênea será a área de cultivo, e com Richart *et al.* (2016) que mostraram que a aplicação de calcário e fertilizante à taxa variável aumentou os valores dos parâmetros de fertilidade de um LATOSSOLO Vermelho Eutroférrico típico e tornou-os mais homogêneos em área cultivada com cana-de-açúcar.

Figura 4. Semivariogramas simples da produtividade de sementes de urucum e de alguns atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico referentes ao segundo ano agrícola avaliado



Continua...

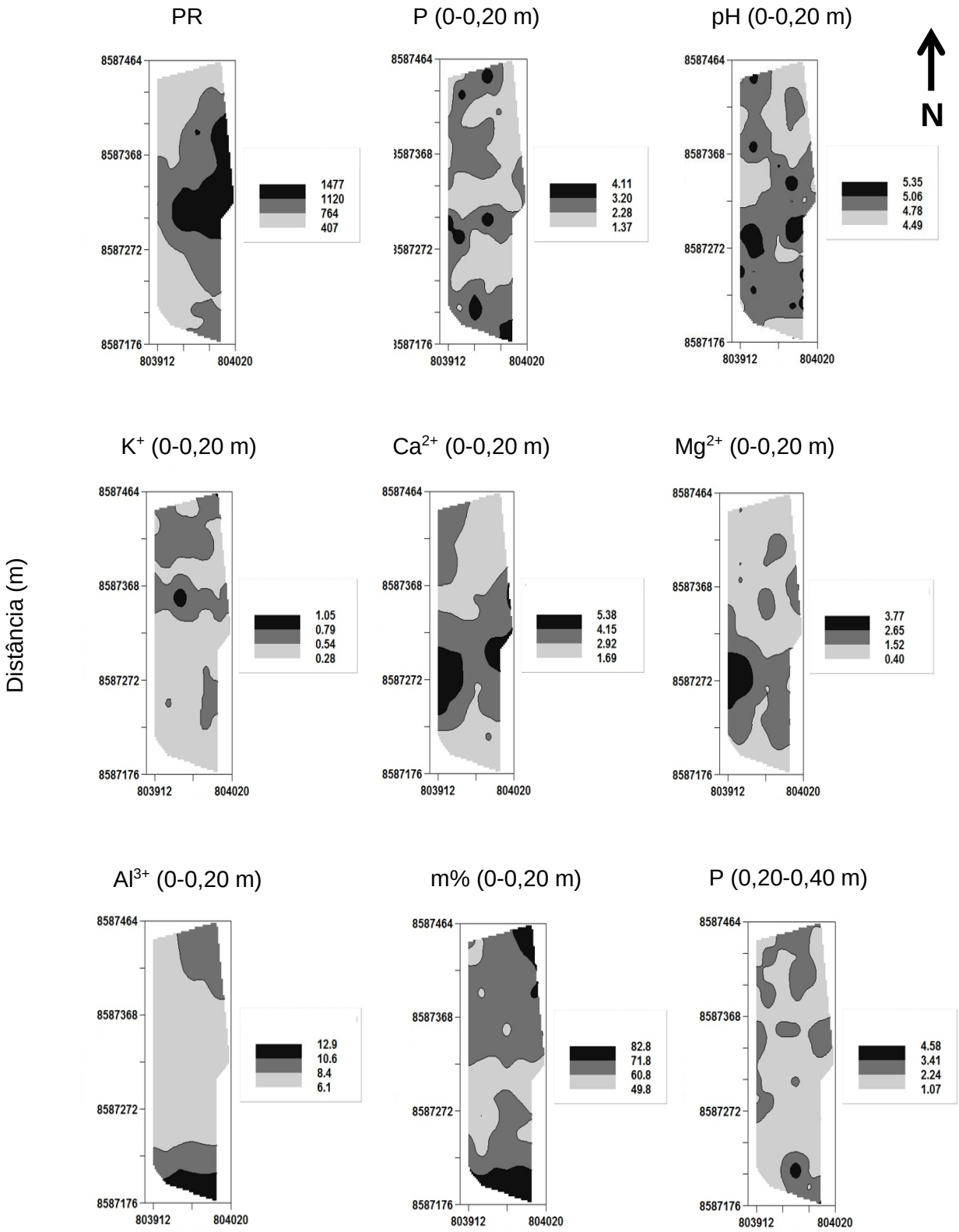
...continuação



Fonte: Elaborado pelo autor.

