

**UNIVERSIDADE FEDERAL DA GRANDE DOURADOS**

**UNIDADES DE GESTÃO DIFERENCIADA NA SUCESSÃO  
SOJA/MILHO**

**NAYRA FERNANDES AGUERO**

**DOURADOS  
MATO GROSSO DO SUL  
2021**

# **UNIDADES DE GESTÃO DIFERENCIADA NA SUCESSÃO SOJA/MILHO**

NAYRA FERNANDES AGUERO

Engenheira Agrícola e Ambiental

ORIENTADOR: Prof. Dr. Jorge Wilson Cortez

Tese apresentada à Universidade Federal da Grande Dourados, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, para obtenção do título de Doutor.

Dourados  
Mato Grosso do Sul  
2021

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP).

A282u Agüero, Nayra Fernandes  
UNIDADES DE GESTÃO DIFERENCIADA NA SUCESSÃO SOJA/MILHO [recurso eletrônico] / Nayra Fernandes Agüero. -- 2021.  
Arquivo em formato pdf.

Orientador: Jorge Wilson Cortez.

Tese (Doutorado em Agronomia)-Universidade Federal da Grande Dourados, 2021.

Disponível no Repositório Institucional da UFGD em:

<https://portal.ufgd.edu.br/setor/biblioteca/repositorio>

1. manejo localizado. 2. variabilidade temporal. 3. zona de manejo. I. Cortez, Jorge Wilson. II. Título.

Ficha catalográfica elaborada automaticamente de acordo com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

©Direitos reservados. Permitido a reprodução parcial desde que citada a fonte.

UNIDADES DE GESTÃO DIFERENCIADA NA SUCESSÃO SOJA/MILHO

por

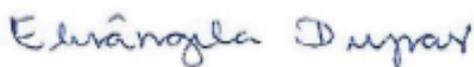
Nayra Fernandes Agüero

Tese apresentada como parte dos requisitos exigidos para obtenção do título de  
DOUTORA EM AGRONOMIA

Aprovado em 26/08/2021



Prof. Dr. Jorge Wilson Cortez  
Orientador – UFGD/FCA



Prof. Dra. Elisângela Dupas  
UFGD/FCA



Prof. Dr. Luiz Carlos F. de Souza  
UFGD/FCA



Prof. Dra. Anamari V. de A. Motomiya  
UFGD/FCA



Prof. Dra. Nelci Olszewski  
UNIVASF

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a Deus, por ser o caminho e a verdade em minha vida.

À UFGD pela oportunidade e ensinamentos transmitidos que colaboraram para meu ensino, conhecimento e formação.

Ao professor orientador Dr. Jorge Wilson Cortez pelo acolhimento, dedicação, paciência e conhecimentos transmitidos.

Aos proprietários e colaboradores da fazenda Dominó pela disponibilidade e apoio para que este estudo acontecesse. Ao Dário Alexandre Schwambach, pelo companheirismo, por não medir esforços em nos ajudar além do necessário, pela amizade e exemplo que se tornou para nós.

À parceira e amiga de pós-graduação Diandra P. D. Flora pelo carinho e ensinamentos.

Aos parceiros e amigos de caminhada Amanda Ribeiro e Felipe Serpa.

Aos colegas Egas José Armando, Hermano J. R. Henriques e Lucas de O. Donaire pela ajuda e colaboração nesta fase.

Em especial aos meus pais, João Bosco Agüero e Angela Adriane Fernandes do Nascimento Agüero, que me apoiaram em toda minha vida, incentivando meus estudos, cuidando de minha educação, sendo meus exemplos. Obrigada por todo amor.

Aos meus irmãos, João Miguel F. Agüero e Nayara F. Agüero, que são meus maiores amigos.

A todos que contribuíram e contribuem para meu crescimento profissional, emocional e espiritual.

## **BIOGRAFIA DO AUTOR**

NAYRA FERNANDES AGUERO, filha de João Bosco Agüero e Angela Adriane Fernandes Nascimento Agüero, nasceu em Dourados-MS, no dia 05 de setembro de 1989.

Em março de 2008, ingressou no curso de Engenharia Agrícola e Ambiental, na Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT), diplomando-se em abril de 2013.

Em agosto de 2015, ingressou no Programa de Mestrado em Engenharia Agrícola, área de Mecanização Agrícola, da Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT), Rondonópolis-MT, concluindo-o em dezembro de 2017.

Em agosto de 2018, ingressou no programa de Pós-Graduação em Agronomia da Universidade Federal da Grande Dourados (UFGD), em nível de doutorado, com concentração na área de Produção Vegetal.

## SUMÁRIO

PÁGINA

RESUMO.....	<b>vii</b>
ABSTRACT.....	<b>viii</b>
<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>9</b>
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA .....</b>	<b>11</b>
2.1 Aspectos econômicos da soja e do milho.....	11
2.1.1 Cultura da soja .....	12
2.1.2 Cultura do milho .....	13
2.2 Agricultura de precisão .....	15
2.3 Mapas de produtividade .....	17
2.4 Variabilidade da textura e da fertilidade do solo .....	18
2.5 Geoestatística .....	22
2.6 Sensoriamento Remoto .....	24
2.7 Zonas de manejo .....	26
<b>3 MATERIAL E MÉTODOS.....</b>	<b>30</b>
3.1 Local.....	30
3.2 Equipamentos e insumos.....	33
3.3 Avaliações .....	34
3.3.1 Textura e atributos químicos do solo .....	34
3.3.2 Produtividade .....	36
3.3.3 Índices de Vegetação de diferença Normalizada (NDVI) .....	36
3.4 Zonas de manejo .....	37
3.5 Análise dos dados.....	37
3.5.1 Análise estatística clássica .....	37
3.5.2 Análise geoestatística.....	38
3.6 Interpolação.....	39
3.7 Correlação de Pearson.....	39
<b>4 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>	<b>40</b>
4.1 Atributos químicos do solo e granulometria .....	40
4.2 Produtividades da soja e do milho .....	49
4.2.1 Produtividade da soja.....	49
4.2.2 Produtividade do milho.....	53
4.3 Índice de vegetação de diferença normalizada (NDVI) .....	56
4.4 Correlações NDVI x Produtividade x Atributos do solo .....	60
4.5 Zonas de manejo .....	63
<b>5 CONCLUSÕES .....</b>	<b>67</b>
<b>6 REFERÊNCIAS .....</b>	<b>68</b>

AGUERO, N. F. **Unidades de gestão diferenciada na sucessão soja/milho**. 94f. 2021. Tese (Doutorado em Agronomia), Universidade Federal da Grande Dourados, Dourados-MS.

## RESUMO

A técnica de agricultura de precisão é utilizada na definição de zonas homogêneas nas propriedades agrícolas, respeitando as particularidades da área. Objetivou-se avaliar a variabilidade espacial e delinear as zonas de manejo em uma área comercial de sucessão de soja e milho segunda safra por meio de dados de produtividade de culturas, da argila e atributos químicos do solo. O trabalho foi realizado em uma área experimental de 97,5 ha localizada numa fazenda comercial, no município de Ponta Porã-MS, Brasil. Foi realizada a análise descritiva, geoestatística e interpolação dos dados para dar origem aos mapas de produtividade, textural, fertilidade e NDVI (Normalized Difference Vegetation Index), que posteriormente deram origem às zonas de manejo, também conhecidas por unidades de gestão diferenciada. A resposta espectral, feita por meio do índice de vegetação NDVI, apresentou limitações quanto à obtenção das imagens pela presença de nuvens, contudo a produtividade da soja e milho apresentaram correlação positiva com a ferramenta NDVI. Todas as variáveis de solo avaliadas possuem grau de dependência espacial forte ou moderado, com exceção ao magnésio (Mg). A geoestatística, o índice da vegetação NDVI e mapas de produtividade são ferramentas que auxiliam na tomada de decisões relacionadas ao manejo do solo em áreas produtoras de grãos.

**Palavras-chave:** manejo localizado, variabilidade temporal, zona de manejo.

AGUERO, N. F. **Management zones in the soybean/corn succession.** 94f. 2021. Thesis (PhD in Agronomy), Federal University of Grande Dourados, Dourados-MS.

### ABSTRACT

The technique of precision agriculture is used in the definition of management zones on agricultural properties, in order to facilitate management, while respecting the particularities of the area. Therefore, the objective was to analyze the spatial variability and outline the management zones in an area of soy and corn through data on productivity and soil fertility. The work was carried out in a commercial farm, located in the municipality of Ponta Porã-MS, Brazil. The experimental area contains 97.5 hectares where the succession of soybeans and corn is carried out. Descriptive, geostatistical and data interpolation analysis was performed to give rise to the productivity, fertility and NDVI maps, which later gave rise to the management zones, also known as management zones. The spectral response made using the NDVI vegetation index presented limitations in obtaining the images because of the presence of clouds, however the productivity of soybeans and corn showed a correlation with the NDVI tool. All soil variables evaluated have a strong or moderate degree of spatial dependence, with the exception of Mg. Geostatistics and NDVI vegetation index and productivity maps are tools that assist in making decisions related to soil management in grain-producing areas.

**Keywords:** localized management, temporal variability, management zone.

## 1 INTRODUÇÃO

Considerar a variabilidade espacial dos atributos físicos e químicos do solo e da cultura é importante para explicar a variabilidade da produtividade dentro de uma área e, diante disso, indicar o manejo que leve em consideração essas informações pontuais do solo e das culturas.

A gestão dos recursos dentro da propriedade agrícola é uma necessidade essencial não só do ponto de vista econômico, mas também pela busca de um empreendimento sustentável. Desta forma, o uso de ferramentas de agricultura de precisão (AP) no manejo de fertilidade do solo é uma estratégia gerencial de curto e longo prazo, uma vez que, sabendo-se da real necessidade de cada área, as amostras de solo e decorrentes correções e adubações buscam utilizar todos os recursos de forma individualizada nestes locais, potencializando o uso desta terra. Assim, problemas como aplicações excessivas de fertilizantes minerais, que são recursos naturais não renováveis e que contaminam os recursos hídricos, são mitigados.

Os solos brasileiros, por serem de baixa fertilidade, dependem do uso de corretivos e do fornecimento de nutrientes por meio das adubações minerais e/ou orgânicas. A AP, que é um conjunto de ferramentas que fornecem informações para intervenções nas práticas de manejo, é capaz de auxiliar na melhoria da eficiência nas práticas de adubação e correção do solo, podendo melhorar o retorno econômico dos sistemas agropecuários (BERNARDI et al., 2015). Desta forma, o uso de técnicas que melhoram a eficiência dos insumos agrícolas pode aumentar o rendimento de importantes safras agrícolas, como algodão, arroz, milho, soja, trigo e sorgo (BAIO et al., 2018).

Os maiores desafios da AP estão relacionados com a capacidade de identificar e entender os fatores que geram variabilidades nas propriedades dos solos e das plantas; especificação das recomendações agronômicas (curvas de resposta) para aplicação à taxa variável; falta do mapeamento do solo em uma escala desejável devido ao custo elevado; pouco aprimoramento das técnicas de sensoriamento remoto para aplicações à taxa variável; falta de procedimentos padronizados e de mão de obra especializada nas equipes técnicas, consultores e nas pesquisas (BASSOI et al., 2019).

Portanto, com a atual e crescente demanda mundial por alimentos e fontes de energia há um impacto sobre o agronegócio, exigindo desse soluções, ferramentas e resultados eficientes.

Portanto, objetivou-se avaliar a variabilidade espacial e delinear as zonas de manejo em uma área comercial de sucessão de soja e milho segunda safra por meio de dados de produtividade, textura e fertilidade do solo.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Aspectos econômicos da soja e do milho

A soja, milho, arroz e algodão são as principais culturas produzidas no Brasil (CONAB, 2019a). As culturas da soja e do milho, por apresentarem expansão geográfica, principalmente na região Centro-oeste do Brasil, e por adotarem e difundirem inovações tecnológicas, tiveram acentuado crescimento da produção e da produtividade ao longo dos anos (BORLACHENCO e GONÇALVES, 2017).

O sistema de produção desses grãos demanda conhecimento técnico, econômico e administrativo, buscando resultados melhores. O planejamento da unidade de produção, no qual requer a gestão dos recursos que auxiliem nas tomadas de decisões (ARTUZO et al., 2015).

Desta forma, a industrialização, no âmbito da atividade agrícola, traz evolução ao setor com a utilização de novas tecnologias, proporcionando maior qualidade da produção, contudo a demanda por investimentos é maior com consequentes aumentos nos custos (ANDRADE et al., 2011).

Os investimentos que cada cultura demanda é fator importante a ser analisado, principalmente em relação aos maquinários a serem adquiridos, uma vez que se busca o retorno econômico para o empreendimento, e dentre as culturas, a soja e o milho apresentam margem líquida positiva mesmo nos cenários com baixa e média produtividade (ARTUZO et al., 2015).

Com isso, tem sido observado aumento da área semeada nas últimas safras. Na safra 2019/20 foi semeado 65,5 milhões de hectares, correspondendo a crescimento de 3,5%, ou seja, 2,2 milhões de hectares a mais em relação à safra 2018/2019, influenciado principalmente pelo crescimento das áreas de milho e soja (CONAB, 2020b), sendo 2,4% superior à área plantada de 2017/18 (CONAB, 2019b).

Com crescimento de 6,4% na produção, a safra 2018/19 bate recorde na série histórica no Brasil, no qual o país colheu 242,1 milhões de toneladas de grãos, ultrapassado os 227,7 milhões da safra anterior (2017/18). Este crescimento foi em função da maior produção nas culturas de algodão e milho (CONAB, 2019b), com destaque para o milho, que pela primeira vez atingiu a marca de 100 milhões de

toneladas (IBGE, 2019). A atual estimativa para a safra de grãos 2020/21, comparativamente à temporada anterior, aponta mais um recorde, alcançando volume total de 268,3 milhões de toneladas, incremento de 3,1% em relação à 2019/20 (CONAB, 2021b).

### 2.1.1 Cultura da soja

O cultivo da soja [*Glycine max* (L.) Merrill] vem sendo ampliado no país, com recordes de safras, sendo a principal *commodity* do agronegócio brasileiro, gerando emprego e renda por movimentar uma série de agentes econômicos e institucionais. Na região Centro-Oeste, se tornou a principal cultura produzida pela sua adaptação ao Cerrado (FAGUNDES; SIQUEIRA, 2013).

A soja produzida no Brasil é uma atividade agrícola que se destaca frente às outras culturas, com relevante papel no crescimento do agronegócio, visto sua demanda para fins de exportação e para diversos usos internos, o que propicia a sua consolidação nas cadeias agroindustriais (COLUSSI et al., 2016).

No período de 1995 a 2019, segundo o IBGE (2019), a soja saiu da terceira posição de maior valor da produção agrícola nacional e se tornou a principal *commodity*, com crescimento de 3.449%. A área colhida foi de 11,7 para 35,9 milhões de hectares, no mesmo período. A produção da cultura, pelos investimentos em pesquisa e tecnologia, alcançou um crescimento de 344,9%. A produtividade saiu do patamar de 2.199 kg ha<sup>-1</sup>, em 1995, para 3.185 kg ha<sup>-1</sup>, em 2019.

A produção de soja no mundo na safra 2019/20 foi de 337,1 milhões de toneladas semeada em 122,6 milhões de hectares. Nesta mesma safra, o Brasil se tornou o maior produtor mundial de soja, quando atingiu uma produção de 124,8 milhões de toneladas, ocupando uma área semeada de 36,9 milhões de hectares, atingindo produtividade de 3.379,2 kg ha<sup>-1</sup>, ultrapassando os EUA que apresentou produção de 96,6 milhões de toneladas em 30,3 milhões de hectares, com produtividade de 3.187 kg ha<sup>-1</sup> (CONAB, 2020a; USDA, 2021).

A área semeada da soja brasileira atingiu 36,9 milhões hectares na safra 2019/20, resultante da liquidez que o produto apresentou na comercialização, no comportamento do câmbio e à expectativa futura para a oleaginosa. A produção nesta

temporada atingiu 120,9 milhões toneladas, representando aumento de 5,1% em relação ao período anterior (CONAB, 2020a).

Na região Centro-Oeste houve incremento na área semeada de 3,3% em relação à safra 18/19, alcançando 16,6 milhões hectares. O clima favorável à cultura em diversos estados brasileiros contribuiu para que a produção atingisse o nível recorde de 58,8 milhões toneladas, incremento de 11,9% em relação ao período anterior (CONAB, 2020a).

Recentemente, a região Centro-Oeste atingiu 17,2 milhões de hectares, sendo que o estado do Mato Grosso, maior produtor brasileiro de soja, a área semeada chegou a 10,2 milhões hectares, com produção de 35,4 milhões toneladas e produtividade de 3.450 kg ha<sup>-1</sup> (CONAB, 2021b).

A produção sul-mato-grossense de soja, desde a criação do Estado, apresentou crescimento de mais de 880%. A produção na safra 1977/1978 foi de 472 mil toneladas, atualmente este volume é de 11,3 milhões de toneladas, com 3,6 milhões de hectares. Este crescimento foi possível por dois fatores principais que são a expansão da área de produção e o aumento da produtividade (FAGUNDES e SIQUEIRA, 2013; CONAB, 2020a).

No ano de 2020, a estimativa era que o Brasil exportasse aproximadamente 82 milhões de toneladas de soja em grãos, motivada pelas fortes exportações e pelo dólar elevado. Já o seu consumo interno total ficaria em torno de 47,6 milhões de toneladas por causa do consumo de grãos para produção de biodiesel (CONAB, 2020a). Portanto, como os preços e custos são impactados pelo mercado externo, a rentabilidade do empreendimento é garantida pelo ganho da produtividade na área. Assim, com o uso de novas tecnologias, os produtores rurais conseguem fazer frente ao aumento de custos de produção por meio da crescente produtividade (COLUSSI et al., 2016).

### **2.1.2 Cultura do milho**

O milho (*Zea mays* L.) é uma cultura utilizada para diversas finalidades para os humanos e animais, como o consumo *in natura* e para fins industriais, como na produção de etanol, possuindo importância econômica e social para o agronegócio e para a agricultura familiar (CHIEZA et al., 2017; OLIVEIRA et al., 2018).

No panorama mundial, o cultivo de milho está concentrado nos Estados Unidos, China e Brasil, com produção de 347,7, 260,7 e 101 milhões de toneladas (safra 2019/20), respectivamente, ou seja, apenas os dois maiores produtores são responsáveis por mais de 50% do total de milho produzido no mundo que é 1,11 bilhão de toneladas (USDA, 2021).

No Brasil, entre os anos de 1995 a 2019, a produção da cultura do milho cresceu 1.216,1%, o terceiro maior acréscimo percentual entre as culturas, resultado dos avanços tecnológicos observados no setor agrícola nacional, juntamente com valorização cambial do dólar em comparação ao real (IBGE, 2019).

O aumento da produção de milho está relacionado ao aumento da produtividade, mesmo com a ampliação da área de cultivo (ARTURO et al., 2018). Contudo, apesar da produtividade média do milho safrinha apresentar crescimento, este não é contínuo por causa da sua sensibilidade as secas e/ou geadas em alguns anos. Além disso, eventuais atrasos de sua semeadura por conta da colheita da soja é um fator que acarreta perdas de produtividade da cultura do milho (CECCON, 2018).

A estimativa de produção de milho para safra 2019/2020 foi de 102,5 milhões de toneladas, acréscimo de 2,5% em relação à safra passada. A área de milho atingiu 18,5 milhões de hectares, com produtividade de 5.533 kg ha<sup>-1</sup>, o que corresponde a crescimento de 5,9% e 3,3%, respectivamente, maior que na última safra (CONAB, 2020c).

O estado do Mato Grosso do Sul é o quarto maior produtor de milho no Brasil, ficando atrás apenas de Mato Grosso, Paraná e Goiás, sendo que o Mato Grosso é superiores às demais regiões do país (CONAB, 2021a). De acordo com o levantamento da Conab (2021b), a previsão de área semeada e produção são de alta para o Estado, com 5,4 milhões de hectares e 22,5 milhões de toneladas.

A variação edafoclimática brasileira acarreta, em média, produtividade baixas em relação ao potencial que a cultura do milho possui. Além dos fatores ambientais, a alta produção também está condicionada às práticas de manejo de pragas, doenças e nutricional, ao alto nível tecnológico, que junto com o genótipo definem o padrão de desenvolvimento da cultura (CHIEZA et al., 2017; ROSA et al., 2004; GARCIA et al., 2018).

O Cerrado, por possuir características edafoclimáticas peculiares, teve suas atividades agrícolas iniciadas apenas na década de 1970. Contudo, o milho safrinha

em sucessão à soja, foi introduzido apenas em 1980, para substituir o cultivo de trigo. A implantação do milho no outono-inverno permitiu o melhor aproveitamento da densa produção de palha do milho com a fixação no nitrogênio proporcionada pela cultura da soja cultivada no verão (CECCON, 2018).

## **2.2 Agricultura de precisão**

O termo ou ideia da agricultura de precisão (AP) foi aceito como ciência e atividade no século XIX, nos Estados Unidos, por meio dos primeiros trabalhos com mapas temáticos expondo a heterogeneidade do solo (MACHADO et al., 2018).

No Brasil, a AP foi introduzida no final da década de 90, passando por constantes evoluções desde então, o que tem permitido o produtor rural aplicá-la em diferentes etapas do processo produtivo, além de usá-la no gerenciamento agrícola (RUSSINI et al., 2016), uma vez que a AP possui técnicas que auxiliam os produtores na tomada de decisões gerenciais para os diferentes sistemas de cultivo (BRAMLEY, 2009).

A AP pode ainda ser definida como o uso de práticas agrícolas, que tem como base as tecnologias de informação para o tratamento da variabilidade espacial da área, baseada num ciclo que se inicia na coleta dos dados, análises e interpretação dessas informações, com a sucessiva geração das recomendações, aplicação no campo e avaliação dos resultados (GEBBERS e ADAMCHUK, 2010).

Por ser uma ferramenta de gerenciamento, a AP promove redução nos custos da produção e dos impactos ambientais, aumento da produtividade e qualidade das culturas, além de diminuir a expansão territorial (MACHADO et al., 2018). Manejar os insumos dentro de uma área permite melhor uso dos recursos, o que preserva a qualidade do meio ambiente enquanto garante o abastecimento alimentar (GEBBERS e ADAMCHUK, 2010), ou seja, o manejo de insumos dentro da AP é realizado em dosagens variáveis, respeitando as características e necessidades de cada ponto da lavoura (SUSZEK et al., 2011).

Desta forma, aumentando as tecnologias de precisão pode ser possível monitorar a fertilidade do solo, doenças, água, plantas daninhas, colheita e a gestão

ambiental, ou seja, reduzir insumos como fertilizantes, água, pesticidas, além de aumentar o rendimento e a qualidade do produto (OZDEMIR et al., 2017).

A AP engloba um conjunto de tecnologias que combina sensores, sistemas de informação, maquinários aprimorados e gestão informatizada para otimizar a produção, sendo um meio de monitorar a cadeia de produção de alimentos e gerenciar a quantidade e a qualidade dos produtos agrícolas (GEBBERS e ADAMCHUK, 2010).

Com isso, as ferramentas da AP têm sido amplamente utilizadas em áreas com produção de grãos e cereais e estão expandindo para lavouras de algodão, cana-de-açúcar, café, citros, vinhedo e outras frutíferas, hortaliças e espécies florestais (RUSSINI et al., 2016; OZDEMIR et al., 2017).

A variação espacial no desenvolvimento da cultura pode ser causada por fatores relacionados ao solo, às doenças, plantas daninhas, pragas e manejo empregado anteriormente, enquanto a variabilidade temporal decorre de padrões climáticos e práticas de gerenciamento. Dentro de um único campo agrícola, características importantes, como o suprimento de água e nutrientes, geralmente variam consideravelmente no espaço e no tempo (GEBBERS e ADAMCHUK, 2010). A variabilidade espacial mede as mudanças do atributo ao longo da área, já a variabilidade temporal mede a mudança do valor do atributo devido ao tempo. E para que essas variabilidades sejam gerenciadas, é necessário medi-las e entendê-las (SUSZEK et al., 2011).