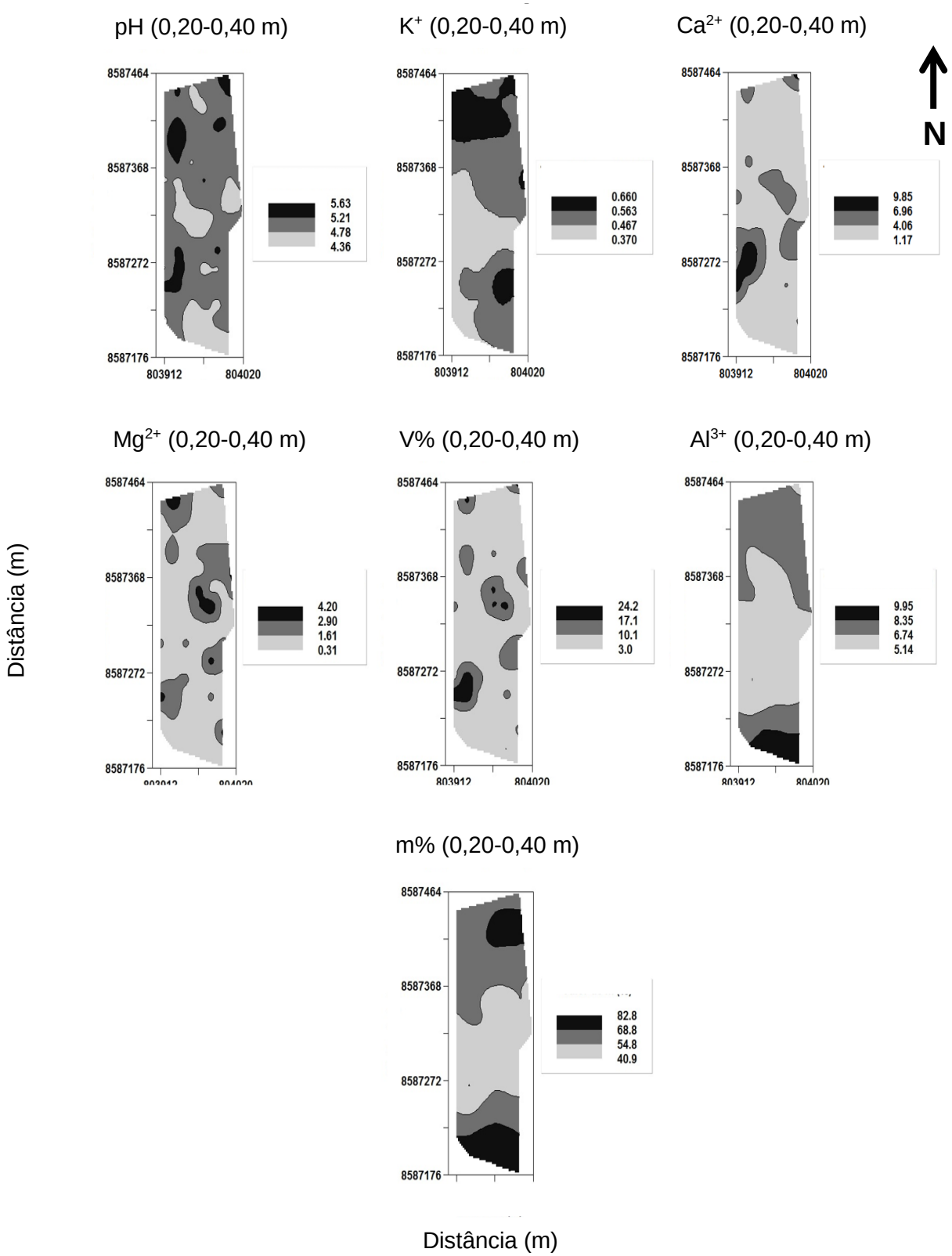
Uma vez ajustados os semivariogramas para os atributos com dependência espacial (Figura 4), iniciou-se o procedimento de caracterização da variabilidade espacial a partir da realização dos mapas de krigagem ordinária (Figura 5), que permitiram avaliar e interpretar, visualmente, a distribuição espacial dos atributos químicos da fertilidade do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m e da produtividade da cultura na área de cultivo.

Figura 5. Mapas de krigagem da produtividade de sementes do urucum e de alguns atributos químicos de um NEOSSOLO Quartzarênico referentes ao segundo ano agrícola avaliado.



Continua...

...continuação



Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura 5 apresentou o mapa de krigagem da PR, que indicou que a maior classe de produtividadede sementes observada (1.120 à 1.477 kg ha^{-1}) esteve concentrada na região central (mais à Leste) do mapa, ao passo que a segunda maior classe de produtividade (764 e 1.120 kg ha^{-1}) concentrou-se na região central (mais à Oeste), todavia, extrapolando os limites da UGD2 à Norte e Sul, com destaque para uma mancha com essa produtividade na região Sudeste do mapa que pode estar associada à presença de P e K nesta região conforme demostra os respectivos mapas de krigagem destes elementos. Portanto, o aprimoramento do manejo do solo promoveu o aumento na produtividade e, sobretudo a homogeneização da produção. Resultados semelhantes foram apresentados por Bernardi *et al.* (2016) e Bernardi *et al.* (2018), confirmando e validando a definição das UGD's e indicando ser esta a região de maior potencial produtivo da lavoura.

A Figura 5 ilustra que os mapas de P nas duas camadas, indicando que estes não apresentaram, visualmente, semelhança na dinâmica da variabilidade espacial com o mapa de PR, entretanto, se assemelharam entre si, ao passo que o mapa da primeira camada apresentou as manchas com os maiores teores (3,20 a 4,11 mg dm^{-3}) espalhadas por todas as regiões, sendo que o mapa da segunda camada apresentou os maiores teores (3,41 a 4,58 mg dm^{-3}) apenas em uma pequena mancha na região sul, com a segunda maior classe (2,24 a 3,41 mg dm^{-3}) espalhada por todas as regiões do mapa.

Pode-se observar, pela Figura 5, que o mapa de pH (primeira camada) apresentou similaridade com o de P na mesma camada, confirmado a estreita relação entre estes dois atributos, entretanto o mesmo não ocorre com os mapas de pH e P da segunda camada, provavelmente em função da baixa mobilidade e consequente pequena descida deste elemento para camadas mais profundas do solo. Ademais, apesar de o mapa de pH da primeira camada apresentar a maior proporção das manchas com os maiores valores (5,06 a 5,35) na região central, este não apresentou, visualmente, correspondência na dinâmica da variabilidade espacial com o mapa de PR.

Ainda pela Figura 5, pode-se observar que o mapa de Ca^{2+} da primeira camada apresentou grande semelhança com o mapa de Ca^{2+} referente ao primeiro ano agrícola avaliado, apresentando também semelhança com o mapa de PR, mais uma vez corroborando à delimitação das UGD's. Destaca-se também a mancha na parte Noroeste do mapa com teores de Ca entre 2,92 e 4,15 $mmol_c$ dm^{-3}, corroborando os

mapas de P, pH e K^+. Já na segunda camada, observou-se apenas algumas manchas na região central do mapa com os teores de Ca^{2+} variando entre 4,06 e 9,85 $mmol_c$ dm^{-3}, todavia, diferenciando-se da camada anterior e não apresentando, visualmente, correspondência com o mapa de PR.

Já o mapa de Mg^{2+} da primeira camada (Figura 5) apresentou padrão de variabilidade espacial semelhante aos mapas de Mg^{2+} referentes ao primeiro ano agrícola, bem como ao mapa de Ca^{2+} da primeira camada do segundo ano, todavia as maiores concentrações do elemento (1,52 a 3,77 $mmol_c$ dm^{-3}) ficaram concentradas mais ao Sul comparando com a concentração dos maiores teores no mapa de Ca^{2+}. Destaca-se ainda que o mapa de Mg^{2+} na primeira camada apresentou, visualmente, grande correspondência com o mapa de m% nesta mesma camada. Quanto ao mapa de Mg^{2+} da segunda camada, este destoou tanto do mapa de Mg^{2+} da primeira camada quanto do mapa de PR, apresentando manchas com as maiores concentrações (2,90 a 4,20 $mmol_c$ dm^{-3}) espalhadas por todo o mapa.

Os mapas de K^+ para as duas camadas, apresentados na Figura 5, destoaram tanto dos mapas deste atributo obtidos no primeiro ano agrícola quanto dos mapas de Ca^{2+} e Mg^{2+} atuais, não apresentando, portanto, semelhança no padrão de variabilidade espacial com o mapa de PR. Estes resultados indicaram que a adubação em taxa fixa aumentou a variabilidade espacial deste atributo nas duas camadas, provavelmente em função de sua elevada mobilidade vertical e horizontal no solo, corroborando Dias *et al.* (2015) que afirmaram que práticas convencionais de manejo do solo podem aumentar a heterogeneidade nos atributos químicos dos solos e, consequentemente sua variabilidade espacial. Todavia, destaca-se que a região Noroeste do mapa apresentou os teores entre 0,54 e 0,79 $mmol_c$ dm^{-3} na primeira camada e 0,56 a 0,66 $mmol_c$ dm^{-3} na segunda camada, indicando a mesma tendência nesta região com os mapas de P (duas camadas), pH e Ca^{2+} (primeira camada). Estes resultados concordam com Carneiro *et al.* (2016) que afirmaram que a adoção da agricultura de precisão, tratando de forma pontual a necessidade de cada porção da lavoura tende a uniformizar a fertilidade do solo.