Portando, de forma geral, o sucesso da AP está condicionado na identificação e delimitação das regiões homogêneas dentro da área produtiva, as quais receberão tratamento diferenciado para compensar as diferenças existentes em relação às demais glebas (KOCH e KHOSLA, 2003), sendo útil para indicar zonas de maior produtividade e retorno econômico (BERNARDI et al., 2018). Essas diferenças nas características da área dão origem às zonas de manejo, que são subáreas consideradas homogêneas e recebem o mesmo tratamento em toda sua extensão (CORÁ et al., 2004).

### 2.3 Mapas de produtividade

O primeiro mapa de produtividade, derivado de um monitor de produtividade acoplado a um GNSS (Sistema Global de Navegação por Satélite), foi produzido na Alemanha, em 1990, oriundo da cultura de canola (SCHNUG et al., 1991).

Os monitores de produtividade geram pontos georreferenciados, por meio do uso de um receptor GNSS, o que possibilita a geração destes mapas. A medição da produtividade, realizada por sensores instalados em colhedoras, é um processo automático que produz alta quantidade de dados que são passíveis de erros. Portanto, a confiabilidade de suas informações é assegurada pelo processo de filtragem e remoção dos pontos considerados errôneos, sendo essencial para análise temporal dos mapas (MENEGATTI e MOLIN, 2004; SANTI et al., 2013). Dentre as principais causas de erro nestes mapas estão a dinâmica da colheita, a medição contínua de umidade e produtividade, a precisão das informações de posicionamento e erros induzidos pelo operador da colhedora (LYLE et al., 2014). No estudo de Santi et al. (2013), os erros mais presentes no conjunto de dados foram: dados subestimados durante o período de enchimento da colhedora, presença de pontos com coordenadas repetidas e produtividade improvável.

O trabalho desenvolvido por Borssoi et al. (2011b) mostrou que os dados com valores atípicos podem exercer grande influência na elaboração dos mapas temáticos, alterando a dependência espacial, ou seja, o mapa não representaria as tendências da produtividade na área e, conseqüentemente, as interpretações errôneas afetariam às futuras intervenções no trato do solo.

As informações que se expressam na colheita, contidas nos mapas de produtividade, auxiliam na definição de unidades de manejo. Na AP o manejo da variabilidade é seu maior objetivo, sendo a espacial e temporal as principais. A variação espacial é a variação observada na lavoura e é alterada por diversos fatores que a compõem. Já a variação temporal ocorre quando se comparam mapas de produtividade de um ano para outro (CARVALHO et al., 2002). Por meio do cálculo da variabilidade temporal de cada célula dos mapas das diferentes safras pode ser obtida a análise da variabilidade espacial e temporal (MOLIN, 2002).

As variabilidades espacial e temporal da produtividade podem ser usadas para discriminar o atributo do solo que mais as influenciam, uma vez que é resultante da

interação entre os atributos do solo, as variáveis associadas ao clima, plantas e insumos utilizados na produção (DIKER et al., 2004), tais como os atributos químicos, texturais e de altitude que são fatores correlacionados com a produtividade (BAZZI et al., 2015).

As exigências nutricionais das diferentes culturas, além das variações espaciais e temporais, alteram os mapas de produtividade (CARVALHO et al., 2002). Portanto, deve-se mapear a área por pelo menos três anos, a fim de caracterizar sua variabilidade e, desta forma, a tomada de decisão empregada ao manejo é realizada de forma precisa e eficaz (SANTI, 2007; SANTI et al., 2013).

Ou seja, a AP é uma estratégia importante a ser implementada antes e/ou durante o ciclo da cultura, por meio da aplicação a taxa variável de semente ou pela correção do solo em locais específicos (BAIO et al., 2018).

#### **2.4 Variabilidade da textura e da fertilidade do solo**

O solo é um recurso natural essencial para cadeia produtiva. Diante de suas constantes transformações químicas surge à necessidade de avaliar sua qualidade para quantificar os níveis de fertilidade e corrigi-las se necessário, além de ser um indicativo para explicar os dados de produtividade, e uma informação estratégia para escolha das práticas de manejo (VARASCHINI, 2012; MATTIONI et al., 2013).

Os solos do Brasil são considerados ácidos e com baixa fertilidade, limitando a produtividade das principais culturas. Portanto, aplicações de insumos, como corretivos e fertilizantes, são atividades essenciais para eliminar as restrições químicas dos solos e atender às exigências nutricionais das plantas. A AP, por ter como uma de suas vertentes a aplicação de insumos em taxas variáveis de acordo com a variabilidade espacial e temporal dos atributos do solo e das culturas, proporciona adubação balanceada, tornando a produtividade das lavouras mais estáveis (BERNARDI et al., 2002; CORÁ et al., 2004).

Dentro da AP, as práticas mais utilizadas pelos produtores que já utilizam desta tecnologia, além da amostragem de solo em grades georreferenciadas e o mapeamento dos atributos do solo, estão a aplicação de corretivos e fertilizantes em taxas variáveis (BERNARDI e INAMASU, 2014).

A partir da análise da variabilidade espacial, por meio da amostragem de solo georreferenciada, é possível tomar decisões para prescrever operações e aplicações dos insumos em dosagens prescritas e de forma localizada (MOLIN, 2010). A forma e o tamanho da configuração amostral podem afetar os estimadores teóricos e, por consequência, a descrição da estrutura de dependência espacial e as estimativas de valores não amostrados e, finalmente, afetar a confiabilidade dos resultados demonstrados pelos mapas (KESTRING et al., 2015). Desta forma, para mapeamento confiável da maioria dos atributos físicos e químicos, é necessária alta densidade de amostras espacializadas ( $>1$  amostra  $ha^{-1}$ ), contudo isso significa custos adicionais associados às análises laboratoriais e mais esforço para a coleta de amostras no campo, o que pode ser inviável em algumas lavouras (ALVES et al., 2013; MOLIN e TAVARES, 2019).

A maioria dos produtores ainda consideram as áreas cultivadas como homogêneas, utilizando formulações e quantidades fixas de adubos, acarretando, ao longo do tempo, o desbalanço no fornecimento dos nutrientes, uma vez que essas adubações são realizadas de forma sub ou superestimadas (BERNARDI et al., 2015; ZONTA et al., 2014). A amostragem por sua vez é realizada na área (gleba ou talhão homogêneo) de forma aleatória, tendo como resultado a fertilidade média por meio de uma amostra composta, formada pela mistura homogênea de amostras simples (GUARÇONI et al., 2017), o que permite inferir que essa amostragem ao acaso resultará em interpretações incorretas e falhas, pois esconde a variabilidade da área (GREGO e VIEIRA et al., 2005).

Contudo, na AP, a amostragem a coleta é realizada por meio de gride e o local de coleta é tão importante quanto à quantidade de amostras simples a ser coletada. Caso o resultado das propriedades químicas apresentar dependência espacial entre pontos coletados, mapas de fertilidade podem ser elaborados, por meio da interpolação, em que são estimados valores intermediários entre os locais de coleta, utilizando-se a análise geoestatística. Por intermédio desses mapas, a aplicação de fertilizantes é realizada em taxa variável, visando homogênea disponibilização de nutrientes na área de cultivo (GUARÇONI et al., 2017). Na construção destes mapas temáticos, contudo, deve-se observar a presença de pontos discrepantes, uma vez que podem interferir na estimativa dos parâmetros,

consequentemente, na aplicação dos insumos, por afetar a escolha e ajuste do modelo geoestatístico (BORSSOI et al., 2011b; GRZEGOZEWSKI et al., 2013).

Os atributos do solo sofrem influência de suas características intrínsecas (textura e mineralogia), conferindo maior dependência espacial quando comparado a fatores externos, que estão relacionados com o manejo deste solo, como aplicações de fertilizantes e tipos de culturas plantadas (CAMBARDELLA et al., 1994) e os atributos relevantes que refletem na capacidade de produção deste solo são umidade do solo, teor de argila, teor de matéria orgânica, disponibilidade de nutrientes, pH e densidade do solo (GEBBERS e ADAMCHUK, 2010).

A maioria dos solos brasileiros são intemperizados, com baixa capacidade de troca de cátions (CTC) e com alto poder de fixação de fósforo (P), assim como elevada acidez trocável ( $Al^{3+}$ ), se destacando pelas baixas disponibilidades dos macronutrientes primários (N, P e K) e secundários (Ca, Mg e S) e de micronutrientes (Zn e Cu) (BERNARDI et al., 2002).

Nos solos de regiões tropicais, altamente intemperizados, como os Latossolos, a matéria orgânica é o principal contribuinte para aumentar a CTC do solo (CIOTTA et al., 2003; MATIAS et al., 2015), apresentando estreita relação com os demais atributos físicas, químicas e biológicas do solo, o que influencia na qualidade do solo, do ambiente e na produtividade das culturas (ALVES et al., 2013). Portanto, o conhecimento da variação espacial e temporal do teor de matéria orgânica nos solos permite maior entendimento da relação entre atributos de solo e sua influência na produtividade (MILORI et al., 2002).

Motomiya et al. (2006) estudando níveis de fertilidade em Latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar, observaram que os teores de matéria orgânica e de potássio do solo apresentaram maior variabilidade espacial. Já no estudo de Silva et al. (2003), foi observada dependência espacial forte a moderada na produtividade de grãos de milho e de todos os atributos químicos do solo avaliados (pH em água, fósforo disponível, K trocável, MO, alumínio trocável, cálcio trocável, magnésio trocável, H+Al, CTC efetiva, saturação por bases e saturação por alumínio).

Richart et al. (2016) comprovaram a eficiência da calagem realizada com taxa variável quando se busca menor variabilidade espacial do pH no solo, apresentando assim área mais homogênea. Os resultados obtidos por Bernardi et al. (2019), em quatro safras, indicaram melhoria geral dos parâmetros químicos analisados

utilizando a AP, por meio da melhora na fertilidade solo. No início, o  $\text{pH}_{\text{CaCl}_2}$  estava na classe alta e, com o transcorrer das safras, passaram para classe média, em que as doses foram reduzindo ao longo do estudo, indicando correção gradativa. Contudo, Silva Cruz et al. (2011) não encontraram dependência espacial no pH em seu trabalho, enquanto os outros atributos apresentaram variabilidade baixa ou média.

Utilizando a adubação a taxa variável nas sucessivas safras, observou-se redução da recomendação, com menor variabilidade espacial das doses, indicando sua eficiência para correção da fertilidade do solo (BERNARDI et al., 2019).

Portanto, mapas de recomendação de corretivos e fertilizantes mostram que quando realizada a aplicação de forma variável, respeitando as particularidades específicas da área, ocorrem zonas com maior e menor exigência desses insumos. Desta forma, o gerenciamento da fertilidade do solo na produção agrícola, através da AP, por meio da aplicação pontual dos insumos, além de homogeneizar a fertilidade do solo e aumentar a produtividade das culturas, permite que haja economia de insumos (CARNEIRO et al., 2016).

Richart et al. (2016) observaram maior variabilidade espacial para P e K na amostragem que antecede a aplicação dos fertilizantes em taxa variável, sugerindo melhorias na fertilidade. Além disso, os dados de saturação de bases (V%) variaram de 54,7% a 69,7, mostrando a necessidade de aplicação de calcário em taxa variável, de maneira a diminuir a heterogeneidade do solo.

Portanto, realizar a correção do solo e a adubação considerando informações de localização, dosagens e época de aplicação dos fertilizantes são importantes para sua maior eficiência. Visando deter dessas informações, a AP é uma ferramenta que auxilia na obtenção desses dados (BERNARDI et al., 2015).

Entender como funciona a distribuição espacial dos atributos químicos e físicos do solo direciona as escolhas de práticas de manejo adequadas, conduzindo para alcançar a máxima produtividade possível com menores danos ambientais (ALVES et al., 2013).

## 2.5 Geoestatística

Diferentes ferramentas estatísticas ajudam a identificar a variabilidade espacial existente no solo e a obter melhor entendimento das relações entre os diferentes atributos, o que permite melhor planejamento e controle da produção agrícola, especialmente no manejo de insumos agrícolas (SILVA CRUZ et al., 2011).

Ao aplicar corretivos e fertilizantes no solo baseado em amostragem convencional e comparar com a taxa variada, por meio da técnica de geoestatística, Weirich Neto et al. (2006) observaram que a variabilidade dos atributos químicos aumenta devido às correções tradicionais, realizadas por meio de formulações, uma vez que há sub ou superestimativa de produtos dentro da área, não sendo capaz de suprir as reais necessidades das plantas.

A geoestatística constitui a base para a aplicação dos conceitos de AP nas lavouras, por meio da análise da variabilidade espacial e temporal dos fatores essenciais à produtividade agrícola (NASCIMENTO et al., 2014). A hipótese básica sob a qual ela se baseia é que, quanto mais próximos os dados georreferenciados, mais semelhantes são, sendo que o semivariograma demonstra o grau de semelhança entre vizinhos (GREGO et al., 2014), ou seja, a geoestatística parte da premissa da teoria das variáveis regionalizadas, em que considera a distribuição espacial dos atributos, definindo o raio de autocorrelação espacial entre os dados e, conseqüentemente, a distância máxima onde há dependência espacial (BORSSOI et al., 2011a).

Na produtividade, a escolha do modelo espacial e das estimativas dos parâmetros de variabilidade espacial é influenciada por fatores como o tamanho da amostra e a densidade amostral (KESTRING et al., 2015).

A geoestatística permite a escolha do modelo de semivariograma que melhor descreve a variabilidade dos atributos (ALVES et al., 2013). Ajustar os semivariogramas permite avaliar a variabilidade espacial e possibilita a interpretação da variabilidade natural de atributos, além de determinar o alcance da autocorrelação espacial (SILVA et al., 2003; CARNEIRO et al., 2016).

O semivariograma é um gráfico que relaciona a semivariância de um atributo com uma distância ( $h$ ), que é estimada em um conjunto discreto de distâncias (*lags*). Três importantes parâmetros são analisados para escolha do

modelo: o efeito pepita ( $C_0$ ), que é o valor da semivariância para a distância zero e representa o componente da variação ao acaso; o patamar ( $C_0 + C_1$ ), correspondente ao valor da semivariância em que a curva estabiliza sobre um valor constante; o alcance ( $a$ ), que é a distância da origem até onde o patamar atinge valores estáveis, é considerado o limite da dependência espacial da grandeza medida (SILVA et al., 2003; MELLO et al., 2005; FARACO et al., 2008).

No estudo dos semivariogramas, o alcance é um parâmetro importante, pois indica a distância máxima em que o atributo está correlacionado espacialmente, delimitando a extensão da correlação espacial entre as amostras (DALCHIAVON et al., 2012), sendo influenciado por práticas agronômicas, como aplicação de corretivos e fertilizantes, uma vez que o objetivo é deixar a área de cultivo homogênea. Portanto, a adoção da AP, que trata de forma pontual cada necessidade tende a deixar mais uniforme a fertilidade do solo, diminuindo da variabilidade espacial e aumentando o alcance geoestatístico (CARNEIRO et al., 2016).

Os valores dos alcances da dependência espacial dos atributos, no estudo de Dalchiavon et al. (2012) ficaram entre 40,2 (K) e 113,1 m (Mg), sendo que nenhum atributo apresentou o mesmo alcance para ambas as profundidades de solo analisadas, mostrando que além da variabilidade vertical há uma variabilidade horizontal entre as profundidades (ZANÃO JUNIOR et al., 2010). Carneiro et al. (2016) encontraram diferentes valores de alcance para os atributos químicos, variando de 23,32 (Mg) a 351,04 m (K). No trabalho de Silva et al. (2003), o alcance ficou em torno de 18 m para as variáveis  $pH_{\text{água}}$ , potássio (K), CTC efetiva e saturação por bases, enquanto a MO, alumínio trocável, cálcio (Ca), o alcance foi próximo de 10 m.

Os resultados dos semivariogramas trazem informações importantes dentro da gestão de uma lavoura após sua análise e interpretação. Semivariogramas de produtividade de milho, saturação por alumínio, alumínio trocável e H+Al, muito parecidos e com valores de alcance muito próximos, podem indicar que a produtividade do milho está associada a uma toxidez de alumínio na área (SILVA et al., 2003).

A escolha do melhor ajuste do modelo de variabilidade espacial pode ser realizada utilizando a validação cruzada (MELLO et al., 2005; FARACO et al., 2008), uma vez que este processo permite escolher o modelo de semivariograma que

melhor descreve o comportamento espacial dos atributos analisadas. Dentro do conjunto de dados, um valor de cada vez é excluído, e assim é realizada a estimação do dado para este ponto por meio das observações das amostras vizinhas (FARACO et al., 2008).

Após a seleção do semivariograma da variável em estudo e havendo dependência espacial, podem-se interpolar valores em qualquer posição na área estudada, sem tendência e com variância mínima (SILVA et al., 2003). A interpolação espacial é uma forma de estimar atributos em locais não amostrados, por meio da coleta de amostras em locais conhecidos (PAVÃO et al., 2011).

A krigagem ordinária, cujo nome foi dado em homenagem a Daniel G. Krige, é um método de interpolação de dados que usa a dependência espacial entre amostras vizinhas para estimar valores em qualquer localização dentro da área, ao qual o modelo do semivariograma foi ajustado. Ou seja, esse estimador é uma média ponderada dos valores observados (MOTOMIYA et al., 2006; GREGO et al., 2014), sendo um dos melhores métodos de interpolação para geração de zonas de manejo (SCHENATTO et al., 2016).

O Inverso da distância (IDW) é outro método de interpolação utilizada na agricultura, no qual os pesos são definidos por meio do inverso da distância elevado a uma potência. Os pesos dos dados são avaliados durante a interpolação, sendo que a influência de cada ponto amostrado é inversamente proporcional à distância do ponto a ser estimado. No entanto, a sua acurácia é menor quando comparado com a da krigagem, uma vez que não consideram o padrão da estrutura da dependência espacial dos dados amostrais para estimar valores para locais não amostrados (BETZEK, 2017).

## **2.6 Sensoriamento Remoto**

As geotecnologias, como sensoriamento remoto, estão sendo exploradas extensivamente na AP. Países como o Brasil, que possuem extensa área territorial, o monitoramento por sensoriamento remoto é extremamente útil. Com isso, estudos para desenvolver técnicas de sensoriamento remoto que possibilitem a quantificação e discriminação de áreas como o da soja, que podem diferenciar até o tipo de cultivar ou estimar taxa de aplicação de defensivo, é importante. Os diversos tipos de

sensores permitem calcular índices de vegetação para estimar os componentes de produção de culturas agrícolas, ou seja, obtém informações sem contato físico. Isso pode ser uma ferramenta adicional para os agricultores avaliarem o potencial da cultura, uma vez que é possível associar as características biofísicas da cultura a esses índices (DA SILVA JUNIOR et al., 2020; SOUZA et al., 2020; ZERBATO et al., 2016).

Historicamente, as imagens de satélite têm sido usadas para mapeamento das culturas, avaliação das condições gerais da cultura e estimativa da produtividade da área cultivada. Normalmente, esta ferramenta era utilizada em áreas maiores por causa da limitação da resolução espacial dos sensores, contudo os sensores de satélite mais recentes possuem resoluções mais precisas, o que permitiu avaliações de problemas no campo como o estresse da seca, inundações e granizo (WÓJTOWICZ et al., 2016).

A estimativa da produtividade é uma informação importante para agências governamentais, comerciantes de commodities e produtores no planejamento da colheita, armazenamento, transporte e comercialização, considerando que quanto mais cedo essa informação estiver disponível, menor será o risco econômico, que se traduz em maior eficiência e maior retorno dos investimentos (WÓJTOWICZ et al., 2016).

A produtividade da cultura, por possuir uma relação com o vigor da planta, pode ser estimada por meio de técnicas de sensoriamento remoto, uma vez que determinados índices de vegetação, gerados por meio de imagens multiespectrais, possuem uma relação com a biomassa e ao vigor das culturas e pastagens, tanto no espaço, quanto no tempo. Desta forma, extensas áreas podem ser monitoradas de maneira rápida e menos onerosa com a utilização desta técnica (ARAÚJO et al., 2005; BERNARDI et al., 2014; SOUZA et al., 2017).

Portanto, a disponibilidade de imagens de satélite tem gerado um grande número de estudos regionais e globais sobre o mapeamento da vegetação, relacionando os parâmetros de crescimento, o estado nutricional, as respostas fisiológicas e os recursos hídricos ao rendimento das safras agrícolas ou da vegetação nativa (BAIO et al., 2018), sendo utilizadas, inclusive, para gerar estimativas precisas do volume de madeira de plantios de eucalipto aliados ao inventário florestal (DAI et al., 2021).

As imagens são um conjunto de células, conhecidas como PÍXEL, e que cada um possui um valor numérico e intensidade radiométrica (nm), adquiridas pelos sensores, que fornecem informações sobre a vegetação por meio dos diversos Índices de Vegetação. Tais índices são uma combinação matemática dos alvos nas faixas espectrais, podendo ser afetados pela reflectância, irradiância e brilho do solo (MOLIN et al., 2015; RIBEIRO et al., 2016).

O primeiro Índice de Vegetação (IV) desenvolvido foi o NDVI (*Normalized Difference Vegetation Index*), proposto pelo Rouse et al. (1973), sendo calculado pela diferença de reflectância entre a faixa de infravermelho próximo (NIR) e a do vermelho visível (VIS) e normalizada pela divisão da soma das faixas de NIR e VIS. A reflectância no infravermelho próximo é uma estimativa do acúmulo de biomassa e do estágio de desenvolvimento da cultura (PEÑUELAS e FILELLA, 1998).

A cobertura vegetal, produtividade e população de plantas possuem altas correlações com o NDVI obtido por sensor terrestre na cultura do amendoim (ZERBATO et al., 2016), assim como as leituras de NDVI estão positivamente correlacionadas com a altura da planta e o número de ramos por planta de algodão (SOUZA et al., 2017). Considerando que as melhores correlações entre os indicadores de qualidade são obtidas no estágio R1, portanto, essa fase da planta é considerada o momento ideal para o monitoramento da variabilidade desta cultura (CARNEIRO et al., 2019). Da mesma forma, leituras do índice de vegetação por diferença normalizada (NDVI) são eficientes em identificar variações de produtividade na cultura do trigo (BREDEMEIER et al., 2013).

A Agência Espacial Européia (ESA) lançou a missão Sentinel-2, que é um sensor multiespectral de resolução espacial média que possui 13 bandas espectrais, com alta e média resolução espacial (bandas de 10, 20 e 60 m), ampla faixa e resolução temporal de 5 dias (ESA, 2021), sendo utilizado para monitorar a vegetação em todo o mundo por meio de suas imagens (BRITO e BRITO, 2020).

## **2.7 Zonas de manejo**

Para que os aspectos econômicos e os benefícios obtidos com a AP possam ser alcançados, modificações nos conceitos de AP são realizadas a fim de identificar regiões com características similares dentro da mesma área. Essas regiões são

chamadas de zonas de manejo (ZM). Tais delimitações tornam a adoção das técnicas de AP mais fáceis de serem aplicadas, uma vez que os manejos utilizados na agricultura convencional podem ser empregados no manejo da cultura nessas áreas (SCHENATTO et al., 2016).

Desta forma, os recentes desenvolvimentos em tecnologias de detecção, análise geoestatística, fusão de dados e técnicas de interpolação melhoraram a precisão e a confiabilidade do delineamento das zonas de manejo, capaz de fornecer uma abordagem econômica para melhorar o manejo da cultura e reduzir o impacto ambiental, tornando-as uma estratégia viável na agricultura comercial (NAWAR et al., 2017).

A geração dessas unidades de manejo é originada a partir de diversos dados amostrados, como de produtividade e alguns atributos que influenciam diretamente ou indiretamente na variabilidade da produção, que normalmente são interpolados, dando origem aos mapas (NASCIMENTO et al., 2014; SCHENATTO et al., 2016).