A Figura 5 ilustra ainda que os teores de Al^{3+} apresentaram, visualmente, o mesmo padrão de variabilidade espacial até 0,40 m de profundidade, e inversamente proporcionais a variabilidade espacial da PR, ao passo que o mapa de m% na primeira camada não se assemelhou com o de Al^{3+} nesta camada, enquanto o mapa de m% da segunda camada apresentou semelhança na distribuição espacial com o

mapa de Al^{3+} da mesma camada, e também inversamente proporcional ao mapa de PR, denotando significativa influência negativa deste elemento na produtividade da cultura, corroborando Castro *et al.* (2009) que afirmaram que a cultura do urucum se desenvolve bem em diversos tipos de solos, entretanto, para alcançar níveis ótimos de produtividade, o alumínio tóxico deve estar neutralizado.

O mapa da distribuição espacial da saturação por bases (Figura 5) não apresentou, visualmente, correspondência com o mapa de PR, tampouco com os demais atributos, notadamente as bases trocáveis Ca^{2+}, Mg^{2+} e K^{+}, provavelmente em função dos diferentes padrões de variabilidade observados para cada um estes atributos.

Os mapas de krigagem para Ca^{2+} (primeira camada), Al^{3+} (duas camadas) e m% (segunda camada) e, sobretudo de PR, confirmaram zonas homogêneas da lavoura e validaram as UGD's, corroborando os mapas de CB, K^{+}, Ca^{2+}, Mg^{2+}, B, Cu^{2+} e m% (duas camadas) referentes ao primeiro ano agrícola avaliado. Estes resultados concordam com Umbelino *et al.* (2018) que realizaram satisfatoriamente a definição de zonas de manejo a partir de mapas de produtividade de soja e de atributos químicos de um LATOSSOLO Vermelho com avaliações durante dois anos agrícolas e com malha de amostragem de 60x60 m.

4.5 CONCLUSÕES

O mapa de krigagem da produtividade apresentou, visualmente, semelhança espacial com o mapa de variabilidade de Ca^{2+} (primeira camada) e com os mapas de Al^{3+} (duas camadas) e m% (segunda camada) bem como com os mapas de CB, K^{+}, Ca^{2+}, Mg^{2+}, B, Cu^{2+} e m% (duas camadas) do primeiro ano agrícola avaliado, denotando eficiência na metodologia de definição de zonas homogêneas a partir de atributos químicos do solo e atributos da planta.

O aprimoramento do manejo do solo a partir da calagem em taxa variável e da adubação minenal em taxa fixa promoveu o aumento na produtividade de sementes de urucum e, sobretudo a homogeneização da produção, corroborando e validando as UGD's.

Grande parte do calcário aplicado em superfície sem incorporação em solos com argila inferior a 100 g kg^{-1} localizados em regiões com grande intensidade de

chuvas, é lixiviada para camadas mais profundas, reagindo até pelo menos a profundidade de 0,40 m.

A área com potencial de produção de sementes acima de 765 kg ha^{-1} perfaz a maior parte da lavoura e está concentrada na região central, denominada de UGD2.

Os valores de alcance da dependência espacial a serem considerados em trabalhos futuros, utilizando os mesmos atributos e em áreas com condições edafoclimáticas semelhantes, deverão estar compreendidos entre 35,10 m para o P e 225,50 m para o Al^{3+}, indicando, de uma forma geral, que para solos arenosos, a densidade amostral para detecção da variabilidade espacial de P deve ser de aproximadamente 30 pontos por hectare.

A agricultura de precisão pode ser realizada em propriedades rurais de baixo nível tecnológico.

REFERÊNCIAS

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. de G.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, Berlin, v. 22, p. 711-728, 2013. Disponível em: https://doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507. Acesso em: 20 nov. 2019.

AMADO, T. J. C.; PES, L. Z.; LEMAINSKI, C. L.; SCHENATO, R. B. Atributos químicos e físicos de Latossolos e sua relação com os rendimentos de milho e feijão irrigados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 33, p. 831-843, 2009. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/rbcs/v33n4/08.pdf. Acesso em: 20 jul. 2020.

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

ARTUR, A. G.; OLIVEIRA, D. P.; COSTA, M. C. G.; ROMERO, R. E.; SILVA, M. V. C.; FERREIRA, T. O. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo, associada ao microrrelevo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 44, n. 2, p. 141-149, 2014. Disponível em: http://www.agriambi.com.br. Acesso em: 20 nov. 2019.

BERNARDI, A. C. de C.; BETTIOL, G. M.; FERREIRA, R. P.; SANTOS, K. E. L.; RABELLO, L. M.; INAMASU, R. Y. Spatial variability of soil properties and yield of a grazed alfalfa pasture in Brazil. **Precision Agriculture**, Dordrecht, v. 17, p. 737-752, 2016. https://doi.org/10.1007/s11119-016-9446-9. Acesso em: 15 jun. 2018.

BERNARDI, A. C. de C; BUENO, J. O. de A.; LAURENTI, N.; SANTOS, K. E. L.; ALVES, T. V. Efeito da calagem e fertilizantes aplicados à taxa variável nos atributos químicos do solo e custos de produção de pastagem de capim Tanzânia manejadas intensivamente. **Brazilian Journal of Biosystems Engineering**, Tupã, v. 12, n. 4, p. 368-382, 2018. Disponível em: https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/188059/1/EfeitoCalagemFertilizantes.pdf. Acesso em: 20 abr. 2020.

BERNARDI, A. C. de C.; RABELLO, L. M.; INAMASU, R. Y.; GREGO, C. R.; ANDRADE, R. G. Variabilidade espacial de parâmetros físico-químicas do solo e biofísicos de superfície em cultivo do sorgo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 18, n. 6, p. 623–630, 2014. Disponível em: https://doi.org/10.1590/S1415-43662014000600009. Acesso em: 12 jun. 2019.

BLANCO-CANQUI, H.; RUIS, S. J. No-tillage and soil physical environment. **Geoderma**, Amstredam, v. 326, n. 1, p. 164-200, 2018. Disponível em: https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2018.03.011. Acesso em: 14 jan. 2019.

BOTTEGA, E. L.; QUEIROZ, D. M. de; PINTO, F. de A. DE C.; MÁRCIO, C.; SOUZA, A. de. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no cerrado brasileiro. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 44, n. 1, p. 1-9, 2013. Disponível em: http://ccarevista.ufc.br/seer/index.php/ccarevista/article/view/1758/766. Acesso em: 14 jun. 2020.

CAIRES, E. F.; HALISKI, A.; BINI, A. R.; SCHARR, D. A. Surface liming and nitrogen fertilization for crop grain production under no-till management in Brazil. **European Journal of Agronomy**, Madison, v. 66, p. 41–53, 2015. Disponível em: www.elsevier.com/locate/eja. Acesso em: 18 jun. 2019.

CAIRES, E. F.; JORIS, H. A. W. Uso de corretivos granulados na agricultura. **Informações agronômicas**, Piracicaba, n. 154, p.17-21, 2016.

CAMARGO, E. C. G. Geoestatística: Fundamentos e aplicações. *In*: CÂMARA, G.; MEDEIROS, J. S. (ed.) **Geoprocessamento para projetos ambientais**. São José dos Campos: INPE, 1998. Disponível em: http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf. Acesso em: 13 jan. 2019.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; NOVAK, J. M.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994. https://doi.org/10.2136/sssaj1994.03615995005800050033x. Acesso em: 28 mar. 2018.

CAMICIA, R. G. da M.; MAGGI, M. F.; SOUZA, E. G. de; BAZZI, C. L.; KONOPATZKI, E. A.; MICHELON, G. K.; PINHEIRO, J. B. S. Productivity of soybean in management zones with application of different sowing densities. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 48, n. 12, 2018. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/cr/v48n12/1678-4596-cr-48-12-e20180532.pdf. Acesso em: 27 abr. 2019.

CARNEIRO, K. de A. A.; AZEVEDO, M. C. de; FRAGA, V. da S.; DIAS, B. de O.; SOUZA, T. A. F. de; CORRÊA, M. M.; ANTONINO, A. C. D.; SALCEDO, I. H. Perdas de fósforo por lixiviação em Neossolo Regolítico adubado com esterco bovino curtido em condições semiáridas. Revista Educamazônia - Educação Sociedade e Meio Ambiente. **Humaitá**, Manaus, v. 23, n. 2, p. 261-285, 2019. Disponível em: https://periodicos.ufam.edu.br/index.php/educamazonia/article/view/6726. Acesso em: 20 jan. 2020.

CARNEIRO, J. S. S.; SANTOS, A. C. M.; FIDELIS, R. R.; SILVA NETO, S. P.; SANTOS, A. C.; SILVA, R. R. Diagnóstico e manejo da variabilidade espacial da fertilidade do solo no cerrado do Piauí. **Revista de Ciências Agroambientais**, Alta Floresta, v. 14, n. 2, p. 1-11, 2016. Disponível em: https://periodicos.unemat.br/index.php/rcaa/article/view/1469/1523. Acesso em: 28 abr. 2019.

CARVALHO. P. S. M. de; SILVA, S. A.; PAIVA, A. Q.; SODRÉ, G. A.; LIMA, J. S. S. Variabilidade espacial da fertilidade de um solo cultivado com cacaueiro. **Revista Engenharia na Agricultura**, Viçosa, MG, v. 26, n. 2, p. 178-189, 2018. Disponível em: https://periodicos.ufv.br/reveng/article/view/748/pdf. Acesso em: 12 mar. 2020.