Contudo, um dos gargalos da AP é a necessidade de uma grade de amostragem densa que possibilite identificar a variabilidade espacial de determinado atributo, e que com isso possa representar a área de forma real através de mapas. Desta forma, a geração de zonas de manejo vem sendo uma das soluções para este impasse (RODRIGUES JÚNIOR et al., 2011).

Zonas de manejo são delimitações de subáreas com topografia, solo e culturas similares dentro de uma área (GAVIOLI et al., 2016), ou seja, aqueles atributos que possuem dependência espacial (SILVA CRUZ et al., 2011), podendo desta forma classificar a variabilidade espacial dentro de uma área (BAZZI et al., 2015). Tais informações possibilitam um manejo mais racional e preciso, incluindo uma amostragem mais direcionada e menos uniforme, ou seja, com foco nos locais com maior variabilidade, minimizando o custo com análises de solo (RODRIGUES JÚNIOR et al., 2011). Portanto, as zonas de manejos podem gerar estratégias específicas para o gerenciamento de cada área (SCHENATTO et al., 2016) que permitam intervenções de manejo localizado (AMADO e SANTI, 2007).

Com isso, definir as zonas de manejo de solo é um procedimento viável para as lavouras, uma vez que um número adequado unidades de gerenciamento permite que as práticas de manejo sejam otimizadas (MOLIN e CASTRO, 2008). Os melhores resultados foram registrados quando a área foi dividida em duas ZM,

utilizando dados de argila, altitude e produtividade no estudo conduzido por Bazzi et al. (2015).

Mapas sequenciais de produtividade, utilizando mais de uma cultura, são capazes de diferenciar de zonas estáveis com potenciais produtivos distintos (SANTI et al., 2013; BERNARDI et al., 2018). Além dessas informações, a condutividade elétrica está sendo avaliada dentro da AP (SERRANO et al., 2010), uma vez que existe uma correlação sua com os atributos físicos e químicos do solo (MOLIN e CASTRO, 2008), relacionando-se positivamente com produção de milho (BERNARDI et al., 2018). No estudo de Alves et al. (2013) encontraram melhores resultados na delimitação das ZM para os atributos referentes a textura do solo por meio de mapas de MO ou de condutividade elétrica e, para os atributos químicos, a partir de mapas de MO ou de altitude e MO.

Levantamentos de dados de elevação, cor do solo, declive e condutividade elétrica do solo foram responsáveis por quase 65% da variação espacial na produção, no estudo conduzido por Luchiari Junior et al. (2000), indicando que essas variáveis podem ser úteis no delineamento das unidades de manejo, direcionando para uma amostragem direta do solo. Schenatto et al. (2016) utilizaram na geração das unidades dados de textura do solo, a resistência do solo à penetração, elevação e declividade. Já no estudo de Miqueloni et al. (2015) as zonas foram limitadas por meio da variabilidade espacial de estimativas de perda de solo e de atributos limitantes ao desenvolvimento de culturas, determinando os fatores que atuam no processo erosivo.

O estudo de Santi et al. (2016), em áreas de plantio direto, mostrou que as zonas de baixa produtividade foram áreas que apresentaram maior densidade aparente, menor estabilidade de macroagregados, taxa de infiltração de água e tempo de escoamento superficial inicial, em comparação com zonas de maior produtividade. Tais resultados sugerem que a degradação física e estrutural do solo provoca perdas de produtividade das culturas ao longo do tempo. Portanto, a qualidade estrutural do solo está relacionada com condições favoráveis para o crescimento das plantas (raízes e brotos) e, conseqüentemente, possibilita maior produtividade de grãos. Percebe-se desta forma que as zonas de manejo específico indicaram a necessidade de adequação das práticas de cultivo associadas a cada cultura (MIQUELONI et al., 2015).

Contudo, entre essas diversas variáveis que podem ser usadas para esta delimitação, aquelas que são consideradas estáveis, ou seja, que não variam ao longo do tempo como a topografia, e que estejam espacialmente correlacionadas com a produtividade são as mais recomendadas para geração das ZM (DOERGE, 2000; GAVIOLI et al., 2016). Vitharana et al. (2008) ao analisarem a topografia e os principais atributos do solo para delimitar ZM, encontraram várias propriedades do solo com uma variação espacial estruturada em uma área ondulada, concluindo que as diferenças de produtividade estavam mais relacionadas com a topografia do que com variabilidade nos atributos do solo.

### 3 MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1 Local

O trabalho foi realizado em uma fazenda comercial, localizada no município de Ponta Porã-MS, na latitude de 22°22' S, longitude de 55°10' O e altitude média de 442 m (Figura 1).

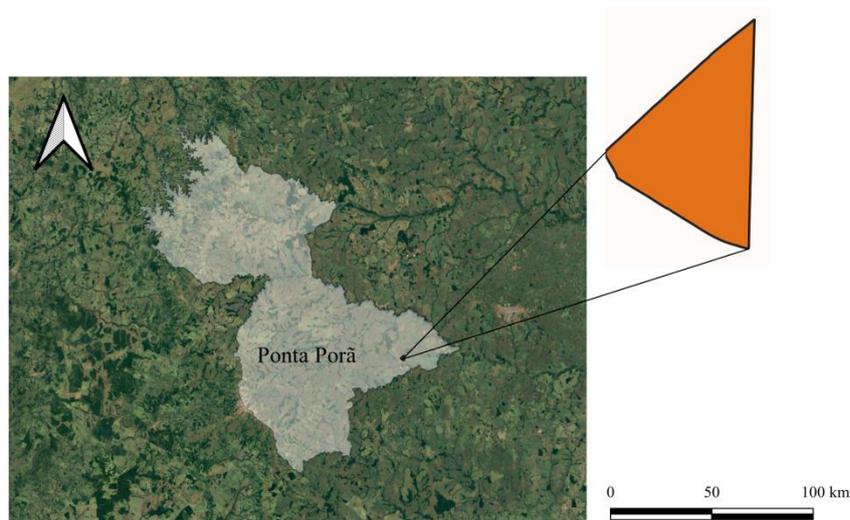


FIGURA 1. Área experimental localizada no município de Ponta Porã-MS.

A área experimental contém 97,5 hectares em que a sucessão de soja e milho segunda safra é praticada há 20 anos sob cultivo mínimo. O relevo do local é considerado plano (0-3%) com área mais ao sul classificado como suavemente ondulado (3-8%) (EMBRAPA, 2006) (Figura 2).

A declividade e relevo foram obtidas por meio do modelo digital de elevação (MDE) de imagens do satélite Alos Palsar disponível no Alaska Satellite Facility.

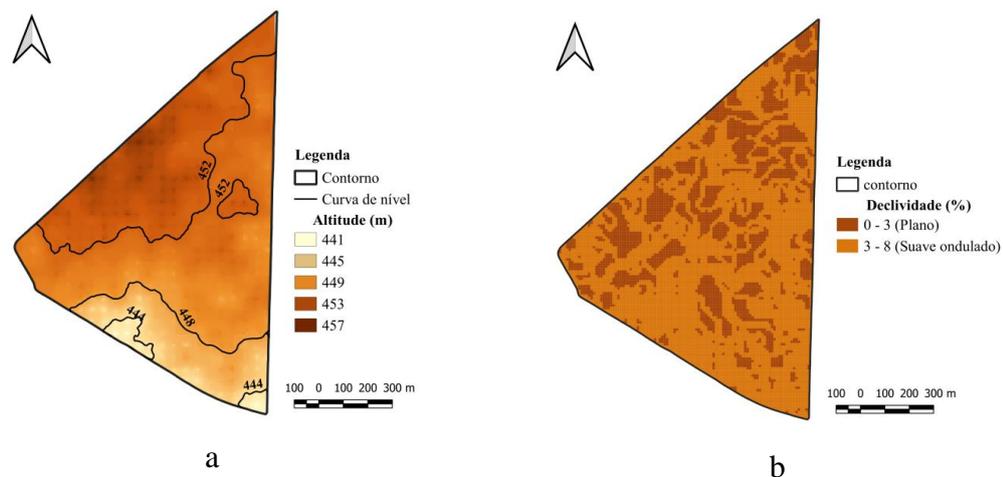


FIGURA 2. Mapa de altitude (a) e da declividade (b) da área experimental localizada no município de Ponta Porã-MS.

O clima é do tipo CWa (KÖPPEN, 1948). O solo da área é classificado como Latossolo Vermelho distrófico, textura argilosa (SANTOS et al., 2018), com a seguinte constituição granulométrica, conforme apresentado no Quadro 1.

QUADRO 1. Granulometria do solo da área experimental

Camadas (m)	Argila	Silte	Areia
0,0-0,20	43,28	8,73	48,30

Os dados de temperatura e precipitação durante o período de condução do experimento estão contidos nas Figuras (Figuras 3, 4 e 5).

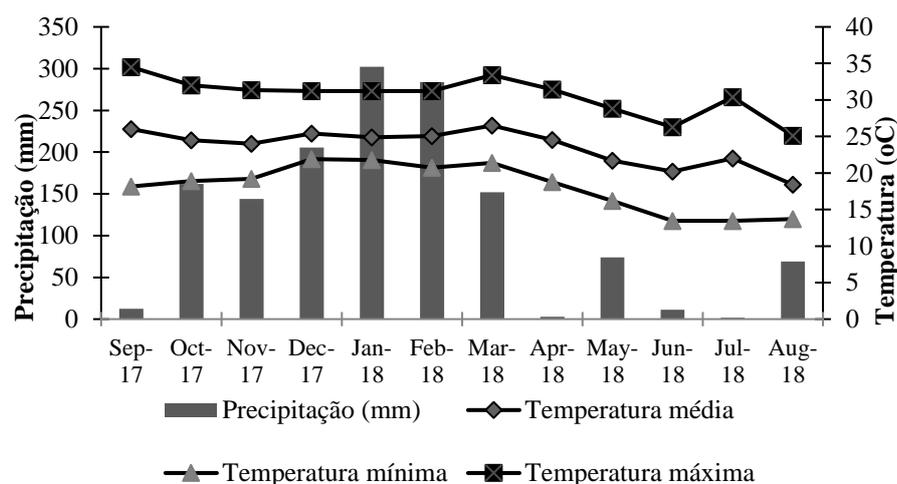


FIGURA 3. Precipitação, temperaturas mínimas, média e máxima mensais da safra 2017/18.

Fonte: Estação Meteorológica da Embrapa Agropecuária Oeste (Dourados-MS)

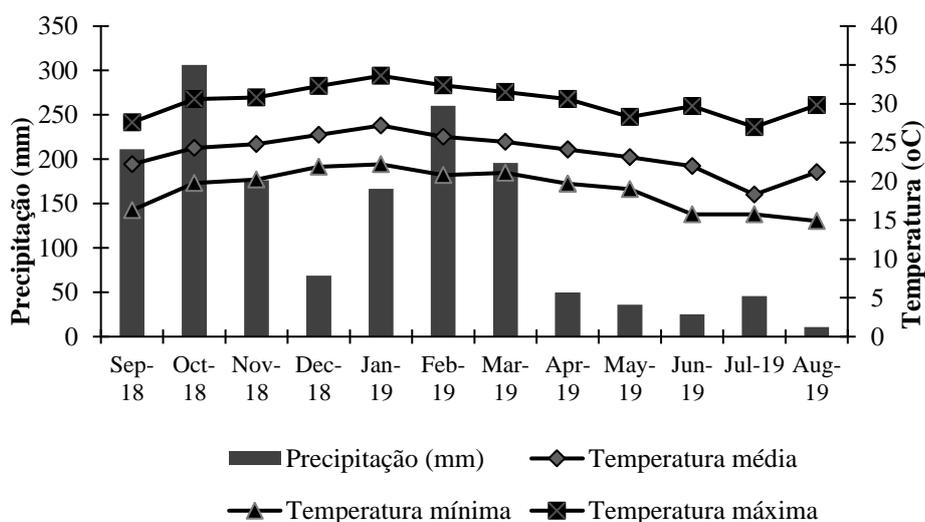


FIGURA 4. Precipitação, temperaturas mínimas, média e máxima mensais da safra 2018/19.

Fonte: Estação Meteorológica da Embrapa Agropecuária Oeste (Dourados-MS)

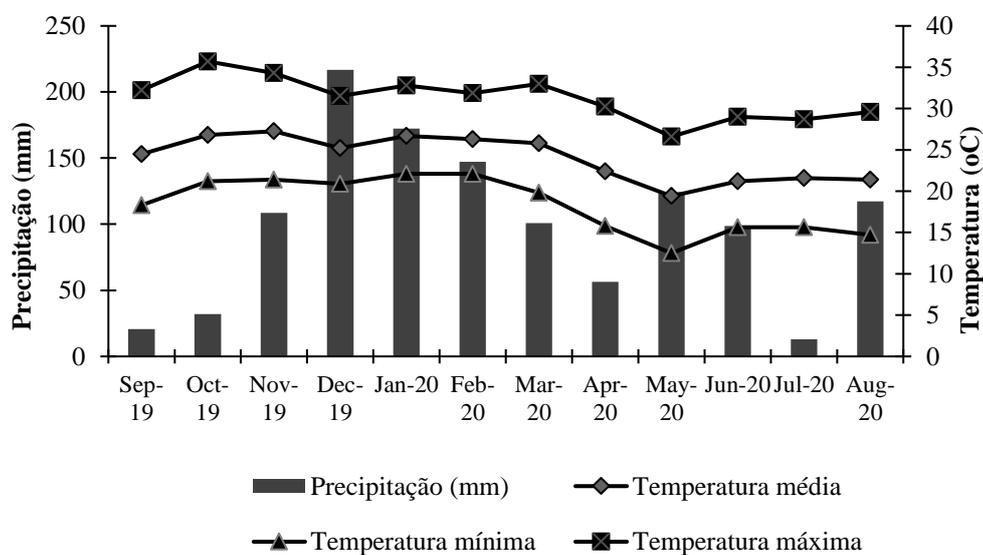


FIGURA 5. Precipitação, temperaturas mínimas, média e máxima mensais da safra 2019/20.

Fonte: Estação Meteorológica da Embrapa Agropecuária Oeste (Dourados-MS)

### 3.2 Equipamentos e insumos

Foram utilizados duas colhedoras de soja New Holland, modelo CR 9080, plataforma 880-CF “drapper”, equipada com o monitor de produtividade PLM Intelliview® modelo 4.

As variedades de soja e os híbridos semeados da cultura da soja e do milho e os adubos aplicados durante a semeadura estão descritos no Quadro 2.

QUADRO 2. Dados sobre a variedade, manejo de adubação e semeadura das culturas da soja e milho.

SOJA					
Safra	Adubação (kg/ha)	Formulado	Variedade	População (sem/ha)	Esp. (m)
2017/18	300	02-23-23+ Micro TopMix	BMX Potência	311.111,1	0,45
2018/19	330	02-23-23+ Micro TopMix	BMX Garra (63i64 Intacta)	311.111,1	0,45
2019/20	330	02-23-23+ Micro Evolution	Monsoy 6410	290.000	0,50
2020/21	330	02-23-23+ Micro Evolution	Monsoy 6410	290.000	0,50
MILHO					
2018	160	16-16-16 YaraMila	Syngenta Fórmula Convencional	53.000	0,90
2019	260	16-16-16 YaraMila	Syngenta Fórmula Viptera2	58.000	0,50
2020	260	16-16-16 YaraMila	Syngenta Fórmula Viptera2	59.800	0,50

DS: densidade de semeadura; Esp.: espaçamento em metros.

Os equipamentos utilizados durante a condução do experimento está descrito no Quadro 3 .

QUADRO 3. Equipamentos agrícolas utilizados na área experimental.

Equipamento	Marca	Modelo	Especificações
Trator A	New Holland	T8 355	226 kW (307 cv), 2.000 rpm
Semeadora A	New Holland	Sol Tower	mecânica com 26 linhas de 45 cm em tandem. Discos: Scherer linha DP, 90 furos de 8 mm com anel liso de 3 mm.
Colhedora A	New Holland	CR 9080 360	kW (489 cv) 2.100 rpm com sistema de mapeamento
Colhedora B	New Holland	CR 7.90	313 kW (425 cv), 2.100 rpm com sistema de mapeamento
Plataforma de soja A	New Holland	880 CF	Plataforma tipo “draper” com 40 pés (12,3 metros de largura de corte)
Plataforma de soja B	New Holland	880 CF	Plataforma tipo “draper” com 45 pés (13,8 metros de largura de corte)
Plataforma de milho A	Stara	Brava	8 linhas de 90 cm usada na CR 9080
Plataforma de milho B	Stara	Brava	20 linhas de 50 cm usada na CR 9080.

### 3.3 Avaliações

#### 3.3.1 Textura e atributos químicos do solo

A coleta de dados da amostragem composta química e textural do solo foi realizada por meio de uma amostragem regular de 140x140 m, em 2019, tendo um ponto a cada dois hectares, totalizando 46 pontos amostrais, e mais 9 pontos de forma aleatória na área (Figura 6), utilizando um quadriciclo com trado elétrico hidráulico. Portanto, a grade amostral adotada possui 55 pontos amostrais. A amostra composta foi coletada na camada 0,0-0,2 m, formada por 8 sub-amostras tomadas aleatoriamente ao redor de cada ponto amostral, respeitando um raio de 5 m (MOLIN et al., 2015b). Dentro desta área nunca foi realizada aplicação a taxa variável de fertilizantes e de corretivos.

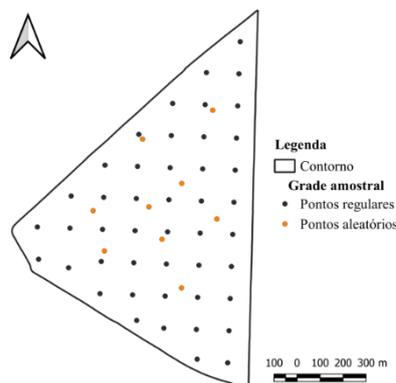


FIGURA 6. Grade amostral da área experimental.

A análise granulométrica foi realizada pelo método do densímetro (BOUYOUCOS, 1962) e a determinação dos atributos químicos foi realizada pelo método de Teixeira et al. (2017). Os atributos químicos avaliados foram: pH em  $\text{CaCl}_2$ ; teor de matéria orgânica (MO); teores de cálcio (Ca), magnésio (Mg), potássio (K), fósforo (P) disponível em Mehlich1 e acidez potencial (H+Al). A partir destas determinações, foram calculadas a capacidade de troca de cátions a pH 7,0 ( $\text{CTC} = \text{T} = \text{SB} + (\text{H}+\text{Al})$ ) e a saturação por bases ( $\text{V}\% = 100.\text{SB}/\text{T}$ ). Por fim, os níveis de fertilidade do solo foram classificados de acordo com Sousa e Lobato (2004) (QUADRO 4).

QUADRO 4. Intepretação dos resultados da análise em amostras de solo do Cerrado, segundo Sousa e Lobato (2004), na camada de 0 a 20 cm.

Atributo	Muito baixo	Baixo	Média	Adequado	Alto	Muito alto
MO (%)	-	< 2,4	2,4 a 3,0	3,1 a 4,5	> 4,5	-
K ( $\text{cmol}_e/\text{dm}^3$ )	-	$\leq 0,06$	0,06 a 0,13	0,13 a 0,20	> 0,20	-
P ( $\text{mg}/\text{dm}^3$ )	0 a 3,0	3,1 a 5,0	5,1 a 8,0	8,1 a 12,0	> 12,0	-
Ca ( $\text{cmol}_e/\text{dm}^3$ )	-	< 1,5	-	1,5 a 7,0	>7,0	-
Mg ( $\text{cmol}_e/\text{dm}^3$ )	-	< 0,5	-	0,5 a 2,0	> 2,0	-
CTC ( $\text{cmol}_e/\text{dm}^3$ )	-	< 7,2	7,2 a 9,0	9,1 a 13,5	> 13,5	-
V (%)	-	$\leq 20$	21 a 35	36 a 60	61 a 70	$\geq 71$
pH $\text{CaCl}_2$	-	$\leq 4,4$	4,5 a 4,8	4,9 a 5,5	5,6 a 5,8	$\geq 5,9$

### 3.3.2 Produtividade

O estudo consistiu na coleta de dados de três anos de produtividade na sucessão da cultura da soja e milho, respectivamente, obtidos por meio de uma colhedora dotada de sensores de impacto, marca New Holland, equipada com o monitor de produtividade e receptor GNSS.

A tecnologia embarcada nessas máquinas permitiu registrar e armazenar, a cada um segundo, a posição (latitude, longitude e altitude) da máquina no campo e a quantidade relativa de produção por unidade de área.

Os dados foram importados do monitor, utilizando pendrive, para o programa computacional. Após análise dos valores, foram eliminados dados contendo erros de posicionamento, dados com umidade do grão nula e largura de trabalho da plataforma errada. Posteriormente, por meio de planilha eletrônica, utilizando o desvio padrão, decidiu-se pela eliminação ou não dos valores discrepantes em função de sua magnitude e/ou localização na área de estudo.

Os dados limpos deram origem aos mapas de produtividade interpolados pelo inverso da distância (IDW) utilizando o software livre QGIS.

Para analisar a variabilidade espacial e temporal foram consideradas três classes de produtividade, segundo Molin (2002). As produtividades com valores superiores a 105% em relação à média geral de produtividade da área são consideradas classe de alta produtividade; produtividades entre 95 e 105% constituíram a classe de média produtividade; e inferiores a 95% é classe de baixa produtividade.

### 3.3.3 Índices de Vegetação de diferença Normalizada (NDVI)

As imagens orbitais para a avaliação dos índices de vegetação foram obtidas do serviço *Sentinels Scientific Data Hub*, da Agência Espacial Européia (ESA). Os instrumentos imageadores foram o Sentinel-2A e Sentinel-2B para captura de imagens.

Para a obtenção dos índices de vegetação foram utilizadas as bandas: B4, referente ao comprimento de onda vermelho (665 nm); B8, ao infravermelho próximo (842 nm), ambas com resolução espacial de 10 m.

Por meio dessas imagens de satélite o índice de vegetação NDVI (Índice de vegetação de diferença normalizado) foi calculado utilizando o software QGIS.

O índice de vegetação NDVI (VIAN et al., 2018) é a relação entre as medidas espectrais das bandas do infravermelho próximo (Nir - B08) e do vermelho (Red - B04), que varia entre -1 e 1, determinado pela fórmula (Equação 1):

$$\text{NDVI} = (\text{Nir} - \text{Red}) / (\text{Nir} + \text{Red}) \quad \text{Equação 01}$$

### 3.4 Zonas de manejo

Os mapas interpolados pela krigagem ordinária dos atributos químicos e físicos do solo e pelo inverso da distância da produtividade e NDVI foram analisados utilizando o algoritmo de agrupamento Fuzzy c-means com o objetivo de delimitar as zonas de manejo.

Desta forma, considerando a correlação entre as variáveis e a visualização dos mapas, decidiu-se por trabalhar com 13 mapas para delimitação das zonas de manejo, sendo seis mapas de produtividade, cinco mapas de NDVI, relevo e a fração granulométrica do solo (argila).

Para isso foi utilizado o programa computacional *Management Zones Analyst* (MZA) (FRIDGEN et al.; 2004; ORTEGA e SANTIBÁÑEZ, 2007) e o mapa foi gerado por meio do software QGIS. Os dados foram normalizados por meio da média e desvio padrão, o número máximo de interações foi definido como sendo igual a 300, e o coeficiente fuzzy, igual a quatro.

### 3.5 Análise dos dados

#### 3.5.1 Análise estatística clássica

A análise estatística descritiva do conjunto de dados brutos e dos dados filtrados consistiu em calcular a média, valor máximo e mínimo, desvio padrão, variância, assimetria e curtose e coeficiente de variância. Essa análise buscou identificar dados discrepantes, além de comparar os dois grupos de dados

mencionados. Por fim, realizou-se teste Ray-Joiner a 5% de probabilidade para verificação da condição de normalidade.