CASTRO, C. B.; MARTINS, C. da S.; FALESI, I. C.; NAZARÉ, R. F. R. de; KATO, O. R.; BENCHIMOL, R. L.; MAUES, M. M. **A cultura do urucum**. 2. ed. Brasília, DF: Embrapa Amazônia Oriental, 2009. Disponível em: https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/428270/a-cultura-do-urucum. Acesso em: 25 jun. 2018.

CENTENO, L. N; GUEVARA, M. D. F.; CECCONELLO, S. T.; SOUSA, R. O. D; TIMM, L. C. Textura do solo: conceitos e aplicações em solos arenosos. Pelotas, RS. **Revista Brasileira de Engenharia e Sustentabilidade**, Pelotas, v. 4, n. 1, p. 31-37, jul. 2017. Disponível em: https://periodicos.ufpel.edu.br/ojs2/index.php/RBES/. Acesso em: 09 maio 2019.

DALCHIAVON, F. C.; RODRIGUES, A. R.; LIMA, E. S.; LOVERA, L. H.; MONTANARI, R. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo cultivado com soja sob plantio direto. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 16, n. 2, p. 144-154, 2017. Disponível em: https://core.ac.uk/download/pdf/234149758.pdf. Acesso em: 25 jun. 2018.

DIAS, M. J.; ALVES, S. M. F.; REIS, E. F. dos; OLIVEIRA, D. G. de. Probabilidade de ocorrência dos atributos químicos em um Latossolo sob plantio direto. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 28, n. 4, p. 181-189, 2015. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/1983-21252015v28n420rc. Acesso em: 20 abr. 2019.

DONAGEMMA, G. K. *et al.* Characterization, agricultural potential, and perspectives for the management of light soils in Brazil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 51, n. 9, p.1003-1020, 2016. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/pab/v51n9/0100-204X-pab-51-09-1003.pdf. Acesso em: 12 jul. 2019.

EMPRESA BRASILEIRA DE PECUÁRIA E ABASTECIMENTO - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Rio de Janeiro, 1997. 212 p

FERREIRA, W. A.; FALESI, I. Teores de nutrientes e matéria seca na parte aérea e na raiz e percentagens de bixina de três tipos de urucueiros. *In*: REUNIÃO TÉCNICO CIENTÍFICA SOBRE MELHORAMENTO GENÉTICO DO URUCUZEIRO, 1991, Belém. **Anais** [...]. Belém: Embrapa-CPATU, 1992.

GAMMA DESIGN SOFTWARE. **Geostatistics for environmental sciences**. 7. ed. Plainwell: Gamma Design Software, 2004. 159 p.

INAMASU, R. Y.; BERNARDI, A. C. C. Agricultura de Precisão. Embrapa Instrumentação. *In*: AGRICULTURA de precisão: resultados de um novo olhar. Brasília: Embrapa, 2014. 596 p. Disponível em: https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/1002959/agricultura-de-precisao-resultados-de-um-novo-olhar. Acesso em: 17 abr. 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Tabela 1613 - Área destinada à colheita, área colhida, quantidade produzida e rendimento médio das lavouras permanentes**. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1613. Acesso em: 18 mar. 2019.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA - INMET. **Estações e dados. Dados em gráficos-estações automáticas**. Disponível em: http://www.inmet.gov.br/portal/. Acesso em: 12 jun. 2020.

KLEIN, V. A. **Física do solo**. 3. ed. Passo Fundo: Ed. da Universidade de Passo Fundo, 2014.

LIMA, E. S.; SOUZA, Z. M.; MONTANARI, R.; LOVERA, R. H.; TORRES, J. L. R.; ESTEBAN, D. A. A.; OLIVEIRA, I. N. de; BARTIERES, E. M. M. Spatial and temporal variability of soil and plant attributes after application of cellulose residue. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v. 13, n. 4. P. e5598, 2018. Disponível em: http://www.agraria.pro.br/ojs-2.4.6/index.php?journal=agraria&page=article&op=view&path%5B%5D=agraria_v13i4a5598. Acesso em: 20 jun. 2020.

LOPES, A. S. **Solos, fatos e conceitos**. Suíça: International Potash Institute (IPI), 2017. 245 p. Disponível em: http://www.ufla.br/dcom/wp-content/uploads/2018/03/Solos-Fatos-e-Conceitos-final-final-1-1.pdf. Acesso em: 22 jun. 2019.

MALAVOLTA, E. **Manual de nutrição mineral de plantas**. Piracicaba: Ceres, 2006. 638 p.

MEDEIROS, J. S.; OLIVEIRA, F. H. T.; ARRUDA, J. A.; VIEIRA, M. S.; FONTES, M. P. F. Eficiência de extratores de potássio disponível em solos do estado da Paraíba com graus de desenvolvimento pedogenético diferentes. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 34, p. 183-194, 2010. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/rbcs/v34n1/a19v34n1.pdf. Acesso em: 25 jun. 2018.

MIOT, H. A. Avaliação da normalidade dos dados em estudos clínicos e experimentais. **Jornal Vascular Brasileiro**, São Paulo, v. 16, n. 2, p. 88-91, 2017. Disponível em: file:///C:/Users/Microsoft%20Windows/Downloads/Avaliacao_da_normalidade_dos_dados_em_estudos_clin.pdf. Acesso em: 04 abr. 2019.

MONTANARI, R.; PANACHUKI, E.; LOVERA, L. H.; CORREA, A. R.; OLIVEIRA, I. S.; QUEIROZ, H. A.; TOMAZ, P. K. Variabilidade espacial da produtividade de sorgo e de atributos do solo na região do Ecótono Cerrado-Pantanal, MS. **Revista Brasileira Ciências do Solo**, Viçosa, v. 39, n. 2, p. 385-396, 2015. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/rbcs/v39n2/0100-0683-rbcs-39-2-0385.pdf. Acesso em: 25 jun. 2019.

MUMBACH, G. L.; OLIVEIRA, D. A. de; WARMLING, M. I.; GATIBONI, L. C. Quantificação de fósforo por Mehlich 1, Mehlich 3 e Resina Trocadora de Ânions em solos com diferentes teores de argila. **Revista Ceres**, Viçosa, MG, v. 65, n. 6, p. 546-554, 2018. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/rbcs/v26n4/20.pdf . Acesso em: 28 jan. 2019.

NUNES, E. N.; FERNANDES, Y. T. D.; MONTENEGRO, I. N. de A.; ALVES, C. A. B.; SOUTO, J. S. Eficiência da translocação de nutrientes em plantas. **Revista Verde de Agroecologia e Desenvolvimento Sustentável**, Pombal, 2013. Disponível em: file:///C:/Users/Microsoft%20Windows/Downloads/Dialnet-EficienciaDaTranslocacaoDeNutrientesEmPlantas-7404589.pdf. Acesso em: 12 jan. 2020.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 15. ed. Piracicaba: Fealq, 2009. 451 p.

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

RICHART, A.; PICCIN, AL. L.; KONOPATZKI, M. R. S.; KAEFER, K. A. C.; MORATELLI, G.; KAEFER, J. E.; ECCO, M. Análise espaço-temporal de atributos químicos do solo influenciados pela aplicação de calcário de cloreto de potássio em taxa variável. **Scientia Agraria Paranaensis**, Marechal Cândido Rondon, v. 15, n. 4, p. 391-400, 2016. Disponível em: http://e-revista.unioeste.br/index.php/scientiaagraria/article/view/12260/10563. Acesso em: 23 jun. 2020.

SANCHEZ, R. B.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; BARACAT NETO, J.; SIQUEIRA, D. S.; SOUZA, Z. M. Mapeamento das formas do relevo para estimativa de custos de fertilização em cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Lavras, v. 32, n. 2, p. 280-292. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/eagri/v32n2/a08v32n2.pdf. Acesso em: 12 jan. 2020.

SANTOS, H. G.; JACOMINE, P. K. T.; dos ANJOS, L. H. C.; de OLIVEIRA, V. A.; LUMBRERAS, J. F.; COELHO, M. R.; ALMEIDA, J. A. de; ARRUDA FILHO, J. C. de; OLIVEIRA, J. B. de; CUNHA, T. J. F. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 5. ed. Brasília: Embrapa, 2018. 356 p. Disponível em: https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/36491462/sistema-brasileiro-de-classificacao-de-solos-ganha-versao-eletronica-gratuita#:~:text=A%205%C2%AA%20edi%C3%A7%C3%A3o%20do%20SiBCS%20traz%20ajustes%20e%20corre%C3%A7%C3%B5es%20de,em%20todos%20os%20n%C3%ADveis%20categ%C3%B3ricos. Acesso em: 29 jun. 2020.

SANTOS, J. L. dos; PEREIRA, M. G.; LIMA, S. S. de; CEDDIA, M. B.; MENDONÇA, V. M. M.; DELGADO, R. C. Landform curvature and its effect on the spatial variability of soil attributes, Pinheiral-RJ/BR. Lavras – MG. **Revista Cerne**, Lavras, v. 22 n. 4, p. 431-438, 2016. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/cerne/v22n4/2317-6342-cerne-22-04-00431.pdf. Acesso em: 12 jan. 2019.