### 3.5.2 Análise geoestatística

O ajuste de semivariogramas experimentais foi realizado para cada variável de textura e atributos químicos, testando quatro modelos teóricos (esférico, exponencial, gaussiano e linear), considerados adequados aos dados em análise (FARACO et al., 2008). O critério para escolha do modelo foi realizado observando-se o melhor coeficiente de determinação ( $r^2$ ), menor soma de quadrados do resíduo (SQR) e melhor ajuste na técnica chamada de validação cruzada.

A análise da geoestatística, através do semivariograma, permitiu avaliar a continuidade espacial dos atributos, estimado pela Equação 2 da semivariância.

$$y(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad \text{Equação 2}$$

Em que:  $y(h)$ : semivariância estimada a partir dos dados experimentais;  $Z(x_i)$  valores medidos nos pontos  $x_i$ ;  $x_i$  = local (ponto);  $x_i+h$ : ponto distanciado do ponto  $x_i$  por uma distância  $h$ ;  $N(h)$ : número de pares de valores medidos separados por uma distância ( $h$ );  $h$ : distância entre dois pontos demarcados no plano ou no espaço.

Por meio do ajuste do modelo matemático dos dados, foram definidos os parâmetros: efeito pepita ( $C_0$ ), contribuição ( $C$ ), patamar ( $C_0+C$ ) e alcance ( $a$ ).

A análise da dependência espacial foi calculada pelo índice de dependência espacial (IDE), definido por (Equação 3):

$$IDE = \frac{C_0}{(C_0+C_1)} \times 100 \quad \text{Equação 3}$$

No qual,  $C_0$  é a variância estrutural e  $C_0+C_1$  representa o patamar.

A classificação deste índice foi realizada pelo critério definido por Cambardella et al. (1994), com base do IDE, em que a dependência espacial é considerada forte ( $IDE \leq 25\%$ ), moderada ( $25\% < IDE \leq 75\%$ ) e fraca ( $GDE > 75\%$ ).

### 3.6 Interpolação

A interpolação dos dados de produtividade, após a limpeza dos dados, foi realizada pelo inverso do quadrado da distância (IDW), por meio do software QGIS, utilizando a Equação 4.

$$z = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i^p Z_i}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i^p}} \quad \text{Equação 4}$$

Em que: ( $Z$ ) valor estimado para um dado ponto; ( $n$ ) número de pontos amostrais na vizinhança utilizados na estimativa; ( $Z_i$ ) valor observado no ponto amostral; ( $d_i$ ) distância entre o ponto amostral e o ponto estimado ( $Z_i$  e  $Z$ ); ( $p$ ) ponderador.

Os dados de textura e atributos químicos do solo, após identificar o melhor modelo de semivariograma, foram interpolados pela krigagem ordinária, com resolução espacial de 10 metros, tendo como resultado mapas temáticos de cada atributo. Para isso, utilizou-se o software SAGA (*System for Automated Geoscientific Analyses*), por meio da Equação 5.

$$z * (x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(x_i) \quad \text{Equação 5}$$

Em que: variáveis aleatórias ( $x_i$  e  $x_j$ ); variável real em um ponto não amostrado ( $x_0$ ).

Respeitando o limite da área experimental foi elaborada uma malha de interpolação com área de 10 x 10 m (100 m<sup>2</sup>), na qual os dados de produtividade, do índice de vegetação, fertilidade, textural e relevo foram adicionados.

### 3.7 Correlação de Pearson

Foi avaliada a correlação existente ( $R^2$ ) entre os mapas da análise granulométrica e atributos químicos do solo, relevo da área do estudo, mapas de produtividade e NDVI dos anos de cultivo da soja e do milho, e sua interpretação foi de acordo com Callegari-Jacques (2011), classificando em: nula, se igual a zero, fraca entre zero e 0,3; regular, entre 0,3 a 0,6; forte, entre 0,6 e 0,9; muito forte, entre 0,9 e 1,0; absoluta, se igual a 1,0.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Atributos químicos do solo e granulometria

A fertilidade do solo é inferida, principalmente, pela soma de bases (SB), da saturação por bases (V%) e da capacidade de troca de cátions (CTC) e, o seu conhecimento permite utilizar práticas mais confiáveis de manejo (CORREIA et al., 2004; SANZONOWICZ, 2004), com a finalidade de melhoria da qualidade química do solo. Para isso, é importante, também, o conhecimento da granulometria do solo.

No Quadro 5 está apresentada a estatística descritiva dos atributos químicos e das frações granulométricas do solo.

QUADRO 5. Estatística descritiva dos atributos químicos e da textura do solo.

Prop.	N	Parâmetros											RJ	Prob
		Média	Med	DP	Var.	Mín	Máx	Amp	CV	As	k			
pH	52	5,39	5,41	0,21	0,046	4,85	5,75	0,90	3,97	-0,50	0,25	0,99*	>0,1	
P	51	10,94	9,62	3,51	12,33	4,25	21,61	17,36	33,54	1,00	1,06	0,96*	<0,01	
MO	53	38,76	38,54	3,81	14,55	30,34	47,28	16,94	9,84	0,04	0,42	0,10 <sup>ns</sup>	>0,1	
K	48	0,18	0,18	0,04	0,002	0,09	0,29	0,20	24,40	0,54	0,20	0,99*	>0,1	
Ca	54	5,61	5,60	0,64	0,41	4,10	7,20	3,10	11,37	0,28	-0,11	0,99*	>0,1	
Mg	53	1,13	1,10	0,05	0,002	1,10	1,20	0,10	4,10	0,89	-1,26	1,00*	>0,1	
H+Al	49	2,91	2,80	0,65	0,42	1,70	4,40	2,70	22,36	0,43	-0,61	0,99*	>0,1	
CTC	54	9,77	9,52	0,97	0,95	8,14	13,16	5,02	9,95	1,63	3,32	0,92*	<0,01	
V	51	70,63	70,78	6,07	36,89	58,58	80,94	22,36	8,60	-0,26	-0,64	0,99*	>0,1	
Areia	49	46,75	47,70	11,22	125,96	24,34	62,68	38,34	24,01	-0,27	-1,20	0,97*	0,04	
Argila	50	44,21	41,36	9,56	91,45	28,04	64,72	36,68	21,63	0,46	-0,73	0,98*	>0,1	
Silte	51	9,12	7,64	4,33	18,78	0,94	17,62	16,68	47,54	0,32	-0,76	0,98*	0,1	

Prop.: propriedades do solo; N: número de amostras; pH CaCl<sub>2</sub>: potencial de hidrogênio em cloreto de cálcio; H+Al: hidrogênio mais alumínio (cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>); P: Fósforo (mg dm<sup>-3</sup>); MO: matéria orgânica (g dm<sup>-3</sup>); K: potássio (cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>); Ca: cálcio (cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>); Mg: magnésio (cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>); CTC<sub>ef</sub>: capacidade de troca de cátions efetiva (cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>); V: saturação por base (%); DP: desvio padrão; RJ: Ryan-Joiner; \*: distribuição normal pelo teste de Ryan-Joiner (Similar a Shapiro-Wilk); ns: distribuição não significativa pelo teste de Ryan-Joiner (Similar a Shapiro-Wilk); CV: coeficiente de variação (%); As: Assimetria; k: curtose.

A CTC foi classificada como adequada (9,77 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), com valores extremos de 8,14 a 13,16 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup> (Quadro 5). Nos solos do Cerrado, o valor geralmente está entre 4,0 e 12,0 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup> (SOUSA e LOBATO, 2004). Sabe-se que quanto maior o valor deste atributo, mais a capacidade de reter cátions, ou seja, maior sua capacidade de adsorção dos nutrientes catiônicos aplicados no solo com posterior dessorção e então a absorção pelas plantas.

A CTC foi a propriedade que apresentou resultados de assimetria e curtose mais elevados, contudo a assimetria está dentro do intervalo -2 e 2 (Quadro 5). Valores acima deste intervalo inferem a não normalidade dos dados, segundo Melo et al. (2013). A probabilidade menor que 0,01 comprova tal afirmação.

A saturação por bases (V), um indicador da fertilidade do solo, apresentou valor (70,63%) que é considerado propício para o cultivo comercial da cultura de soja e milho (Quadro 5). Os valores de V, alcançados com a prática de calagem, são definidos pela pesquisa para as diversas culturas (GUARÇONI et al., 2017).

O valor médio de pH em  $\text{CaCl}_2$  de 5,39 está dentro da faixa recomendada para produção de grãos economicamente viável (SOUSA e LOBATO, 2004). O coeficiente de variação (CV) foi o mais baixo (3,97%) entre todos os atributos do solo, com valor próximo ao encontrado por Silveira et al. (2000) e Hernandez et al. (2011), evidenciando assim a baixa variabilidade desse atributo do solo (Quadro 5).

Entre os atributos químicos, o fósforo (P) e potássio (K) foram as que apresentaram maior amplitude dos dados, observadas pelos valores mínimos e máximos e pelos CVs (Quadro 5), estando de acordo com Schlindwein e Anghinoni (2000), que obtiveram coeficiente de variação alto para estes dois elementos, enquanto que o P apresentou o maior CV nos estudos de Corrêa et al. (2017), Machado et al. (2007) e Zonta et al. (2014), com valores de 33,44, 73,5 e 39,5%, respectivamente. Silveira et al. (2000) concluíram que P e K apresentam as maiores variabilidades, e pH, as menores, corroborando com este trabalho. Segundo Campos et al. (2008), esses dois atributos são geralmente distribuídos na linha, causando, assim, a variabilidade espacial. De forma geral, a variação do CV entre diferentes atributos do solo é esperada (ZONTA et al., 2014).

Portanto, dentre os atributos químicos avaliados, o P necessita de número maior de amostras simples para compor a amostra composta, conforme recomendado no trabalho de Hernandez et al. (2011), uma vez que o número mínimo de subamostras de solo é diretamente proporcional ao CV, ou seja, quanto maior o CV, maior será o número de subamostras a serem coletadas. Além disso, a alta amplitude dos seus dados indica a potencialidade do uso da AP na definição de diferentes zonas de manejo deste atributo na área.

De acordo com Sousa et al. (2004), considerando o teor de argila, em sistema de sequeiro com cultura anual, o teor médio de P encontrado na área está adequado

(8,1 a 12,0 mg dm<sup>-3</sup>). Uma forma de ampliar a reciclagem e a eficiência de uso do P pelas culturas é pelo aumento do teor de matéria orgânica (MO), visto que pode melhorar a eficiência do seu uso, alcançando desta forma maior produtividade das culturas.

Quanto à textura do solo, esta foi classificada como argilosa, segundo Santos et al. (2018). Todos os atributos granulométricos (Quadro 5) apresentaram valores próximos a zero para os coeficientes de assimetria e curtose, ou seja, a distribuição de frequências é normal, com exceção a areia.

Contudo, os valores mínimo e máximo dos dados de granulometria retratam bem os altos coeficientes de variação obtidos (Quadro 5). A dispersão relativa (CV) foi maior para o silte, sendo classificada como muito alta (CV>30%), em comparação aos teores de argila e areia, consideradas altas (20<CV≤30%) (PIMENTEL-GOMES, 1984). No estudo de Corrêa et al. (2017) os CVs para esses atributos foram menores de forma geral, diferindo deste trabalho provavelmente pela malha amostral ser menor (100x 100 m).

Os resultados expostos no Quadro 5 não apresentaram distribuição simétrica, contudo, As e k ficaram próximos a zero, com exceção da CTC, bem como as médias e medianas são próximas. Portanto, é possível que sejam aplicados tratamentos geoestatísticos, segundo Chaves e Farias (2009).

Desta forma, a análise da variabilidade espacial dos atributos químicos e da granulometria do solo foi realizada por meio da análise geoestatística das amostras (Quadro 6), com intuito de analisar a existência e mensurar a magnitude da dependência espacial, dando origem aos mapas temáticos (Figura 7 e 8). O estudo geoestatístico se baseia na teoria das variáveis regionalizadas, por isso é possível definir a estrutura da variabilidade espacial das observações (GRZEGOZEWSKI et al., 2013).

QUADRO 6. Modelos teóricos de semivariograma ajustados para os atributos químicos e as frações granulométricas.

Propriedades	Modelo	Parâmetros						
		A	C <sub>0</sub>	C <sub>0</sub> + C	SQR	R <sup>2</sup>	GDE	VC
pH	Esf.	853	0,02	0,05	9,39E-7	0,996	Mod.	0,885
P	Exp.	72	2,56	9,19	0,14	0,856	Forte	0,915
MO	Esf.	1.205	6,95	20,52	0,47	0,980	Mod.	0,864
K	Exp.	106	0,0005	0,002	3,23E-8	0,676	Mod.	0,995
Ca	Esf.	823	0,22	0,45	5,2E-4	0,999	Mod.	0,922
Mg	EPP	-	-	-	-	-	-	-
H+Al	Esf.	680	0,20	0,47	4,88E-5	0,997	Mod.	0,943
CTC <sub>pH7</sub>	Esf.	941	0,28	1,005	4,62E-4	0,995	Forte	1,03
V	Exp.	212	9,44	37,19	0,18	0,998	Forte	0,975
Areia	Esf.	297	14,30	133,50	3,92	0,998	Forte	0,797
Argila	Esf.	278	0,10	104,50	85,30	0,928	Forte	0,963
Silte	Exp.	799	12,30	26,19	2,36	0,853	Mod.	1,047

pH CaCl<sub>2</sub>: potencial de hidrogênio em cloreto de cálcio; H+Al: hidrogênio mais alumínio (cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>); P: Fósforo (mg dm<sup>-3</sup>). MO: matéria orgânica (g dm<sup>-3</sup>); K: potássio (cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>); Ca: cálcio (cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>); Mg: magnésio (cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>); CTC<sub>ef</sub>: capacidade de troca de cátions efetiva (cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>); V: saturação por base (%); A: alcance (m); C+C<sub>0</sub>: patamar; C<sub>0</sub>: efeito pepita; SQR: soma dos quadrados dos resíduos; VC: coeficiente de regressão da validação cruzada; R<sup>2</sup>: coeficiente de determinação; GDE: grau de dependência espacial; EPP\*: Efeito Pepita Puro; Esf.: esférico; Exp.: exponencial.

O fato da maioria dos atributos apresentarem resultados que tenderam à normalidade (Quadro 4), houve facilidade no ajuste dos semivariogramas (Quadro 6) (MACHADO et al., 2007). Contudo, como os valores discrepantes influenciam, principalmente, a parte inicial do semivariograma, o que leva a conclusões errôneas (ALCANTRA, 2015), foi analisado espacialmente os dados para decisão ou não de retiradas de *outliers* para modelagem dos semivariogramas.

Os atributos químicos P, K, V e a fração granulométrica silte apresentaram o melhor ajuste do semivariograma no modelo exponencial (Quadro 6), enquanto os atributos pH, MO, Ca, H+Al, CTC, fração areia e argila ajustaram-se ao modelo esférico, corroborando com trabalho do Zanão Junior et al. (2010), contudo no seu estudo o modelo exponencial foi o mais frequente. O Mg foi o único atributo do solo que apresentou efeito pepita puro (EPP), ou seja, não houve dependência espacial, indicando a necessidade de amostragem mais densa.

O modelo de semivariograma que mais se ajustou aos dados do solo foi o esférico, como em diversos estudos (CORRÊA et al., 2017; LIMA et al., 2010; SOUZA et al. 2010; ZONTA et al., 2014). Segundo Webster e Oliver (2007), o modelo esférico e o exponencial são os mais utilizados na geoestatística, sendo que o

modelo exponencial é similar ao esférico, uma vez que ambos atingem o patamar gradualmente, a diferença entre os dois está na taxa por meio da qual o patamar é alcançado (ROBERTSON, 1998). Contudo, no estudo de Machado et al. (2007) a maioria dos atributos químicos do solo se ajustou ao modelo gaussiano, enquanto as variáveis P e K apresentaram efeito pepita puro.

No estudo dos semivariogramas, o alcance significa a distância máxima em que uma variável é correlacionada espacialmente, ou seja, todos os vizinhos dentro de um raio (alcance) são similares, tendo em vista o raio máximo utilizado na amostragem (MACHADO et al., 2007; CORRÊA et al., 2017). Portanto, quanto maior o valor do alcance, maior a continuidade espacial, ou seja, mais homogênea é a área de cultivo (CHERUBIN et al., 2015; CARNEIRO et al., 2016). Os alcances do pH e Ca foram similares (Quadro 5), e o maior e menor alcance dos atributos químicos do solo foi a MO (1.205 m) e o P (72 m), respectivamente. De forma geral, os alcances deste estudo apresentaram valores superiores ao encontrado no estudo Zonta et al. (2014) conduzido no Cerrado, com malha amostral de 80 por 80 m.

Os atributos físicos e químicos relacionados à fertilidade do solo apresentam diferentes escalas de variações espaciais e temporais e sua distribuição espacial é geralmente caracterizada por semivariogramas de curto alcance (MOLIN e TAVARES, 2019). O comportamento da variabilidade espacial de cada nutriente no solo é diferente (MALVEZI, 2015), além disso, para um mesmo atributo, os valores de alcances obtidos são bastante variáveis entre áreas, por serem condicionados pela continuidade espacial da variável, pela distância entre os pontos amostrais e pelo número de amostras (CHERUBIN et al., 2015), portanto, a amostragem na área precisaria ser diferenciada, tanto na quantidade quanto na distância dos pontos.

No estudo de Cherubin et al. (2015) a análise da variabilidade espacial indicou que os dados coletados em malhas amostrais menores que 150 m para P e 125 m para K apresentaram dependência espacial, isso possibilita a estimativa dos valores nos locais não amostrados por meio do interpolador geoestatístico krigagem.

Segundo Santana et al. (2019) o pH é um atributo que normalmente apresenta elevado valor de alcance e a diversificação do alcance de diferentes atributos em uma mesma área pode ser resultado dos diversos usos de solo e pelas próprias características e particularidades de cada propriedade. O efeito pepita ( $C_0$ ), um importante parâmetro do semivariograma, indica variabilidade não explicada,

considerando a distância de amostragem utilizada (FERRAZ et al., 2012). A modelagem do pH, Ca, Mg, K, H+Al, CTC e argila apresentaram o efeito pepita mais próximo a zero (Quadro 6), indicando a confiabilidade da modelagem e posterior mapa temático interpolado.

O patamar é alcançado quando a variância dos dados se torna constante com as distâncias entre os pontos, ou seja, é a distância limite entre a dependência e a independência entre as amostras. Ainda, quanto menor a proporção do  $C_0$  em relação ao patamar do semivariograma, maior será a dependência espacial apresentada pelo atributo (LIMA et al., 2006). A razão entre efeito pepita e o patamar indica o grau de dependência espacial. Quanto maior for essa razão, maior será o grau de dependência espacial, ou seja, maior a continuidade do fenômeno, conseqüentemente, menor a variabilidade espacial (CAMBARDELLA et al., 1994).

Os atributos do solo que foram classificados com moderada variabilidade espacial são o pH, MO, K, Ca, H+Al e silte e com forte variabilidade classificaram-se o P, CTC, V, areia e argila (Quadro 5). No estudo de Corrêa et al. (2017) o potássio, cálcio e fósforo apresentaram estes mesmos resultados. No trabalho de Lima et al. (2010), os atributos químicos apresentaram também dependência espacial de moderada a alta, com exceção da CTC efetiva, que apresentou efeito pepita puro. Já no estudo Shukla et al. (2018) a análise geoestatística também encontrou diferentes padrões de distribuição de propriedades do solo e micronutrientes disponíveis com dependência espacial forte a moderada, bem como no trabalho de Ramzan et al. (2021), com exceção ao pH, que apresentou dependência fraca.

De acordo com Zonta et al. (2014), a causa da dependência espacial moderada das propriedades Ca, Mg, V% e H+Al podem ser pela aplicação desuniforme de calcário, uma vez que ambos estão relacionados à aplicação deste corretivo. Já para Cherubin et al. (2014) pressupõe que a variabilidade espacial dos atributos de acidez e bases relacionadas (Ca e Mg) é única para cada área, sendo comprometida especialmente quando a área tem curta distância, associada a malhas amostrais maiores.

A interpolação e a espacialização dos atributos do solo foram realizadas pelo método da krigagem ordinária, exceto para atributo Mg, que foi utilizado o IDW (Figura 7 e 8), por não apresentar estrutura espacial, tendo como base a dependência espacial dos modelos de semivariogramas. A krigagem utiliza a dependência espacial

entre amostras vizinhas para estimar valores em qualquer posição dentro do espaço, sem tendência e com variância mínima para composição dos mapas temáticos (VIEIRA, 2000).

Os mapas isolinhas da MO, Ca, Mg e pH (Figura 7) mostraram-se mais homogêneos, confirmados pelos menores CV (Quadro 3), com teores classificados como adequados, segundo Sousa e Lobato (2004). De forma semelhante, o mapa de K e CTC apresentaram na maior parte do talhão teores considerados adequados (Figura 7), contudo, em uma faixa na região sul a classificação foi considerada com alto teor de K (SOUSA e LOBATO, 2004). Apesar deste elemento ser aplicado em linha, sua mobilidade é vertical e horizontal, o que diminui sua variabilidade na área. Além disso, como o teor de MO está em níveis adequados em toda área e sabendo que a liberação de K pelos restos vegetais é rápida, a adubação da área com este elemento deve ser realizada com cautela, pois seu excesso compromete as culturas (CHERUBIN et al., 2015).

A planta da soja se beneficia com a maior disponibilidade de água e CTC, tendo como resposta o maior vigor vegetativo nessas áreas (TRINDADE et al., 2019) e o teor de Ca pode estar proporcionalmente relacionado com o teor deste atributo e também da MO (CORRÊA et al., 2017), corroborando com este estudo, conforme observado nos mapas temáticos (Figura 7). Além disso, pelo fato de Ca e Mg serem aplicados por meio da calagem, seus mapas de isolinhas são semelhantes, indicando que o manejo do solo (adubação e calagem) interfere na distribuição espacial de seus atributos químicos (ZANÃO JUNIOR et al., 2010). Segundo Cherubim et al. (2015), as aplicações de calcário, realizado ao longo dos anos, associado a baixa mobilidade do Ca e Mg no solo, contribui para manutenção e elevação dos teores desses atributos no solo (CHERUBIN et al., 2014).

Em solos tropicais, a MO é a principal responsável pela geração de cargas negativas do solo, contribuindo com até 80% das cargas. Após alguns anos de cultivo, o teor de MO se estabiliza em torno de 25 a 30 g dm<sup>-3</sup> em solos argilosos (RONQUIM, 2010), conforme encontrado neste estudo.

A saturação por base (V%) enquadrou-se em alto na região centro-sul e muito alto na região centro-norte (Figura 7) (SOUSA e LOBATO, 2004). O calcário utilizado na prática de calagem, para a cultura do milho e soja, além de elevar a V para 50%, complementa o teor de Mg para que fique entre 0,5 e 1,0 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>,

portanto, de acordo com o mapa da análise do solo da área, o teor está dentro do recomendado (SOUSA e LOBATO, 2004).

Foi observado uma relação proporcional entre a acidez potencial (H+Al) com os sítios de carga do solo (CTC) no trabalho de Lima et al. (2010), sendo mesmo resultado constatado neste estudo por meio dos mapas interpolados antes das classificações. Após a classificação, segundo Sousa e Lobato (2004), o H+Al apresentou teor médio de forma homogênea em toda a área (Figura 7). Os maiores valores médios de acidez potencial, teor de Al e saturação por Al promoveram variabilidade no crescimento do algodoeiro no estudo de Baio et al. (2019b).

Campos et al. (2008) observaram que dependendo dos resultados do mapa é possível tomar a decisão pela aplicação a taxa variável ou se pode utilizar a média, uma vez que os mapas de isolinhas permitiram visualizar a distribuição espacial diferenciada dos teores dos atributos químicos do solo (LIMA et al., 2010). Malhas amostrais mais densas são indicadas para a aplicação de fertilizantes à taxa variada plena, enquanto as menos densas podem ser utilizadas para a delimitação de zonas de fertilidade e a aplicação de fertilizantes à taxa variada simplificada (CHERUBIN et al., 2015). Portanto, para área deste estudo recomenda-se coletar mais amostras para que seja possível encontrar diferentes áreas de fertilidade, uma vez que a redução da dimensão da malha amostral aumenta a densidade amostral e aproxima os pontos amostrais, promovendo maior detalhamento da distribuição espacial desses atributos na área e, portanto, melhora a acurácia das informações geradas por meio dos mapas temáticos (CHERUBIN et al., 2015).

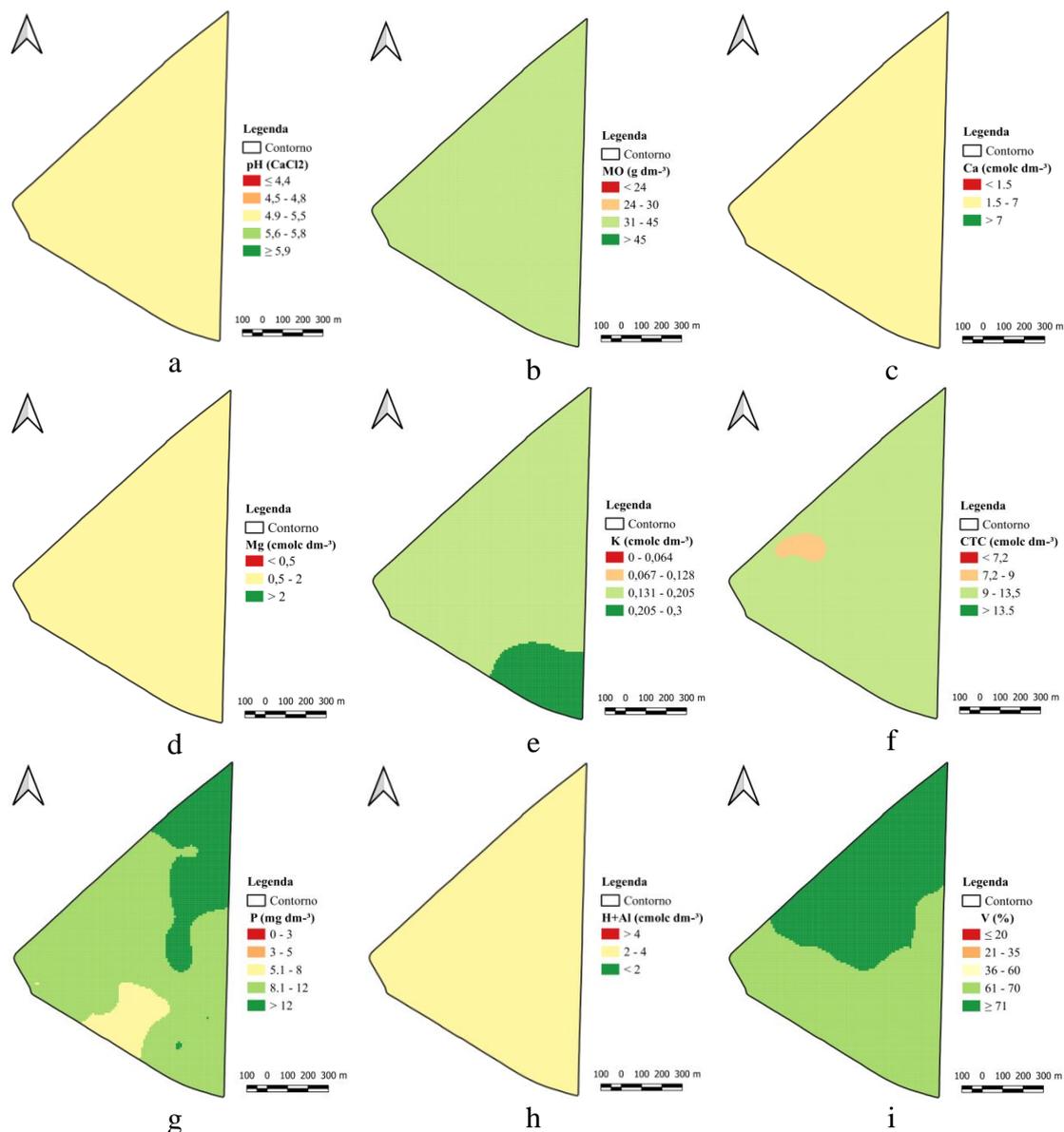


FIGURA 7. Mapas dos atributos do solo, pH (a), MO (b), Ca (c), Mg (d), K (e), CTC (f), P (g), H+Al (h) e V (i), classificados de acordo com Sousa e Lobato (2004).

A dependência espacial varia conforme o nutriente, a textura do solo e a profundidade de coleta da amostra. Os valores do alcance dos atributos químicos são menores no Latossolo de textura média do que na argilosa, ou seja, a dependência espacial varia conforme a granulometria do solo e a profundidade de coleta da amostra (ZANÃO FILHO et al., 2010).

Na Figura 8 estão apresentados os mapas temáticos da variabilidade espacial da fração granulométrica do solo. Percebe-se que pelo fato do teor médio dos

atributos areia e argila serem parecidos (Quadro 5), os dois mapas apresentaram classe predominante de 35 a 55%, salvo algumas manchas isoladas. O teor médio do silte foi baixo, com alto CV, em comparação a os outros dois atributos (Quadro 5).

Segundo Cherubin et al. (2015), quanto maior a malha amostral, maiores são os desvios e, conseqüentemente, os erros dos mapas temáticos gerados, sugerindo que para este estudo, seria necessário menor grade amostral para detectar maior variabilidade granulométrica do solo.

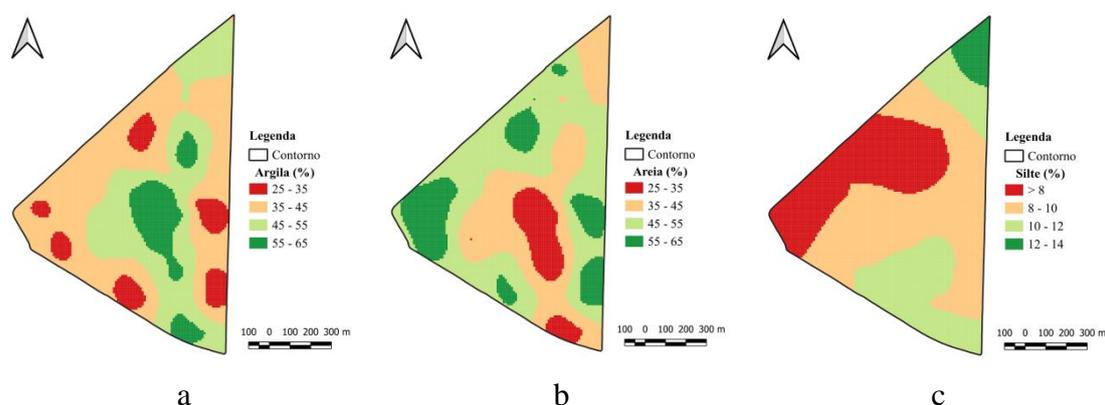


FIGURA 8. Mapas das frações granulométricas do solo areia (a), argila (b) e silte (c).

## 4.2 Produtividades da soja e do milho

### 4.2.1 Produtividade da soja

A análise descritiva da produtividade da cultura de soja, na safra 2017/2018 (Quadro 7), após a limpeza dos dados brutos, mostra média de 3.720,0 kg ha<sup>-1</sup> e mediana 3.724,3 kg ha<sup>-1</sup>, apresentando variação expressiva entre a produtividade mínima (2.557,3 kg ha<sup>-1</sup>) e máxima (4.001,5 kg ha<sup>-1</sup>), o que corresponde a amplitude de 1.444,25 kg ha<sup>-1</sup>. O fato de a média e a mediana apresentarem valores próximos indica distribuição simétrica da produtividade, o que resultou em um CV considerado baixo (10,3%), segundo classificação proposta por Pimentel-Gomes (1984).

Com esses resultados é possível observar a importância da limpeza dos dados brutos coletados pelos sensores da colhedora, uma vez que os erros encontrados nos dados brutos, como os valores extremos (máximo e mínimo) (Quadro 7), aumentam

os valores do CV, da curtose e da assimetria, comprometendo desta forma o resultado dos mapas e, conseqüentemente, a interpretação de tais informações.

QUADRO 7. Estatística descritiva para produtividade da cultura da soja das safras 2017/2018, 2018/2019 e 2019/2020 (kg ha<sup>-1</sup>).

Parâmetros	2017/2018		2018/2019		2019/2020	
	Dados Brutos (N 25.831)	Dados Limpos (N 22.001)	Dados Brutos (N 56.479)	Dados Limpos (N 50.612)	Dados Brutos (N 70.154)	Dados Limpos (N 49.806)
Média (kg h <sup>-1</sup> )	3.681,2	3.720,0	3.934,1	4.080,2	5.095,0	4.025,0
DP	1.512,8	382,3	777,7	403,0	118.309,0	478,0
Mediana (kg h <sup>-1</sup> )	3.691,5	3.724,3	4.070,0	4.103,0	3.843,0	4.049,0
Variância	2.288.696,8	146.145,3	604.880,3	162.396,3	13996972661	228.498,8
Mínimo (kg ha <sup>-1</sup> )	0,0	2.557,3	338,0	2.861,0	0,00	2.565,4
Máximo (kg ha <sup>-1</sup> )	4.9482,8	4.822,0	9.982,0	5.293,0	15.000.000,0	5.465,6
CV (%)	41,1	10,3	19,8	9,9	2.322,2	11,9
As	5,29	-0,05	-1,38	-0,32	83,32	-0,32
Curtose (k)	99,05	-0,07	8,02	0,28	7.883,12	0,45
RJ	0,788	1,0	0,898	0,996	0,080	0,995
Probabilidade	<0,01	0,051	<0,010	<0,010	<0,01	<0,01

\*: distribuição normal pelo teste de Ryan-Joiner (Similar a Shapiro-Wilk); ns: distribuição não significativa pelo teste de Ryan-Joiner (Similar a Shapiro-Wilk); CV.: coeficiente de variação; DP: desvio padrão; As: Assimetria; RJ: Ryan-Joiner.

A produtividade da soja, na safra 2018/2019, apresentam baixos DP e CV (Quadro 7). A filtragem dos dados permitiu que o coeficiente de curtose diminuísse, com valor mais próximo de zero, e o teste de normalidade (RJ) ficasse mais próximo de um, indicando comportamento normal dos dados. Já a assimetria apresentou aumento e, por ser negativa, mostrou que o alongamento da curva de distribuição dos dados é à esquerda.

Os dados brutos da colheita de soja, da safra 2019/20 (Quadro 7), apresentaram valores muito discrepantes, tendo 14.220 pontos com produtividade nula, além de dados na casa dos milhares. Esse fato fez com que os parâmetros da estatística descritiva apresentassem valores altos, com exceções da média e da mediana. O processo de filtragem dos dados excluiu cerca de 29% dos dados coletados pela colhedora. O desvio padrão apresentou decréscimo acentuado e quanto menor seu valor, maior a homogeneidade dos dados. Contudo, mesmo após essa limpeza, o CV foi considerado médio, segundo os critérios de Pimentel-Gomes (1984), mas com todas as outras avaliações com expressiva diminuição.

Santi et al. (2013) observaram que a filtragem alterou pouco a distribuição da produtividade no mapa interpolado, mas, que deve ser realizada sempre que se visa

analisar temporalmente a variabilidade produtiva da área. No caso deste estudo, a filtragem modificou totalmente o resultado final da espacialização da produtividade na área, corroborando com Maldaner et al. (2020) que afirmam que o principal objetivo na filtragem de erros espaciais é melhorar a interpolação por krigagem, e uma redução no efeito pepita geralmente indica melhoria na qualidade dos dados.

A média do município para a safra 2019/20 foi de 3.444,85 kg ha<sup>-1</sup> (FAMASUL, 2020), abaixo do valor da área do estudo (4.023,50 kg ha<sup>-1</sup>) (Quadro 7). Contudo, por mais que a mediana apresentou valor próximo ao da média, os valores dos extremos, mínimo e máximo, apresentaram uma grande amplitude, por causa da baixa produtividade localizada na região sul do talhão (Figura 9), o que justifica a classificação do CV.

A maior parte dos pontos excluídos, independentemente da cultura, ou da safra, ficou concentrada na bordadura do talhão. Nessas regiões, os erros nos dados são comuns por causa das manobras realizadas pela colhedora e pelo seu tempo de enchimento (SANTI et al., 2013; MENEGATTI e MOLIN, 2004).

Ao comparar a safra 17/18 com a 18/19, observa-se que o valor do CV diminuiu (Quadro 6). Tal fato é justificado pelo uso do piloto automático durante a colheita, com sinal corrigido e erro máximo de 15 cm. A partir da safra 18/19, esta tecnologia, além de minimizar os erros de largura de plataforma, eliminou erros de coordenadas geográficas.

O mapa de produtividade da cultura da soja, na safra 2017/18, na região norte do talhão, apresentou uma tendência de produção abaixo da média (Figura 9). Na região sul, em uma faixa, por um erro durante a colheita, não foram extraídos os dados de produtividade. Contudo, a produtividade desta área, mostrou-se homogênea em todas as regiões do talhão, similar à produtividade média do Estado no ano (3.593 kg ha<sup>-1</sup>) (CONAB, 2018).

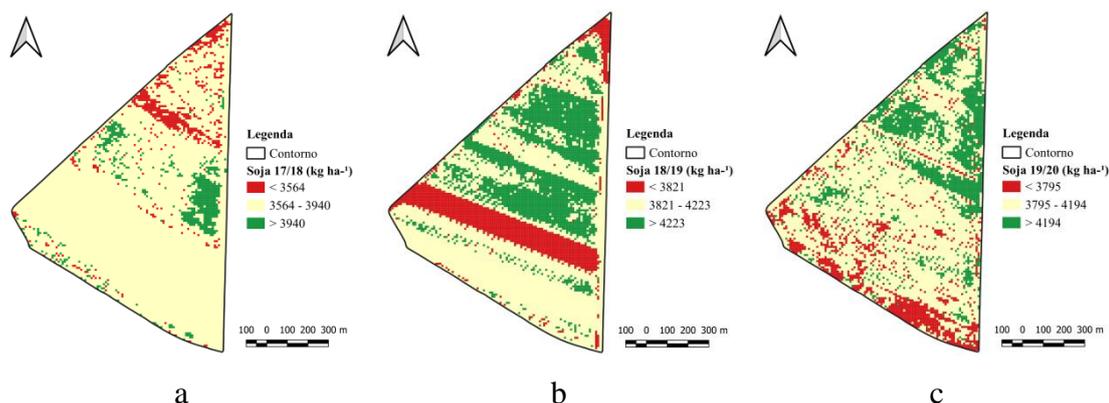


FIGURA 9. Mapa de produtividade de soja da safra 2017/2018 (a), 2018/2019 (b) e 2019/2020 (c), interpolado pelo método do inverso da distância.

O mapa da produtividade da soja, na safra 2018/19 (Figura 9), indicou que a região central-norte apresentou os maiores valores. Novamente, houve uma falha de coleta de dados, ocasionado por erro humano, porém, sua largura foi menor do que na safra anterior, comprometendo menos as informações contidas no mapa. De maneira geral, a produtividade da soja neste talhão foi muito superior ao da cidade de Ponta Porã ( $2.570,29 \text{ kg ha}^{-1}$ ) e do estado do Mato Grosso do Sul (FAMASUL, 2019a).

A safra 2019/20 (Figura 9), por não possuir falhas durante a coleta dos dados, mostrou que a área central e a região norte tendem a apresentarem produtividades acima da média, como foi observado também na safra 2018/19. Portanto, na safra 2017/18, pode-se pressupor que fatores externos acarretaram na queda de produtividade na região norte, como pela deriva de produto da propriedade canavieira ao lado, ou pela presença de plantas daninhas.

Os dados pluviométricos nos meses de dezembro até fevereiro, período mais crítico para a cultura, mostraram melhor distribuição da chuva na safra 19/20, contando com  $536,4 \text{ mm}$  ao total e 14 dias sem chuva em cada mês. A demanda hídrica no começo do cultivo é pequena e a disponibilidade de água no solo da região normalmente é baixa neste período (FIETZ et al., 2013). Na safra 17/18 houve a maior quantidade de chuva, totalizando  $791,5 \text{ mm}$  nos três meses. Apesar de no mês de dezembro ter sido contabilizado 21 dias sem chuva, houve mesmo assim acúmulo de  $205,4 \text{ mm}$  no período de 10 dias. No mês de janeiro, houve a maior média de chuvas,  $302,3 \text{ mm}$ , com apenas oito dias sem precipitação. Na safra 18/19, o mês de dezembro apresentou 22 dias sem chuva, com a menor média de precipitação ( $68,3$

mm). No total dos três meses, foram 51 dias sem a presença de chuva, com acúmulo de 495 mm. Portanto, percebe-se que o híbrido utilizado nas duas últimas safras, por mais que os dados pluviométricos tenham apresentado comportamentos distintos, tiveram bom desenvolvimento mesmo com menor disponibilidade de água, garantindo uma média de produtividade similar.

#### 4.2.2 Produtividade do milho

A análise descritiva da produtividade da cultura do milho, após a limpeza dos dados brutos, na safra 2018 (Quadro 8), apresentou distribuição normal dos dados de acordo com o teste de Ryan-Joiner (RJ), além de baixos valores de assimetria. As medidas de tendência central, média (3.666,9 kg ha<sup>-1</sup>) e mediana (3.680,0 kg ha<sup>-1</sup>), apresentaram valores próximos, indicando uma proximidade em relação à posição central. O CV foi considerado médio (20,5%) segundo classificação de Pimentel-Gomes (1984), decorrente da grande amplitude dos valores extremos, mínimo e máximo.

QUADRO 8. Estatística descritiva para produtividade da cultura de milho da safra 2018, 2019 e 2020.

Parâmetros	2018		2019		2020	
	Dados Brutos (N 76.878)	Dados Limpos (N 70.007)	Dados Brutos (N 56.991)	Dados Limpos (N 53.349)	Dados Brutos (N 56.659)	Dados Limpos (N 49.142)
Média (kg h <sup>-1</sup> )	3.585,1	3.666,9	6.309,3	6.162,5	4.933,9	5.597,5
DP	955,6	758,8	1.805,4	990,6	2.052,4	1.008,5
Mediana (kg h <sup>-1</sup> )	3.635,0	3.680,0	6.285,7	6.264,4	5.439,0	5.602,0
Variância	913.179,9	575.735,1	3.259.508,0	981.214,5	4.212.257,8	1.017.072,4
Mínimo (kg ha <sup>-1</sup> )	21,74	1.386,0	628,5	3.100,4	0,6	2.568,0
Máximo (kg ha <sup>-1</sup> )	24.900,0	5.945,0	30.975,0	9.193,2	9.985,0	8.624,0
CV (%)	26,60	20,49	28,62	16,07	41,60	18,07
As	1,50	-0,16	2,74	-0,49	-1,32	-0,06
Curtose (k)	35,9	2,80	23,45	0,38	1,17	0,18
RJ	0,870	0,999	0,884	0,991	0,911	0,999
Probabilidade	<0,01	0,042	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01

\*: distribuição normal pelo teste de Ryan-Joiner (Similar a Shapiro-Wilk); ns: distribuição não significativa pelo teste de Ryan-Joiner (Similar a Shapiro-Wilk); CV.: coeficiente de variação; DP: desvio padrão; As: Assimetria; RJ: Ryan-Joiner.

Os parâmetros das medidas de tendência central, média e mediana, são próximos, e As e k são próximos de zero (Quadro 8), isso mostra um padrão de distribuição simétrico dos dados limpos da produtividade da safra 2019. Contudo, a

curtose dos dados brutos apresentou valor muito alto (leptocúrtica), portanto, o processo de filtragem mostrou-se essencial mesmo quando não há muitos *outliers* nos dados coletados pela colhedora, como foi observado nas outras safras. Portanto, o pós-processamento de dados é uma etapa indispensável para eliminar erros (MALDANER e MOLIN, 2019).

Para Campo et al. (2005) altos valores de CV são justificados pela elevada variabilidade das amostras. A variabilidade obtida pela análise estatística descritiva dos dados de produtividade do milho, na safra 2020 (Quadro 8), em que o CV passou de muito alto ( $>30\%$ ) para médio ( $10\% < CV \leq 20$ ) após a filtragem dos dados, mostra que eliminar dados discrepantes homogeneiza os dados (PIMENTEL-GOMES, 1984), passando de uma média de 4.933,9 para 5.597,51 kg ha<sup>-1</sup> de produtividade. Por meio do teste de normalidade, observou-se que o dado de produtividade apresentou distribuição normal de probabilidade, a 5% de significância.

Os coeficientes de variação dos dados de produtividade da cultura do milho apresentaram valores maiores quando comparado à cultura da soja, isso, segundo Santi et al. (2013), pode ser justificado pelo alto potencial produtivo da cultura, o que causa maior amplitude nos valores.

O mapa de produtividade do milho, da safra 2018 (Figura 10), mostrou que a média foi homogênea em toda área, dentro da média da cultura para a região de Ponta Porã-MS (5.400 kg ha<sup>-1</sup>) nesta safra (RICHETTI et al., 2018), com pequenas manchas de alta produtividade ao norte da área. As médias alcançadas pelo município geralmente se destacam no estado em função das suas condições edafoclimáticas (RICHETTI et al., 2018).

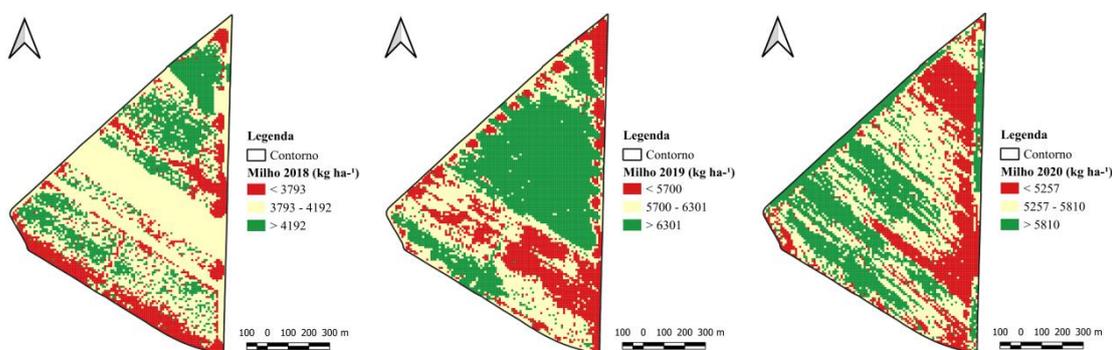


FIGURA 10. Mapa de produtividade da cultura do milho da safra 2018, 2019 e 2020 interpolado pelo método do inverso da distância.

O mapa de produtividade dos dados da colheita do milho, safra 2019, apresentaram três tendências bem definidas (Figura 10). A maior produtividade está concentrada na região central-norte, os valores médios estão observados na região sul, e nas bordaduras estão as menores produtividades. Os dados da bordadura, ao leste da área, foram condicionados por deriva de produto da área canavieira que fica localizado ao lado, contudo, do lado oeste, tais manchas foram decorrentes da filtragem utilizando o desvio padrão. A média da produtividade para o município, uma das maiores produtoras do estado, nesta mesma safra, foi de 5.133,57 kg ha<sup>-1</sup> (FAMASUL, 2019b), ou seja, a área estava dentro da estimativa para região.

Por meio do mapa temático da distribuição espacial da produtividade do milho (Figura 10), da safra 2020, observa-se que a bordadura ao leste da área apresentou baixa produtividade, ocasionado pela deriva de produto da área canavieira. Tal fato diminuiu a média total produzida na área, ou seja, percebe-se que seria necessária uma intervenção, como uma barreira de contenção utilizando árvores, para mitigar a influência dos tratos culturais da lavoura vizinha.

Chuvas regulares mantêm a umidade do solo, e isso durante o ciclo do milho safrinha cultivado sob sequeiro é essencial para não haver queda de produtividade (FLUMIGNAN et al., 2016). Contudo, foi observada a distribuição irregular das chuvas durante as safras.