SANTOS, K. E. L, BERNARDI, A. C. de C.; BETTIOL, G. M.; CRESTANA, S. Geoestatística e geoprocessamento na tomada de decisão do uso de insumos em uma pastagem. **Brazilian Journal of Biosystems Engineering**, Tupã, v. 11, n. 3, p. 294-307, 2017. Disponível em: https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes. Acesso em: 20 jun. 2020.

SCHLOTZHAVER, S. D.; LITTELL, R. C. **SAS System for elementary statistical analysis**. 2. ed. Cary: SAS. 905 p.

SCOPEL, I. SOUSA, M. F.; MARTINS, A. P. Infiltração de água e potencial de uso de solos muito arenosos nos cerrados (savanas) do Brasil. **Boletim Goiano de Geografia**, Goiânia, v. 33, n. 2, p. 203-219, 2013. Disponível em: https://www.revistas.ufg.br/bgg/article/view/25556/15594. Acesso em: 29 jan. 2019.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, London, v. 52: p. 591-611. Disponível em: https://www.jstor.org/stable/2333709. Acesso em: 23 mar. 2019.

SOARES, M. D. R.; CAMPOS, M. C. C.; OLIVEIRA, I. A. de; CUNHA, J. M. da; SOUZA, Z. M. de; AQUINO, R. E.; SILVA, D. P. da; SILVA, J. F. Variabilidade espacial dos atributos do solo sob agroflorestal na região de Humaitá, AM. **Gaia Scientia**, [*s. l.*], v. 12, n. 1, p. 33-41, 2018. Disponível em: https://periodicos.ufpb.br/ojs/index.php/gaia/article/view/34353/19767. Acesso em: 20 dez. 2019.

SOARES, R.; ESCALEIRA, V.; CAMPOS, D. V. B. de; MONTEIRO, M. I. C.; CARNEIRO, M. C.; SANTELLI, R. E.; BERNARDI, A. C. de C. Comparação de métodos convencional e alternativo para determinação de sódio, potássio e fósforo em extratos de solos obtidos com solução de Mehlich-1. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 36, p. 105-112, 2012. Disponível em: https://www.scielo.br/pdf/rbcs/v36n1/v36n1a12.pdf. Acesso em: 20 abr. 2019.

SOBRAL, L. F.; BARRETTO, M. C. de V.; SILVA, A. J. da; ANJOS, J. L. dos**. Guia prático para interpretação de análise de solos**. Aracaju: Embrapa Tabuleiros Costeiros, 2015. Disponível em: www.bdpa.cnptia.embrapa.br. Acesso em: 22 mar. 2019.

SOCIEDADE BRASILEIRA DE CIÊNCIA DO SOLO – SBCS. Comissão de Química e Fertilidade Do Solo. **Manual de adubação e de calagem para os Estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina**. 10. ed. Porto Alegre: SBCS, 2004. Disponível em: http://www.sbcs-nrs.org.br/docs/manual_de_adubacao_2004_versao_internet.pdf. Acesso em: 20 ago. 2020.

SOCIEDADE NACIONAL DE AGRICULTURA. **Demanda por corantes naturais aquece o mercado brasileiro de urucum**. [*S. l.: s. n.*], 2015. Disponível em: https://www.sna.agr.br/demanda-por-corantes-naturais-aquece-mercado-brasileiro-de-urucum. Acesso em: 12 jan. 2019.

SOUSA, D. M. G. de; LOBATO, E. (ed.). **Cerrado**: correção do solo e adubação. 2. ed. Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica, 2004. 416 p.

TOOR, G. S.; SIMS, J. T. Managing Phosphorus Leaching in Mid-Atlantic Soils: Importance of Legacy Sources. **Vadose Zone Journal**, Madison, v. 14, n. 12, p. p. 1-12, 2015. Disponível em: https://doi.org/10.2136/vzj2015.08.0108. Acesso em: 12 out. 2019.

UMBELINO, A. S.; OLIVEIRA, D. G. de; MARTINS, M. P. de O.; REIS, E. F. dos. Definições de zona de manejo para soja de alta produtividade. **Revista de Ciências Agrárias**, Lisboa, v. 41, n. 3, p. 674-682. Disponível em: http://www.scielo.mec.pt/pdf/rca/v41n3/v41n3a10.pdf. Acesso em: 29 mar. 2019.

APENDICE A - Coleta de amostra de solo para análise química

APÊNDICE B – Colheita do urucum

APÊNDICE C – Secagem das sementes de urucum (ainda nas cachopas) ao ar livre

APÊNDICE D – Equipamento de trilhagem e sementes secas de urucum em bandeja de pesagem

APÊNDICE E – Demarcação das UGD's em campo para aplicação de calcário em taxa variável

APÊNDICE F – Equipe e equipamentos de trabalho para etapa da calagem