No caso da safra 2018, a ocorrência de deficiências hídricas foi observada na fase mais crítica (fase intermediária). Esta fase é responsável por atingir o potencial produtivo da cultura, conseqüentemente, o déficit hídrico é prejudicial (FLUMIGNAN et al., 2016). A soma total, durante o ciclo chegou a quase 300 mm, com registro de apenas 90 mm na fase crítica. Este fato provavelmente acarretou a menor média de produtividade na área.

A safra 2019, a distribuição da soma de precipitação foi mais regular, contudo observam-se muitos dias sem a presença de chuva na fase crítica da cultura, variando de 19 a 27 dias. Aproximadamente, houve um total de 350 mm de chuva durante o ciclo da cultura, com apenas 160 mm na fase intermediária.

Na safra 2020, o volume total de chuva foi superior a todas as safras, com 500 mm, aproximadamente, na qual foi constatado na fase crítica um acúmulo de 300 mm, contudo, esse volume de chuva foi distribuído em apenas 21 dias, em quatro meses. Desta forma, percebe-se que a distribuição de chuvas, por mais que tenham

um volume considerável, ocorre de forma totalmente irregular, característico da região, acarretando quedas de produtividade.

Com isso, percebe-se que a safra 2020, por mais que apresentou maior disponibilidade de água para a cultura do milho, não atingiu maiores produtividades em comparação a safra 2019, por causa da influência dos tratos culturais da lavoura canavieira constatada na área, que prejudicou a média da área.

Portanto, é esperado que os níveis de produtividade do milho safrinha continuem oscilando em todos os anos por causa da variabilidade das chuvas e do consequente déficit hídrico (FLUMIGNAN et al., 2016). Estudando o efeito da precipitação na cultura do algodão, Baio et al. (2019b) encontraram resultados em que sua influência sobre o rendimento foi determinado pelo estágio fenológico da cultura e do tipo de solo, relatando ainda que alto volume de chuvas no início do ciclo de cultivo aumentou a variabilidade da altura das plantas, prejudicando a produtividade da fibra do algodão.

A coleta de dados de produtividade, no sistema de sucessão, por três anos consecutivos, na mesma área, apresentou diferenças nos valores encontrados em todos os mapas. Isso indica, segundo Carvalho et al. (2002), que as variabilidades espacial e temporal exercem influência nos mapas de produtividade.

### **4.3 Índice de vegetação de diferença normalizada (NDVI)**

Os resultados referentes à análise estatística descritiva dos índices de vegetação das safras 2017/18 até 2019/20, das culturas de soja e milho, na área de estudo, podem ser observados nos valores mínimo e máximo, média, amplitude, variância, desvio padrão e coeficiente de variação (Quadro 9).

A classe analisada de NDVI apresentou a maior amplitude na safra 2019/20 da soja, com valores entre 0,11 a 0,93, com média de 0,79 e desvio-padrão de 0,13 e maior coeficiente de variação (16%) (Quadro 9).

Os valores obtidos do NDVI, nas outras safras analisadas (Quadro 9), de acordo com o coeficiente de variação, apresentaram baixa variabilidade (PIMENTEL-GOMES, 1985). O coeficiente de variação maior que 35%, segundo

Vanni (1998), mostra a heterogeneidade dos dados. Observa-se então que a série de dados de NDVI é homogênea, em todas as safras, para as duas culturas.

QUADRO 9. Estatística descritiva do NDVI das culturas de soja e milho para todas as safras.

NDVI	Mínimo	Máximo	Média	Amplitude	Variância	Desvio Padrão	CV(%)
IVM18	0,095	0,82	0,73	0,73	0,0053	0,073	10,00
IVM19	0,13	0,85	0,79	0,72	0,0049	0,070	8,80
IVM20	0,11	0,87	0,77	0,76	0,0068	0,082	10,70
IVS1718	0,38	0,88	0,86	0,51	0,0022	0,047	5,50
IVS1819	0,20	0,92	0,85	0,72	0,0074	0,086	10,10
IVS1920	0,11	0,93	0,79	0,81	0,0161	0,127	16,00

CV: coeficiente de variação; IVM18: NDVI da safra de 2018 na cultura do milho; IVM19: NDVI da safra de 2019 na cultura do milho; IVM20: NDVI da safra de 2020 na cultura do milho; IVS1718: NDVI da safra de 2017/2018 na cultura da soja; IVS1819: NDVI da safra de 2018/2019 na cultura da soja; IVS1920: NDVI da safra de 2019/2020 na cultura da soja.

Para identificar o desempenho das plantas no campo, a agricultura de precisão se baseia no mapeamento da produtividade da lavoura, na reflectância das plantas e em imagens aéreas ou de satélites que representem o vigor, a produção de biomassa, o estado nutricional e a sanidade vegetal durante o ciclo da cultura (SCHWALBERT et al., 2014). Assim, o uso das imagens adquiridas do Sentinel-2 possibilitou a detecção de regiões com diferentes níveis de produtividade em algumas safras.

Para a cultura da soja houve maior restrição em relação à disponibilidade das imagens adquiridas do satélite em comparação ao milho pela presença de nuvens neste período, somado a isso houve outra dificuldade relacionada à alta saturação do índice NDVI, conforme observado na safra 2017/18 e 2018/19 (Figura 11) (HABOUDANE et al., 2004). Na safra de soja 2019/20 apenas uma imagem pôde ser utilizada para extração dos dados para determinar o NDVI, contudo tal data está dentro do período recomendado. Segundo Venteris et al. (2015), as análises dos dados de NDVI podem ser imprecisas devido à interferência de diversos fatores, com destaque para a data de aquisição da imagem e sua associação com a fase fenológica da cultura.

O NDVI aumenta com o incremento da biomassa até o valor de saturação deste IV, representando o máximo acúmulo de biomassa com mínima interferência dos elementos da superfície do solo (GROHS et al., 2009). Ressalta-se que uma

imagem de um mesmo sensor, mas em outra data pode influenciar com resultados diferentes da análise (ZANZARINI et al., 2013).

Os valores do NDVI estão dentro de um intervalo de valores entre -1 e +1 e uma característica deste índice é sua rápida saturação, tornando-o insensível ao aumento da biomassa vegetal a partir de determinado estágio de desenvolvimento, ou seja, o índice estabiliza em um patamar apresentando um mesmo valor mesmo com o aumento da densidade do dossel (ZANZARINI et al., 2013).

Na safra 19/20 da soja (Figura 11) fica evidente que variabilidade do índice em todo o talhão foi próxima à produtividade da área (Figura 9), mostrando a correlação entre o índice e a produtividade. Índices de vegetação apresentaram distribuição espacial semelhante à distribuição espacial das variáveis agrônômicas na lavoura (MARIN et al., 2019).

Os valores de NDVI observado na bordadura do talhão, para as duas culturas (Figuras 11 e 12), mostram que a vegetação nesta área era menor em comparação a outros pontos da parcela devido a problemas característicos dessa região, assim como relatado no trabalho de Zanella et al. (2018).

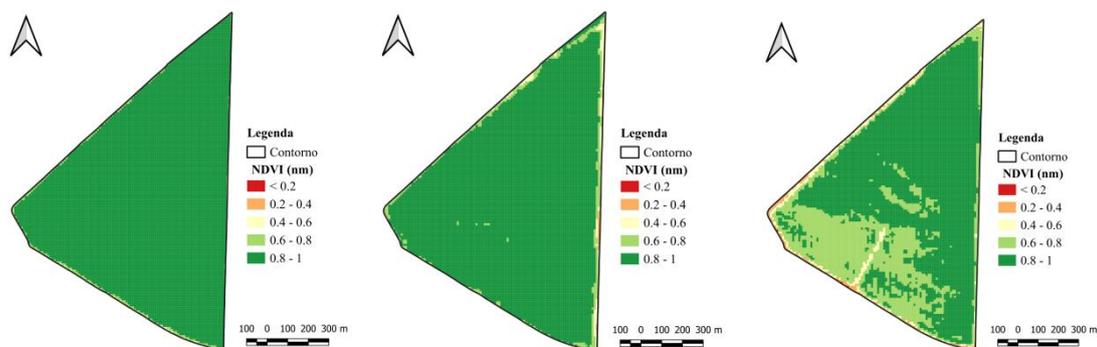


FIGURA 11. Mapa de NDVI da cultura da soja da safra 2017/2018, 2018/2019 e 2019/2020, respectivamente.

O NDVI é um importante parâmetro para estimar o potencial produtivo da cultura do milho (UEBEL, 2015). No mapa do NDVI do milho (Figura 12), da safra 2019 e 2020, é possível notar que as manchas presentes condizem com as observadas do mapa de produtividade (Figura 10). Já na safra 2018, o NDVI representado não coincidiu com a variabilidade do mapa de produtividade. Este índice apresenta boa aplicabilidade, contudo apresenta certas limitações quando há moderado ou alto

índice de área foliar e alta absorção das clorofilas, o que prejudica a sensibilidade da banda do vermelho (NGUY-ROBERTSON et al., 2012).

Vian et al. (2018) observou que diferentes áreas e/ou regiões de produtividade de milho podem ser identificadas por meio do NDVI. Segundo Formaggio e Sanches (2017), o NDVI é o índice de vegetação mais utilizado para calcular o vigor físico das culturas.

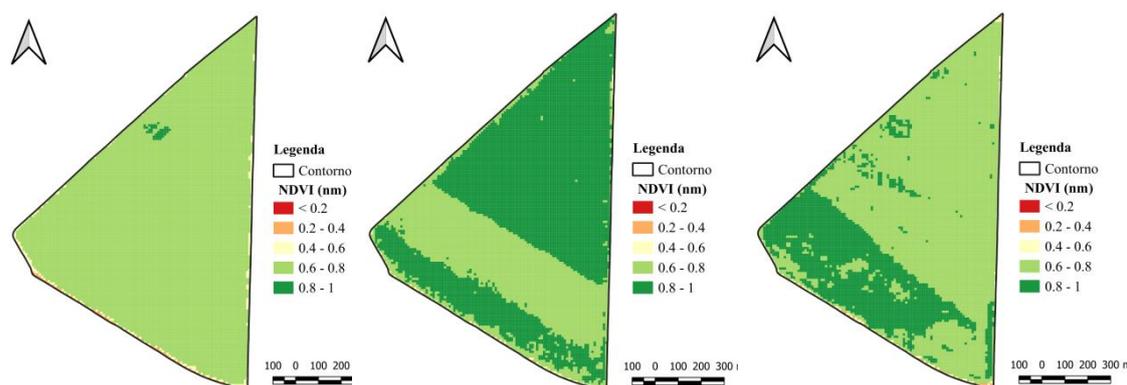


FIGURA 12. Mapa de NDVI da cultura do milho da safra 2018, 2019 e 2020, respectivamente.

Trindade et al. (2019) observaram que com o desenvolvimento da cultura, as correlações do NDVI com a produtividade ocorrem em estádios específicos do ciclo, uma vez que a superfície de fundo passa a ter menos efeito sobre o índice e a biomassa da parte aérea passa a ser fator determinante da magnitude desse índice. Segundo Borghi et al. (2016), a densidade de plantas de milho influencia o índice de vegetação apenas no estágio V4, e no estágio fenológico V9 no trabalho de Carvalho et al. (2019). Já os picos de NDVI na cultura da soja foram observados nos estádios R3 e R4 no trabalho de Silva et al. (2015) e Trindade et al. (2019). O índice de vegetação Red Edge medido aos 53 e 91 dias após a emergência foi capaz de prever a produtividade na cultura do algodoeiro (BAIO et al., 2019a).

Mapas de NDVI obtidos a partir das imagens de satélite permitem identificar possíveis variações na biomassa vegetal que, aliados a atributos meteorológicos, podem se tornar indicativos para valores espacialmente diferenciados de produtividade da área, segundo Speranza et al. (2018). Assim como Lopes et al. (2011) que relataram existência de uma relação direta da densidade da vegetação da cana-de-açúcar com o NDVI.

O índice NDVI foi capaz de identificar diferentes produtividades na cultura da soja no estudo de Da Silva et al. (2020), onde nas regiões com os maiores valores do índice pode-se obter as maiores produtividades observadas no campo, proporcionando uma vantagem na gestão da propriedade.

Marin et al. (2019) também relatam o potencial dos índices de vegetação derivados de imagens de satélite na identificação e mapeamento do estresse causado por variáveis ambientais bióticas e abióticas na cultura do café. Essas informações permitem um gerenciamento mais eficiente do cultivo, garantindo maior sustentabilidade da atividade pelo uso racional de fertilizantes e de produtos fitossanitários.

A alta frequência de imagens e a confiabilidade em relação aos dados derivados de imagens de satélite ao longo de ciclo fenológico das culturas proporciona a aplicabilidade destas informações no monitoramento das lavouras agrícolas (FILGUEIRAS et al., 2019).

#### **4.4 Correlações NDVI x Produtividade x Atributos do solo**

A análise de correlação (Quadro 10) objetiva mostrar o grau ou a força de relação entre as variáveis do estudo, ou seja, suas inter-relações, uma vez que no campo isolar um fator para correlacionar com outras variáveis é complexo.

QUADRO 10. Matriz de correlação para produtividade da soja e do milho, atributos texturais e químicos do solo, índice de vegetação NDVI e relevo.

	M18	M19	M20	S1718	S1819	S1920	Rel.	pH	H+Al	MO	V	P
M19	0,14**											
M20	0,06**	0,01										
S1718	-0,22**	-0,00	0,01									
S1819	0,14**	0,49**	-0,05**	-0,02*								
S1920	0,21**	0,16**	-0,05**	-0,08**	0,14**							
Rel	0,35**	0,25**	0,12**	-0,18**	0,2**	0,39**						
pH	0,22**	0,42**	0,12**	-0,19**	0,28**	0,42**	0,73**					
H+Al	-0,19**	-0,33**	-0,28**	0,11**	-0,2**	-0,28**	-0,68**	-0,87**				
MO	-0,15**	0,12**	-0,35**	0,2**	0,21**	0,12**	-0,20**	-0,17**	0,41**			
V	0,17**	0,33**	0,3**	-0,11**	0,19**	0,25**	0,60**	0,87**	-0,9**	-0,32**		
P	0,32**	0,15**	-0,21**	-0,32**	0,19**	0,39**	0,48**	0,4**	-0,16**	0,17**	0,06**	
Ca	-0,17**	0,03**	-0,13**	0,01	0,19**	-0,06**	-0,46**	-0,13**	0,28**	0,59**	-0,03**	-0,08**
Mg	-0,04**	0,14**	0,01	0,01	0,25**	0,02*	-0,03**	0,1**	0,03**	0,4**	0,15**	-0,04**
K	-0,25**	-0,32**	-0,18**	0,15**	-0,1**	-0,3**	-0,68**	-0,74**	0,81**	0,51**	-0,67**	-0,27**
CTC	-0,21**	-0,18**	-0,26**	0,05**	0,04**	-0,21**	-0,69**	-0,64**	0,76**	0,62**	-0,69**	-0,07**
Are.	0,05**	0,1**	-0,00	0,09**	0,05**	0,1**	0,15**	0,07**	0,05**	-0,13**	-0,04**	-0,12**
Arg.	0,02*	0,00	0,00	-0,11**	0,00	-0,08**	-0,06**	0,01	-0,11**	0,16**	0,07**	0,19**
Sil.	-0,05**	-0,37**	-0,29**	-0,18**	-0,2**	-0,00	-0,41**	-0,23**	0,35**	0,09**	-0,29**	0,31**
IVM18	0,36**	0,14**	0,03**	-0,06**	0,1**	0,12**	0,26**	0,17**	-0,18**	-0,02	0,21**	0,14**
IVM19	0,23**	0,31**	-0,02*	-0,04**	0,3**	0,17**	0,31**	0,31**	-0,23**	0,1**	0,22**	0,26**
IVM20	0,2**	0,04**	0,22**	0,02	-0,00	0,04**	0,15**	0,06**	-0,10**	-0,15**	0,15**	-0,08**
IVS1	0,25**	0,06**	-0,00	-0,00	0,05**	0,16**	0,25**	0,19**	-0,16**	0,02**	0,17**	0,16**
IVS2	0,16**	0,25**	-0,09**	-0,01	0,16**	0,018	0,14**	0,10**	-0,13**	-0,06**	0,18**	0,01
IVS3	0,27**	0,22**	-0,2**	-0,00	0,25**	0,33**	0,28**	0,24**	-0,13**	0,26**	0,13**	0,31**

Continua...

QUADRO 10. Matriz de correlação para produtividade da soja e milho, atributos texturais e químicos do solo, índice de vegetação NDVI e relevo.

	Ca	Mg	K	CTC	Are.	Arg.	Sil.	IVM18	IVM19	IVM20	IVS1	IVS2
Mg	0,46**											
K	0,60**	0,32**										
CTC	0,71**	0,28**	0,88**									
Are.	-0,36**	-0,06**	-0,09**	-0,22**								
Arg.	0,33**	0,09**	0,05**	0,2**	-0,92**							
Sil.	0,39**	-0,12**	0,32**	0,42**	-0,38**	0,19**						
IVM18	-0,01	-0,00	-0,17**	-0,16**	-0,1**	0,13**	-0,06**					
IVM19	-0,00	0,06**	-0,22**	-0,14**	0,05**	0,01	-0,09**	0,75**				
IVM20	-0,11**	-0,04**	-0,14**	-0,18**	0,1**	-0,07**	-0,19**	0,75**	0,70**			
IVS1	-0,07**	-0,05**	-0,21**	-0,18**	-0,04**	0,06**	-0,02	0,85**	0,82**	0,79**		
IVS2	0,034**	-0,00	-0,13**	-0,13**	-0,09**	0,14**	-0,16**	0,6**	0,46**	0,53**	0,44**	
IVS3	0,087**	0,090**	-0,14**	-0,03**	-0,04**	0,06**	-0,01	0,74**	0,71**	0,55**	0,71**	0,54**

IVM18: NDVI da safra de 2018 na cultura do milho; IVM19: NDVI da safra de 2019 na cultura do milho; IVM20: NDVI da safra de 2020 na cultura do milho; IVS1: NDVI da safra de 2017/2018 na cultura da soja; IVS2: NDVI da safra de 2018/2019 na cultura da soja; IVS3: NDVI da safra de 2019/2020 na cultura da soja.

Analisando produtividade versus o índice de vegetação (Quadro 10), as correlações foram positivas e significativas para todos os NDVIs, apresentando variação de 16 a 36%, com exceção para a soja safra 2017/18. A perda de dados em

uma área grande do talhão associado a poucas disponibilidades de imagens de satélite, pela presença de nuvens, pode ter contribuído para a falta de correlação nesta safra. Ainda, a época de aquisição da imagem influencia nos resultados, como no período fenológico avançado, resultando em plantas com maior presença de matéria seca. Isso é constatado no estudo de Amado et al. (2017) que avaliou o NDVI na cultura do milho e obteve melhores resultados em V8 com  $R^2 = 0,76$ .

Portanto, o índice NDVI, utilizando as imagens adquiridas do satélite Sentinel-2, foi eficiente na correlação com as produtividades das culturas do milho e da soja, corroborando com os resultados encontrados por Amaral et al. (2015) e Trindade et al. (2019). Speranza et al. (2018) também encontraram correlação espacial entre mapas de NDVI obtidos a partir de imagens de boa resolução, indicando que esse tipo de mapa poderia ser utilizado para identificar a variabilidade espacial da lavoura e, conseqüentemente, tem grande potencial de aplicação em diferentes atividades de AP.

O relevo apresentou correlação com todas as variáveis estudadas (Quadro 8), sendo que a maioria foi positiva, dando ideia do quanto a declividade do terreno reflete na dinâmica do solo, como no escoamento de água e lixiviação dos nutrientes, conseqüentemente na produtividade da cultura da soja e do milho, corroborando com Kumhalova e Moudry (2014), detectado pelo índice de vegetação NDVI.

Baixa produtividade na área mais baixa do talhão, dependendo do regime de precipitação intenso, pode ocorrer pelo excesso de água no solo. Contudo, com chuvas bem distribuídas as condições de desenvolvimento da planta neste local se tornam mais propícias por causa da maior disponibilidade hídrica e fertilidade deste solo, sendo esta também uma característica do teor de argila, segundo Zanella et al. (2018), que pode ser um importante indicador de fatores que afetam a produtividade devido sua correlação com retenção de água no solo e fertilidade.

Outro atributo que se destacou pelos altos valores de correlação com a produtividade e NDVI foi o fósforo (Quadro 10). Este elemento, bem como a argila, teve correlação espacial no estudo de Zanzarini et al. (2013).

Neste estudo houve uma relação positiva do pH com o NDVI, em todas as safras, nas duas culturas, além de todas as produtividades, com exceção a soja 2017/18 (S1718), diferente do resultado do encontrado por Zanzarini et al. (2013) em que o pH não apresentou correlação espacial com o índice de vegetação. Já no estudo

de Baio et al. (2020), com a cultura do algodão, as variáveis que apresentaram maior correlação com a produção foram pH, fósforo e índice de vegetação da borda vermelha aos 53 DAE.

O parâmetro que teve correlação negativa com a produtividade foi H + Al, o que mostra a sensibilidade das duas culturas, soja e milho, à presença desses elementos no solo. Segundo Amado e Santi (2007) a cultura de milho é mais sensível a qualidade de solo comparado a outras culturas, como a soja e o trigo.

Os componentes granulométricos do solo (areia, silte e argila) apresentaram de modo geral, fraca correlação, salvo algumas variáveis com o silte, como o P e a produtividade de milho na safra 2019 (M19). Contudo, vale ressaltar que a areia apresentou correlação negativa com os atributos MO, V, P, Ca, Mg, K e CTC, enquanto a argila, com essas mesmas propriedades, foram positivas.

A imagem de satélite em relação ao NDVI apresenta boa aplicação para observar a variabilidade espacial dos atributos estudados, segundo Zanzarini et al. (2013). As análises espaciais, representando o comportamento do solo, são importantes no planejamento de ações de manejo, tendo praticidade pelo fato de avaliar de locais não amostrados (FERRARI et al., 2018).

De forma geral, percebe-se que a maioria das correlações da matriz foram significativas (Quadro 10), contudo os valores foram baixos, corroborando com os resultados encontrados por Rosa Filho et al. (2009) na cultura da soja e Souza et al. (2010) na cultura da cana-de-açúcar. Essa baixa correlação da produtividade de culturas com os atributos do solo é um gargalo na implantação da AP (VIEIRA e MOLIN, 2001).

#### **4.5 Zonas de manejo**

Delimitar as zonas de manejo é crítico para o sucesso da agricultura de precisão, sendo que este processo envolve a escolha das variáveis que serão utilizadas e sua análise da variabilidade espacial (ZANELLA et al., 2019).

Foram testados duas, três e quatro zonas de manejo, geradas pelo método de agrupamento fuzzy c-means, e o melhor resultado foram com três zonas, conforme mostra o Quadro 12, no qual se encontram os menores valores.

QUADRO 11. Índice de desempenho fuzziness (FPI) e entropia de partição modificada (MPE), para os diferentes números de zonas de manejo utilizando mapas de produtividade da soja e milho, argila, areia, silte, relevo e NDVI.

k	FPI	NCE
2	0,246	0,088
3	0,185	0,088
4	0,199	0,115

k: número de zonas; FPI: índice de desempenho fuzziness; NCE: entropia de partição modificada.

Contudo, percebe-se que quando são espacializada as três zonas (Figura 13), a terceira zona é observada apenas na bordadura do talhão, isso leva a conclusão de que esta área do talhão influenciou de forma negativa na delimitação das zonas de manejo na área do estudo.

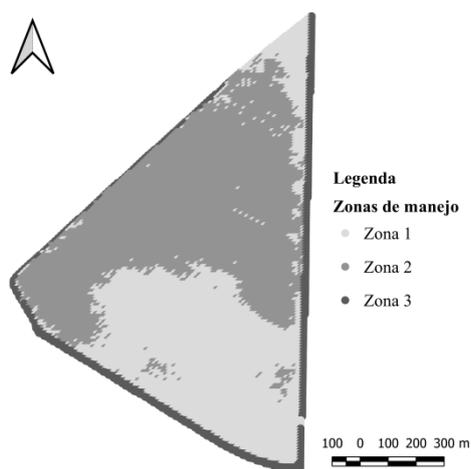


Figura 13. Três zonas de manejo delineadas utilizando os mapas de produtividade da soja e milho, argila, areia, silte, relevo e NDVI.

Diante desta constatação, decidiu-se por delimitar o talhão em duas zonas, uma vez que as condições para as plantas, na área de bordadura, sempre serão afetadas por fatores externos (Figura 14). Os melhores resultados encontrados por Bazzi et al. (2015) também foram registrados quando a área foi dividida em duas zonas, com dados de argila, altitude e produtividade. A subdivisão da parcela em duas classes de manejo usando índices de vegetação, Zanella et al. (2019) encontraram áreas com teores semelhantes de argila do solo.

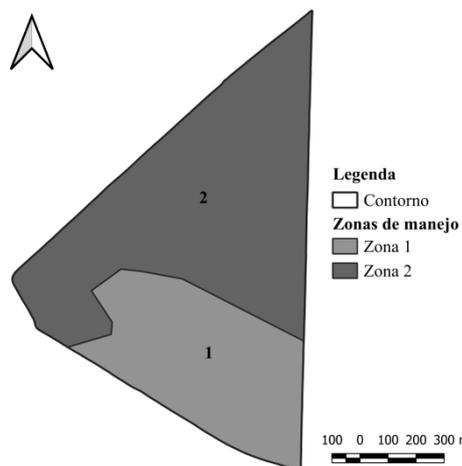


Figura 14. Zonas de manejo delineadas utilizando os mapas de produtividade da soja e milho, argila, areia, silte, relevo e NDVI.

Os atributos de solo (condutividade elétrica), de topografia (declividade) e de planta (índice de vigor e produtividade de grãos) são eficientes indicadores para a delimitação de zonas de manejo (SCHWALBERT et al., 2014). Desta forma, subdividir a área em diferentes zonas que têm condições de paisagem e atributos do solo relativamente semelhantes podem ser usados para a aplicação de fertilizantes de taxa variável direta (NAWAR et al., 2017).

A altitude possui um expressivo potencial para interpretar os mapas de produtividade de cana-de-açúcar, auxiliando a AP, mostrando-se uma ferramenta adequada para o estudo de definição de zonas de manejo (SOUZA et al., 2010). O relevo, conforme a correlação com os outros atributos encontrada neste estudo, foi uma informação importante para delimitar as zonas.

Por mais que a fertilidade do solo não tenha sido utilizada para delimitar as zonas, pode-se deduzir que a quantidade de zonas identificadas na área pode ser resultado da adequada disponibilidade e homogeneidade dos atributos químicos do solo, observados nos mapas da Figura 7, o que acabou condicionando, de forma geral, adequada condição nutricional às plantas.

Em questão de capacidade operacional e tomada de decisões, quanto maior a subdivisão da lavoura, maior a dificuldade na implementação de práticas de manejo da cultura (ZANELLA et al., 2019). O mapa com quatro zonas de manejo teve a melhor representação no trabalho de Baio et al. (2020), sendo o mais indicado no

manejo de aplicações de insumos agrícolas em taxas variáveis com o objetivo de aumentar a produtividade do algodão no Cerrado brasileiro.

A região central da área de cultivo deste estudo (Figura 14) apresentou menor variação de produtividade ao longo do tempo, com a maior produtividade das culturas. O oposto foi encontrado na região sul do talhão, portanto esta área demanda maior investigação e interferência no manejo para elevar sua produtividade ao mesmo tempo em que se procura homogeneizar esta área. Além disso, estratégias como mencionado por Molin e Anselmi (2015), em que sugerem uma alternativa de incrementar a produtividade por meio do gerenciamento da população de plantas da cultura do milho, visando a minimizar riscos em locais mais propensos a intempéries, sendo uma estratégia promissora no cultivo de milho de segunda safra, em regiões onde o limitante é a água disponível no solo.

As zonas de manejo com propriedades de solo e concentração de nutrientes distintos podem ser usados para a estratégia de amostragem de solo e manejo específico de elementos de fertilidade do solo (SHUKLA et al., 2018).

Contudo, apesar de os dados coletados por meio das análises numéricas e softwares terem sido eficientes na delimitação das zonas de manejo, as tomadas de decisões para refinar estes delineamentos e explicar o que influencia no resultado final do estudo necessita do conhecimento de campo e de informações dos agricultores, conforme relatado Martínez-Casanova et al. (2018), que destacaram a importância de conhecer as relações solo-paisagem e/ou condições de drenagem da área.

## 5 CONCLUSÕES

Todas as variáveis dos atributos químicos do solo possuem grau de dependência espacial forte ou moderado, com exceção ao Mg.

As produtividades da soja e do milho apresentaram correlação positiva com o índice NDVI.

Foi possível identificar região com baixa variabilidade espacial e temporal por meio de mapas de produtividade, NDVI que deram origem às zonas de manejo, contudo, o NDVI apresentou-se limitado por causa da presença de nuvens que prejudicou a coleta de imagens.

O uso combinado de dados de solo, planta e relevo permitem a geração de zonas de manejo, sendo para a área de estudo o número de 2 zonas, adequadas para o manejo.

## 6 REFERÊNCIAS

ALCÂNTARA, G.R de. **Variabilidade espacial e temporal da produtividade de milho e soja e sua relação com os atributos do solo**. 2015. 82 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa. 2015.

ALVES, S.M. de F.; ALCÂNTARA, G.R. de; REIS, E.F. dos; QUEIROZ, D.M. de; VALENTE, MAGALHÃES, D.S. Definição de zonas de manejo a partir de mapas de condutividade elétrica e matéria orgânica. **Bioscience Journal**, v.29, n.1, p.104-114, 2013.

AGÊNCIA ESPACIAL EUROPEIA (ESA). Sentinel Hub. [2021]. Disponível em: <<https://www.sentinel-hub.com/explore/eobrowser>>. Acesso em: 30 Jan. 2021.

AMADO, T.J.C.; SANTI, A.L. Agricultura de precisão aplicada ao aprimoramento do manejo do solo. In: FIORIN, J. E. ed. **Manejo da fertilidade do solo no sistema plantio direto**. Passo Fundo, Berthier, 2007. p.99-144.

AMADO, T.J.C.; VILLALBA, E.O.H.; BORTOLOTTI, R.P.; NORA, D.D.; BRAGAGNOLO, J.; LEÓN, E.A.B. Yield and nutritional efficiency of corn in response to rates and splits of nitrogen fertilization. **Revista Ceres**, v.64, n.4, p.351-359, 2017.

AMARAL, L.R.; MOLIN, J.P.; PORTZ, G.; FINAZZI, F.B.; CORTINOVE, L. Comparison of crop canopy reflectance sensors used to identify sugarcane biomass and nitrogen status. **Precision Agriculture**, v.16, n.1, p.15-28, 2015.

ANDRADE, M.; MORAIS, M.; MUNHÃO, E; PIMENTA, P. Controle de custos na agricultura: um estudo sobre a rentabilidade na cultura da soja. XVIII Congresso Brasileiro de Custos – Rio de Janeiro - RJ, Brasil, 07 a 09 de novembro de 2011 Disponível em: <<https://anaiscbc.emnuvens.com.br/anais/article/view/529/529>>. Acesso em: 16 dez. 2020.

ARAÚJO, J.C.; VETTORAZZI, C.A.; MOLIN, J.P. Estimativa da produtividade e determinação de zonas de manejo, em culturas de grãos, por meio de videografia aérea multiespectral. **Acta Scientiarum**. Agronomy, v.27, p.437-447, 2004.

ARTUZO, F.D.; JANDREY, W.F.; CASARIN, F.; MACHADO, J.A.D. Tomada de decisão a partir da análise econômica de viabilidade: Estudo de caso no dimensionamento de máquinas agrícolas. **Custos e agronegócio online**, v.11, n.3, 183-205, 2015.

ARTUZO, F.D.; FOGUESATTO, C.R.; SOUZA, Â.R.L. DE; SILVA, L.X. da. Gestão de custos na produção de milho e soja. **Revista Brasileira de Gestão de Negócios**, v.20, n.2, p.273-294, 2018.

BAIO, F.H.R.; DA SILVA, E.E.; MARTINS, P.H.A.; DA SILVA JUNIOR, C.A.; Teodoro, P.E. In situ remote sensing as a strategy to predict cotton seed yield. **Bioscience Journal**, v.35, n.6, 2019a.

BAIO, F.H.R.; NEVES, D.C.; CAMPOS, C.N. da S.; TEODORO, P.E. Relationship between cotton productivity and variability of NDVI obtained by landsat images. **Bioscience Journal**, v.34, n.6, 2018.

BAIO, F.H.R.; NEVES, D.C.; TEODORO, P.E. Soil chemical attributes, soil type, and rainfall effects on normalized difference vegetation index and cotton fiber yield variability. **Agronomy Journal**, v.111, n.6, p.2910-2919, 2019b.

BAIO, F.H.R.; DA SILVA FARAUN, R.; TEODORO, P.E.; DA SILVA, A.F.; NEVES, D.C.; DE AZEVEDO, G. B. Correlations and Principal Components Analysis for Defining Management Zones in Cotton. **Brazilian Journal of Development**, v.6, n.2, p.7393-7407, 2020.

BASSOI, L.H.; INAMASU, R.Y.; BERNARDI, A.D.C.; VAZ, C.M.P.; SPERANZA, E.A.; CRUVINEL, P.E. (2019). Agricultura de precisão e agricultura

digital. In: **TECCOGS – Revista Digital de Tecnologias Cognitivas**, n.20, jul./dez. 2019, p.17-36.

BAZZI, C.L.; SOUZA, E.G. de; KONOPATZKI, M.R.; NÓBREGA, L.H.P.; URIBE-OPAZO, M.A.U. Management zones applied to pear orchard. **International Journal of Food Agriculture and Environment**, v.13, n.1, p.86-92, 2015.

BERNARDI, A.C.C.; ANDRADE, R.G.; GREGO, C.R.; INAMASU, R.Y.; RABELLO, L.M. Variabilidade espacial de parâmetros físico-químicas do solo e biofísicos de superfície em cultivo do sorgo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.18, p.623-630, 2014.

BERNARDI, A.C.C.; INAMASU, R.Y. Adoção da agricultura de precisão no Brasil. In: BERNARDI, A.C.C.; NAIME, J.M.; RESENDE, A.V.; BASSOI, L.H.; INAMASU, R.Y. (Ed.). Agricultura de precisão: resultados de um novo olhar. Brasília, DF: Embrapa, 2014. p.559-577.

BERNARDI, A.C.C.; MACHADO, P.L.O.A.; SILVA, C.A. Fertilidade do solo e demanda por nutrientes no Brasil. In: MANZATTO, C. M.; FREITAS JÚNIOR, E.; PERES, J. R. R. Uso agrícola dos solos brasileiros. Rio de Janeiro: Embrapa Solos. 2002. p.61-77.

BERNARDI, A.C. de C.; TUPY, O.; SANTOS, K.E.L.; MAZZUCO, G.G.; BETTIOL, G.M.; RABELLO, L.M.; INAMASU, R.Y. Mapeamento de produtividade, retorno econômico, condutividade elétrica do solo e zonas de manejo de milho irrigado para silagem. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.53, n.12, p.1289-1298, 2018.

BERNARDI, A.D.C.; LAURENTI, N., BETTIOL, G.M.; DE OLIVEIRA, P.P.A.; ALVES, T.C.; PEDROSO, A.D.F.; PEZZOPANE, R.M. Otimização do uso de insumos em sistema de integração lavoura-pecuária-floresta com ferramentas de agricultura de precisão. **Revista Brasileira de Engenharia de Biosistemas**, v.13, n.4, p.290-300, 2019.

BERNARDI, A.C. de C.; BETTIOL, G.M.; GREGO, C.R.; ANDRADE, R.G.; RABELLO, L.M.; INAMASU, R.Y. Ferramentas de agricultura de precisão como auxílio ao manejo da fertilidade do solo. **Cadernos de Ciência e Tecnologia**, v.32, n.1/2, p.205-221, 2015.

BETZED, N.M. **Módulos computacionais de análise geoestatística e retificação de zonas de manejo**. 2017. 100f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascavel, 2017. Disponível em: <[http://tede.unioeste.br/bitstream/tede/3082/2/Nelson\\_Betzek2017.pdf](http://tede.unioeste.br/bitstream/tede/3082/2/Nelson_Betzek2017.pdf)>. Acesso em: 18 fev. 2021.

BOUYOUCOS, G.J. Hydrometer method improved for making particle size analysis of soils. **Agronomy Journal**, v.54, n.5, p.464-465, 1962.

BORLACHENCO, N.G.C.; GONÇALVES, A.B. Expansão agrícola: Elaboração de indicadores de sustentabilidade nas cadeias produtivas de Mato Grosso do Sul. **Interações**, v.18, n.1, 119-128, 2017.

BORSSOI, J.A.; DE BASTIANI, F.; URIBE-OPAZO, M.A.; GALEA, M. Local influence of explanatory variables in Gaussian spatial linear models. **The Chilean Journal of Statistics**, v.2, n.2, p.29-38, 2011a.

BORSSOI, J.A.; URIBE-OPAZO, M.A.; GALEA, M. Técnicas de diagnóstico de influência local na análise espacial da produtividade da soja. **Engenharia Agrícola**, v.31, n.2, p.376-387, 2011b.

BRAMLEY, R.G.V. Lessons from nearly 20 years of precision Agriculture research, development, and adoption as a guide to its appropriate application. **Crop & Pasture Science**, v.60, p.197-217, 2009.

BREDEMEIER, C.; VARIANI, C.; ALMEIDA, D.; ROSA, A.T. Estimativa do potencial produtivo em trigo utilizando sensor óptico ativo para adubação nitrogenada em taxa variável. **Ciência Rural**, v.43, n.7, p.1147-1154, 2013.

BRITO, B.N. de; BRITO, J.L.S. Mapeamento de qualidade em pastagens do cerrado por meio de imagens sentinel. **Geografia Ensino e Pesquisa**, v.24, n.44, 2020.

BORGHI, E.; WILDA, L.; de RESENDE, A.V.; PEREIRA FILHO, I.A.; RODRIGUES, R. (2016). Índice de vegetação, teor de clorofila e eficiência de uso de nitrogênio por híbridos de milho. In: **Embrapa Milho e Sorgo-Artigo em anais de congresso (ALICE)**. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 31., 2016, Bento Gonçalves. Milho e sorgo: inovações, mercados e segurança alimentar: anais. Sete Lagoas: Associação Brasileira de Milho e Sorgo, 2016., 2016.

CALLEGARI-JAQUES, S.M.. Correlação linear simples. Bioestatística: Princípios e aplicações. 1 ed. Artmed: Oficina de textos, 2011. p.84-93.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, v.58, p.1501-1511, 1994.

CAMPOS, M.C.C.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; SOUZA, Z.M.D.; BARBIERI, D.M. Aplicação de adubo e corretivo após o corte da cana-planta utilizando técnicas geoestatísticas. **Ciência Rural**, v.38, n.4, p.974-980, 2008.

CARNEIRO, F.M.; FURLANI, C.E.A.; ZERBATO, C.; MENEZES, P.C. de; GÍRIO, L.A. da S. Correlations among vegetation indices and peanut traits during different crop development stages. **Engenharia Agrícola**, v.39, n.spe, p.33-40, 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**, v.14, n.2, p.10-21, 2016.

CARVALHO, F.D.; AMADO, T.J.C.; SOBRINHO, J.C.; AMARAL, L. de PAULA.; POTT, L.P.; PICCIN, M.; PEDRON, V.F. Índices de vegetação em diferentes estádios fenológicos relacionados com a produtividade de grãos de milho. **Revista Brasileira de Ciência Agrárias**, v.14, n.4, 2019.

CARVALHO, J.R.P de; VIEIRA, S.R.; MORAN, R.C.C.P. Análise de correspondência - uma ferramenta útil na interpretação de mapas de produtividade. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.26, n.2, p.435-443, 2002.

CECCON, G. Milho safrinha no cerrado brasileiro. **Embrapa Agropecuária Oeste- Artigo em periódico indexado (ALICE)**, 2018.

CHAVES, L.H.G.; FARIAS, C. H. A. Variabilidade espacial de cobre e manganês em Argissolo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Revista Ciência Agronômica**, v.40, p.211-218, 2009.

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**, v.50, p.168-177, 2015.

CHERUBIN, M.R.; SANTI, A.L.; EITELWEIN, M.T.; DA ROS, C.O.; BISOGNIN, M.B. Sampling grids used to characterise the spatial variability of pH, Ca, Mg and V% in Oxisols. **Revista Ciência Agronômica**, v.45, p.659-672, 2014.

CHIEZA, E.D.; GUERRA, J.G.M.; ARAÚJO, E. da S.; ESPÍNDOLA, J.A.; FERNANDES, R.C. Produção e aspectos econômicos de milho consorciado com Crotalaria juncea L. em diferentes intervalos de semeadura, sob manejo orgânico. **Revista Ceres**, v.64, n.2, p.189-196, 2017.

CIOTTA, M.N.; BAYER, C.; FONTOURA, S.M.V.; ERNANI, P.R.; ALBUQUERQUE, J.A. Matéria orgânica e aumento da capacidade de troca de

cátions em solo com argila de atividade baixa sob plantio direto. **Ciência Rural**, v.33, n.6, p.1161-1164, 2003.

COELHO, E.C; SOUZA, E.G.; URIBE-OPAZO, M.A; PINHEIRO NETO, R. Influência da densidade amostral e do tipo de interpolador na elaboração de mapas temáticos. **Acta Scientiarum Agronomy**, v.31, p.165-174, 2009.

COLUSSI, J.; WEISS, C.R.; SOUZA, A.R. L.; OLIVEIRA, L. O agronegócio da soja: Uma análise da rentabilidade do cultivo da soja no Brasil. **Revista Espacios**, v.37, n.16, 2016. Disponível em: <<http://www.revistaespacios.com/a16v37n16/16371623.html>>. Acessado em: 16 fev. 2021.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Acompanhamento da safra brasileira grãos – Safra 2019/2020 – Primeiro levantamento**, Brasília, v.7, n.1, p.1-144. Outubro 2019a. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/boletim-da-safra-de-graos>>. Acesso em: 29 nov. 2019.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Acompanhamento da safra brasileira grãos – Safra 2019/2020 – Décimo primeiro levantamento**, Brasília, v.7, n.11, p.1-66. Agosto 2020a. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/boletim-da-safra-de-graos>>. Acesso em: 18 set. 2020.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Acompanhamento da safra brasileira grãos – Safra 2020/2021 – Quarto levantamento**, Brasília, v.8, n.4, p.1-85. Janeiro 2021a. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/boletim-da-safra-de-graos>>. Acesso em: 02 fev. 2021.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Acompanhamento da safra brasileira grãos – Safra 2019/2020 – Oitavo**

**levantamento**, Brasília, v.7, n.8, p.1-69. Maio 2020b. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/boletim-da-safra-de-graos>>.

Acesso em: 02 nov. 2020.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Acompanhamento da safra brasileira grãos – Safra 2020/2021 – Quinto levantamento**, Brasília, v.8, n.5, p.1-95. Fevereiro 2021b. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/boletim-da-safra-de-graos>>.

Acesso em: 15 fev. 2021.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Acompanhamento da safra brasileira grãos – Safra 2018/2019 – Décimo segundo levantamento**, Brasília, v.6, n.12, p.1-126. Setembro 2019b. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/boletim-da-safra-de-graos>>.

Acesso em: 5 nov. 2019.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Acompanhamento da safra brasileira grãos – Safra 2019/2020 – Décimo segundo levantamento**, Brasília, v.7, n.12, p.1-68. Setembro 2020c. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/boletim-da-safra-de-graos>>.

Acesso em: 11 dez. 2020.

CORÁ, J.E.; ARAUJO, A.V.; PEREIRA, G.T.; BERALDO, J.M.G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, p.1013-1021, 2004.

CORÁ, J.E.; ARAUJO, A.V.; PEREIRA, G.T.; BERALDO, J.M.G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.28, p.1013-1021, 2004.

CORRÊA, M.F.; NAVROSKI, R.; GOMES, A.D.; NETO, A.G.; NADAL, A.P.; FLORES, J.H.N.; VERGARA, R. de O.; GADOTTI, G.I.; SCHUCH, L.O.B. Variabilidade espacial dos atributos químicos e agronômicos do solo em campo de produção de sementes de trigo. **Scientia Agraria Paranaensis**, v.16, n.4, p.500-509, 2017.

CORREIA, J.R.; REATTO, A; SPERA, S.T. **Solos e suas relações com o uso e o manejo**. In: SOUSA, D.M.G.; LOBATO, E. Eds. Cerrado: correção do solo e adubação. 2. ed. Brasília: Embrapa, 2004. p. 29-58.

DAI, P.V.S.; BAIIO, F.H.R.; DE AZEVEDO, G.B.; FAGUNDES, L.A.; TRENTO, A.C.S. Estimativa de volume de madeira baseada em índices de vegetação. **Scientia Forestalis**, v.49, n.129, e3301, 2021.

DALCHIAVON, F.C.; CARVALHO, M.P.; ANDREOTTI, M.; MONTANARI, R. Variabilidade espacial de atributos da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distroférico sob sistema plantio direto. **Revista Ciência Agronômica**, v.43, n.3, p. 453-461, 2012.

DA SILVA, E.E.; BAIIO, F.H.R.; TEODORO, L.P.R.; DA SILVA JUNIOR, C.A.; BORGES, R.S.; TEODORO, P.E. UAV-multispectral and vegetation indices in soybean grain yield prediction based on in situ observation. **Remote Sensing Applications: Society and Environment**, v.18, p.100318, 2020.

DA SILVA JUNIOR, C.A.; TEODORO, L.P.R.; TEODORO, P.E.; BAIIO, F.H.R.; DE ANDREA PANTALEÃO, A.; CAPRISTO-SILVA, G.F.; FACCO, C.U.; DE OLIVEIRA-JÚNIOR, J.F.; SHIRATSUCHI, L.S.; SKRIPACHEV, M.L.; NANNI, M.R. Simulating multispectral MSI bandsets (Sentinel-2) from hyperspectral observations via spectroradiometer for identifying soybean cultivars. **Remote Sensing Applications: Society and Environment**, v.19, p.100328, 2020.

DIKER, K.; HEERMANN, D.F.; BRODAHL, M.K. Frequency analysis of yield for 8 delineating yield response zones. **Precision Agriculture**, v.5, n.5, p.435-444, 2004.

DOERGE, T. A. Management Zone Concepts. **Site-Specific Management Guidelines**, p.1-4, 2000.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. – Agropecuária Oeste. Guia Clima: estatísticas. Disponível em: < <https://clima.cpao.embrapa.br/?lc=site/estatisticas/estatisticas> >. Acessado em: 24 out. 2020.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Sistema Brasileiro de Classificação de Solos. Brasília, Embrapa Solos, 2013. 353p.

HABOUDANE, D.; MILLER J.R.; PATTEY, E.; ZARCO-TEJADA, P.J.; STRACHAN, I.B. Hyperspectral vegetation indices and novel algorithms for predicting green LAI of crop canopies: Modelling and validation in the context of precision agriculture. **Remote Sensing of Environment**, v.90; p.337-352, 2004.

FAGUNDES, M.B.B.; SIQUEIRA, R.P. Caracterização do sistema agroindustrial da soja em Mato Grosso do Sul. **Revista de Política Agrícola**, ano 22, n.3, 2013.

FAMASUL (Fundação da Agricultura e Pecuária do Mato Grosso do Sul). Acompanhamento de Safra – Circular 302/2019 Soja-2018/2019. Produtividade. Boletim Rural Casa Rural, Agricultura. 2019a.

FAMASUL (Fundação da Agricultura e Pecuária do Mato Grosso do Sul). Resultado da Safra – Circular 353/2020 Soja - 2019/2020. Produtividade. Boletim Rural Casa Rural, Agricultura. 2020.

FAMASUL (Fundação da Agricultura e Pecuária do Mato Grosso do Sul). Resultados da 2ª Safra – Circular 326/2019 Milho - 2018/2019. Produtividade. Boletim Rural Casa Rural, Agricultura. 2019b.

FARACO, M.A.; URIBE-OPAZO, M.A.; SILVA, E.A.A. da; JOHANN, J.A.; BORSSOI, J.A. Seleção de modelos de variabilidade espacial para elaboração de mapas temáticos de atributos físicos do solo e produtividade da soja. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, v.32, n.1, p.463-476, 2008.

FERRARI, J.M.S.; GABRIEL, C.P. C.; SILVA, T.B.G.; MOTA, F.D.; GABRIEL FILHO, L.R.A.; TANAKA, E. M. Análise da Variabilidade Espacial da Resistência à Penetração do Solo em Diferentes Profundidades. **Revista Brasileira de Engenharia de Biosistemas**, v.12, n.2, p.164-175, 2018.

FERRAZ, G.A.S.; SILVA, F.M.D.; CARVALHO, L.C.; ALVES, M.D.C.; FRANCO, B.C. Variabilidade espacial e temporal do fósforo, potássio e da produtividade de uma lavoura cafeeira. **Engenharia Agrícola**, v.32, p.140-150, 2012.

FIETZ, C.R.; GARCIA, R. A.; COMUNELLO, E.; FLUMIGNAN, D. L. **Semeadura antecipada da soja na região sul de Mato Grosso do Sul**. Dourados: Embrapa Agropecuária Oeste, 2013. 5 p. (Embrapa Agropecuária Oeste. Circular técnica, 22).

FILGUEIRAS, R.; MANTOVANI, E.C.; ALTHOFF, D.; FERNANDES FILHO, E.I.; CUNHA, F.F.de. Crop NDVI Monitoring Based on Sentinel 1. **Remote Sensing**, v.11, n.12, p.1441. 2019.

FLUMIGNAN, D.L.; ALMEIDA, A.C dos S.; CECCON, G. Necessidade de irrigação complementar do milho safrinha na Região Sul de Mato Grosso do Sul. **Embrapa Agropecuária Oeste-Circular Técnica (INFOTECA-E)**, 2016.

FORMAGGIO, A.R.; SANCHES, I.A. **Sensoriamento Remoto em agricultura**. São Paulo: Oficina de Textos, 2017.

FRIDGEN, J.J.; KITCHEN, N.R.; SUDDUTH, K.A.; DRUMMOND, S.T.; WIEBOLD, W.J.; FRAISSE, C.W. Management Zone Analyst (MZA): Software for

Subfield Management Zone Delineation. **Agronomy Journal**, v.96, n.1, p.100-108, 2004.

GARCIA, R.A.; CECCON, G.; SUTIER, G.A.da S.; SANTOS, A.L.F. dos. Soybean-corn succession according to seeding date. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.53, n.1, p.22-29, 2018.

GAVIOLI, A.; SOUZA, E.G.; BAZZI, C.L.; GUEDES, L.P.C.; SCHENATTO, K. Optimization of management zone delineation by using spatial principal components. **Computers and Electronics in Agriculture**, n.127, p.302-310, 2016.

GEBBERS, R.; ADAMCHUK, V.I. Precision agriculture and food security. **Science**, v.327, n.5967, p.828-831, 2010.

GREGO, C.R.; OLIVEIRA, R.P. de; VIEIRA, S.R. Geoestatística aplicada a Agricultura de Precisão. In: Agricultura de Precisão: Resultados de um novo olhar. BERNARDI et al. Brasília, DF: Embrapa, 2014. 596p.

GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.29, p.169-177, 2005.

GROHS, D.S.; BREDEMEIER, C.; MUNDSTOCK, C.M.; POLETTO, N. Modelo para estimativa do potencial produtivo em trigo e cevada por meio do sensor GreenSeeker. **Engenharia Agrícola**, v.29, n.1, p.101-112, 2009.

GRZEGOZEWSKI, D.M.; URIBE-OPAZO, M.A.; BASTIANI, F. de; GALEA, M. Local influence when fitting Gaussian spatial linear models: an agriculture application. **Ciencia e Investigacion Agraria**, v.40, n.3, p.523-535, 2013.

GUARÇONI, A.; ALVAREZ., V.H.V; SOBREIRA, F.M. Fundamentação teórica dos sistemas de amostragem de solo de acordo com a variabilidade de características químicas. **Terra Latinoamericano**, v.35, n.4, p.343-352, 2017.

HERNANDES, A.; ROZANE, D.E.; SOUZA, H.A.D.; ROMUALDO, L.M.; NATALE, W. Amostragem para diagnose do estado nutricional e avaliação da fertilidade do solo em caramboleiras. **Bragantia**, v.70, n.3, p.657-663, 2011.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA e ESTATÍSTICA – IBGE. Produção Agrícola Municipal, Rio de Janeiro, v.46, p.1-8, 2019. Disponível em: <[https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/66/pam\\_2019\\_v46\\_br\\_informativo.pdf](https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/66/pam_2019_v46_br_informativo.pdf)>. Acesso em: 17 fev. 2021.

KESTRING, F.B.F.; GUEDES, L.P.C.; BASTIANI, F. de; URIBE-OPAZO, M.A. Comparação de mapas temáticos de diferentes grades amostrais para a produtividade da soja. **Engenharia Agrícola**, v.35, n.4, p.733-743, 2015.

KOCH, B.; KHOSLA, R. The role of precision agriculture in cropping systems. **Journal of Crop Production**, v.8, p.361- 381, 2003.

KOPPEN, W.P. **Climatologia, com un estudio de los climas de la tierra**. México: Fondo de Cultura Econômica, 1948. 478p.

KUMHALOVA, J.; MOUDRY, V. Topographical characteristics for precision agriculture in conditions of the Czech Republic. **Applied Geography**, v.50, p.90-98, 2014.

LUCHIARI JUNIOR, A.; SHANAHAN, J.; LIEBIG, M.; SCHLEMMER, M.; SCHEPERS, J.S.; FRANCIS, D.; PAYTON, S. Strategies for Establishing Management Zones for Site Specific Nutrient Management. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 5., 2000, Minneapolis. Proceedings... Minneapolis: University of Minnesota, 2000.

LIMA, J.S.D.S.; SILVA, J.T.O.D.; OLIVEIRA, R.B.D.; ALMEIDA, V.S.D.; VANZO, F.L. Estudo da viabilidade de métodos geoestatísticos na mensuração da

variabilidade espacial da dureza da madeira de Paraju (*Manilkara* sp.). **Revista Árvore**, v.30, n.4, p.651-657, 2006.

LIMA, J.S. de S.; SOUZA, G.S. de; SILVA, S.A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos químicos do solo em área de vegetação natural em regeneração. **Revista Árvore**, v.34, n.1, p.127-136, 2010.

LYLE, G.; BRYAN, B.A.; OSTENDORF, B. Post-processing methods to eliminate erroneous grain yield measurements: review and directions for future development. **Precision agriculture**, v.15, n.4, p.377-402, 2014.

LOPES, H.L.; ACCIOLY, L.J. de O.; DA SILVA, F.H.B.B.; SOBRAL, M. do C. M.; ARAÚJO FILHO, J.C. de; CANDEIAS, A.L.B. Espacialização da umidade do solo por meio da temperatura da superfície e índice de vegetação. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.15, p.973-980, 2011.

MACHADO, J.; PADILHA, M. do R. de F.; LIRA, F.P.; OLIVEIRA, J.G. de; SILVA, R.S.; CAETANO, M.B.C. Agricultura de Precisão e abertura de novas fronteiras no Brasil. **Revista Geama**, v.4, n.1, p.49-53, 2018.

MACHADO, L.D.O.; LANA, Â.M.Q.; LANA, R.M.Q.; GUIMARÃES, E.C.; FERREIRA, C.V. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.31, n.3, p.591-599, 2007.

MALDANER, L.F.; MOLIN, J.P. Data processing within rows for sugarcane yield mapping. **Scientia Agrícola**, v.77, 2019.

MALDANER, L.F.; MOLIN, J.P.; SPEKKEN, M. Methodology to filter out outliers in high spatial density data to improve maps reliability. **Scientia Agrícola**, v.79, 2020.

MALVEZI, K.E.D.; JÚNIOR, L.A.Z.; MÜLLER, L.; ROSA, F.R.T.; DE OLIVEIRA, J.C.S.; TULLIO, G.F. Dinâmica de nutrientes do solo em sistema de plantio direto. **Acta Iguazu**, v.4, n.3, p.10-30, 2015.

MARIN, D.B.; ALVES, M.D.C.; POZZA, E.A.; GANDIA, R.M.; CORTEZ, M.L.J.; MATTIOLI, M.C. Sensoriamento remoto multiespectral na identificação e mapeamento das variáveis bióticas e abióticas do cafeeiro. **Revista Ceres**, v.66, n.2, p.142-153, 2019.

MARTÍNEZ-CASASNOVAS, J.A.; ESCOLÀ, A.; ARNÓ, J. Use of Farmer Knowledge in the Delineation of Potential Management Zones in Precision Agriculture: A Case Study in Maize (*Zea mays* L.). **Agriculture**, v.8, n.6, p. 84, 2018.

MATIAS, S.S.R.; BAPTISTEL, A.C.; NÓBREGA, J.C.A.; ANDRADE, F.R.; SILVA, J.B.L. Variabilidade espacial dos atributos do solo em duas áreas de manejo convencional no Cerrado piauiense. **Amazonian Journal of Agricultural and Environmental Sciences**, v.58, n.2, p.217-227, 2015.

MATTIONI, N.M.; SCHUCH, L.O.B.; VILLELA, F.A. Variabilidade espacial e efeito de atributos químicos de um Latossolo na população de plantas e produtividade da cultura da soja. **Revista da Faculdade de Zootecnia, Veterinária e Agronomia**, v.19, n.1, p.20-32, 2013.

MENEGATTI, L.A.A.; MOLIN, J.P. Remoção de erros em mapas de produtividade via filtragem de dados brutos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.8, n.1, p.126-134, 2004.

MELO, R.P.; ALBIERO, D.; MONTEIRO, L.A.; SOUZA, F.H.; SILVA, J.G. Qualidade na distribuição de sementes de milho em semeadoras em um solo cearense. **Revista Ciência Agrônômica**, v.44, n.1, p.94-101, 2013.

MELLO, J.M.; BATISTA, J.L.F.; RIBEIRO JÚNIOR., P.J.; OLIVEIRA, M.S. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, n.69, p.25-37, 2005.

MILORI, D.M.B.P.; NETO, L.M.; BAYER, C. Desenvolvimento de uma metodologia baseada na técnica fotoacústica para determinar porosidades em membranas vítreas porosas. São Carlos: [Embrapa Instrumentação Agropecuária], 2002. 18 p.

MIQUELONI, D.P.; GIANELLO, E.M.; BUENO, C.R.P.; SILVA, P.C.M.; MESQUITA, F.O.; COSTA, T.K.G. Variabilidade espacial de atributos e perda de solo na definição de zonas de manejo. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v.45, n.1, p.18-28, 2015.

MOLIN, J. P.; AMARAL, L. R.; COLAÇO, A. F. Amostragens georreferenciadas. Agricultura de Precisão. 1 ed. São Paulo: Oficina de textos, 2015b. p.71-88.

MOLIN, J.P. Agricultura de precisão: o gerenciamento da variabilidade. Piracicaba, 2010. p.83.

MOLIN, J.P. Definição de unidades de manejo a partir de mapas de produtividade. **Engenharia Agrícola**, v.22, n.1, p.83-92, 2002.

MOLIN, J.P.; AMARAL, L.R.; COLAÇO, A.F. Agricultura de precisão. 1. ed. São Paulo: Oficina de textos. 238 p. 2015a.

MOLIN, J.P.; ANSEMI, A.A. Agricultura de precisão considera variabilidade das áreas de cultivo. **Visão Agrícola**, v.13, 2015.

MOLIN, J.P.; CASTRO, C.N. de. Establishing management zones using soil electrical conductivity and other soil properties by the fuzzy clustering technique. **Scientia Agrícola**, v.65, n.6, p.567-573, 2008.

MOLIN, J.P.; TAVARES, T.R. Sensor systems for mapping soil fertility attributes: Challenges, advances, and perspectives in brazilian tropical soils. **Engenharia Agrícola**, v.39, p.126-147, 2019.

MOTOMIYA, A.V. de A; CORA, J.E.; PEREIRA, G.T. Uso da krigagem indicatriz na avaliação de indicadores de fertilidade do solo. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, v.30, n.3, p.485-496, 2006.

MUÑOZ, J.D.; STEIBEL, J.P; SNAPP, S.S.; KRAVCHENKO, A.N. Cover crop effect on corn growth and yield as influenced by topography. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, v.189, p.229-239, 2014.

NASCIMENTO, P.S.; SILVA, J.A.; COSTA, B.R.S.; BASSOI, L.H.M.; MESQUITA, F.O.; COSTA, T.K.G. Zonas homogêneas de atributos do solo para o manejo de irrigação em pomar de videira. **Revista Brasileira Ciências do Solo**, v.38, n.4, p.1101-1113, 2014.

NAWAR S.; CORSTANJE, R.; HALCRO, G.; MULLA, D.; MOUAZEN, A.M. Delineation of soil management zones for variable-rate fertilization: A review. **Advances in Agronomy**, v.143, p.175-245, 2017.

NGUY-ROBERTSON, A.; GITELSON, A.; PENG, Y.; VIÑA, A.; ARKEBAUER, T.; RUNDQUIST, D. Green leaf area index estimation in Maize and Soybean: Combining vegetation indexes to achieve maximal sensitivity. **Agronomy Journal**, v.104, n.5, p.1336-1347, 2012.

NOETZOLD, R.; ALVES, M. de C.; GOUSSAIN JÚNIOR, M.M.G.; DE CÁSSIA, R.S.G. Variabilidade espacial da eficiência do uso de potássio e fósforo na cultura da soja. **Revista Engenharia na Agricultura**, v.27, n.6, p.529-541, 2019.

OLIVEIRA, L.A.; MIRANDA, J.H.; COOKE, R.A. Water management for

sugarcane and corn under future climate scenarios in Brazil. **Agricultural water management**, v.201, p.199-206, 2018.

OLIVEIRA, L.B.T. de; SANTOS, A.C. dos; LIMA, J. dos S.; NEVES NETO, D.N. Spatial variability of yield response and morphological Marandu grass depending on the chemical and topographical. **Revista brasileira saúde produção animal**, v.16, n.4, p.772-783, 2015.

ORTEGA, R.A.; SANTIBÁÑEZ, O.A. Determination of management zones in corn 71 (*Zea mays* L.) based on soil fertility. **Computers and Electronics in Agriculture**, v.58, n.1, p.49-59, 2007.

OZDEMIR, G.; SESSIZ, A.; PEKITKAN, F.G. Precision viticulture tools to production of high qualites grapes. **Scientific Papers. Series B, Horticulture**, v.61, p.209-217, 2017.

PAVÃO, C.G.; ROIG, H.L.; MENEZES, P.H.B.J.; FRANÇA, G.S.L.A.; ALVES, R.R. Metodologias de interpolação espacial aplicada a dados de espessura crustal na Bacia do Paraná. In: **Anais XV Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto-SBSR**, Curitiba, PR, Brasil, 30 de abril a 05 de maio de 2011, p.3435-3442.

PEÑUELAS, J.; FILELLA, I. Visible and near-infrared reflectance techniques for diagnosing plant physiological status. **Trends in Plant Science**, v.3, n.4, p.151-156, 1998.

PIMENTEL-GOMES, F. Curso de Estatística Experimental. São Paulo: Nobel, 1985. 467 p.

RAMZAN, S.; NAZIR, S.; ASHRAF, I.; WANI, M.A.; WANI, Z.M.; UL SHAFIQ, M. Management zone delineation and spatial distribution of micronutrients in cold-arid region of India. **Environmental Monitoring and Assessment**, v.193, n.7, p.1-16, 2021.

RIBEIRO, G. de A.; SILVA, J.N. de C.; SILVA, J.B. da. Índice de Vegetação Ajustado ao Solo (IVAS): estado da arte e suas potencialidades. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v.9, n.6, p.2054–2074, 2016.

RICHART, A.; PICCIN, A.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**, v.15, n.4, p.391-400, 2016.

RICHETTI , A.; FERREIRA, L.E.A. da G.; GARCIA, R.A. Rentabilidade da sucessão soja/milho em Ponta Porã, MS, na safra 2017/ 2018. COMUNICADO TÉCNICO 239, Embrapa, Dourados, 2018.

ROBERTSON, G.P. GS+: Geostatistics for the environmental sciences. Versão 5.03 Beta, Plainwell, Gamma Design Software, 1998. 152p.

RODRIGUES JUNIOR, F.A.; VIEIRA, L.B.; QUEIROZ, D.M.D.; SANTOS, N.T. Geração de zonas de manejo para cafeicultura empregando-se sensor SPAD e análise foliar. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.15, p.778-787, 2011.

RONQUIM, C.C. Conceitos de fertilidade do solo e manejo adequado para as regiões tropicais. **Embrapa Territorial-Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento (INFOTECA-E)**, 2010.

ROSA FILHO, G.; CARVALHO, M. DE P. E; ANDREOTTI, M.; MONTANARI, R.; BINOTTI, F.F. DA S.; GIOIA, M.T. Variabilidade da produtividade da soja em função de atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.33, n.2, p.275-283, 2009.

ROSA, J.R.P.; SILVA, J.H.S.; RESTLE, J.; PASCOAL, L.L.; BRONDANI, I.L.; ALVES FILHO, D.C.; FREITAS, A.K. Avaliação do comportamento agrônômico da

planta e valor nutritivo da silagem de diferentes híbridos de milho (*Zea mays*, L.). **Revista Brasileira Zootecnica**, v.33, p.302-312, 2004.

ROUSE, J.W.; HAAS, R.H.; SCHELL, J.A.; DEERING, D.W. Monitoring vegetation systems in the Great Plains with ERTS. In: **ERTS-1 SYMPOSIUM**, 3, 10-14 December, Washington, DC. Proceedings. Washington, NASA, p.309-317, 1973.

RUSSINI, A.; CHERUBIN, R.M.; BERAS, G.J. Análise econômica do uso de agricultura de precisão. In: SANTI, L.A.; GIOTTO, E.; SEBEM, E.; AMADO, T.J.C. (Org.). Agricultura de precisão do Rio Grande do Sul. Santa Maria, RS: CESPOL, 2016, p.121-136.

SANTANA, W.D.; DOS SANTOS, A.C., DA SILVA REIS, A.; DE CASTRO TAVARES, R.; DE FREITAS, G.A. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em sistema de agropecuária familiar no Tocantins, **Científica**, v.47, n.3, 344-357, 2019.

SANTI, A. L. Relações entre indicadores de qualidade do solo e a produtividade das culturas em áreas com agricultura de precisão. 2007. 150p. (Doutorado em Ciência do Solo). Departamento de Ciência do Solo, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2007.

SANTI, A.L.; AMADO, T.J.; EITELWEIN, M.T.; CHERUBIN, M.R.; SILVA, R.F. da; DA ROS, C.O. Definição de zonas de produtividade em áreas manejadas com agricultura de precisão. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v.8, n.3, p.510-515, 2013.

SANTI, A.L.; DAMIAN, J.M.; CHERUBIN, M.R.; AMADO, T.J.C; EITELWEIN, M.T.; VIAN, A.L.; FERNEY, W.; HERRERA, B. Soil physical and hydraulic changes in different yielding zones under no-tillage in Brazil. **African Journal of Agricultural Research**, v.11, p.1326-1335, 2016.

SANTOS, H.G.; JACOMINE, P.K.T.; ANJOS, L.H.C.; OLIVEIRA, V.A.; LUMBRERAS, J.F.; COELHO, M.R.; ALMEIDA, J.A.; ARAÚJO, J.C.; OLIVEIRA, J.B.; CUNHA, T.J.F. Sistema Brasileiro de Classificação de Solos. 5. ed. Brasília, DF: Embrapa, 2018. 356 p.

SANZONOWICS, C. Amostragem de solos, corretivos e fertilizantes. In: SOUSA, D. M. G. de; LOBATO, E. (Eds). **Cerrado: correção do solo e adubação**. 2 ed. Brasília, DF: EMBRAPA Informação Tecnológica, 2004. p. 63–78.

SCHENATTO, K.; SOUZA, E.G.; BAZZI, C.L.; BIER, V.A.; BETZEK, N.M.; GAVIOLI, A. Data Interpolation in the definition of management zones. **Acta Scientiarum Technology**, v.38, n.1, p.31-40, 2016.

SCHLINDWEIN, J.A.; ANGHINONI, I. Variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo no sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do solo**, v.24, n.1, p.85-91, 2000.

SCHNUG, E.; HANEKLAUS, S.; LAMP, J. Continuous large scale yield mapping in oilseed rape fields and application of yield maps to CAF. **Oilseeds**, v.9, p.13-14, 1991.

SHUKLA, A.K.; SINHA, N.K.; TIWARI, P.K.; PRAKASH, C.; BEHERA, S.K.; BABU, P.S.; PATNAIK, M.C.; SOMASUNDARAM, J.; SINGH, P.; SWAROOP, D.B.; DATTA, S. P.; MEENA, M.C.; TRIPATHI, R.; NAYAK, A.K.; KUMAR, A.; SHUKLA, K.; SIDDIQUI, S.; PATRA, A.K. Evaluation of spatial distribution and regional zone delineation for micronutrients in a semiarid Deccan Plateau Region of India. **Land Degradation & Development**, v.29, n.8, p.2449-2459, 2018.

SCHWALBERT, R.A.; AMADO, T.J.C.; GEBERT, F.H.; SANTI, A.L.; TABALDI, F. Zonas de manejo: atributos de solo e planta visando a sua delimitação e aplicações na agricultura de precisão. **Revista Plantio Direto**, p.21-32, 2014.

SERRANO, J.M.; PEC, J.O.; SILVA, J.R.M.; SHAIDIAN, S. Mapping soil and pasture variability with an electromagnetic induction sensor. **Computers and Electronics in Agriculture**, v.73, p.7–16, 2010.

SILVA CRUZ, J.; DE ASSIS JÚNIOR, R.N.; MATIAS, S.S.R.; CAMACHO-TAMAYO, J. H. Spatial variability of an Alfisol cultivated with sugarcane. **Ciencia e Investigación Agraria**, v.38, n.1, p.155-164, 2011.

SILVA, D.A.A.; SANTI, A.L.; DAL BELLO, R.A.M; FIORESI, D.; BARON, F.A. Perfil de NDVI em estádios de desenvolvimento de soja em função de diferentes plantas de coberturas do solo no Rio Grande do Sul. **Enciclopédia Biosfera**, v.11, n.22, p. 2340-2348, 2015.

SILVA, V.R.; REICHERT, J.M.; STORCK, L.; FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho Amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.27, p.1013-1020, 2003.

SILVEIRA, P.M.; ZIMMERMANN, F.J.P.; SILVA, S.C.; CUNHA, A.A. Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um Latossolo submetido a diferentes sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.35, p.2057-2064, 2000.

SPERANZA, E.A.; ANTUNES, J.F.G.; INAMASU, R.Y. (2018). Uso de imagens de sensoriamento remoto para identificação de variabilidade espacial em Agricultura de Precisão. In: **Embrapa Informática Agropecuária-Artigo em anais de congresso (ALICE)**. In: SIMPÓSIO DE GEOTECNOLOGIAS NO PANTANAL, 7., 2018. Jardim. Anais... São José dos Campos: INPE, 2018.

SOUSA, D.M.G. de; LOBATO, E., (Eds.). **Cerrado: correção do solo e adubação**. 2. ed. Planaltina: Embrapa Cerrados, 2004.

SOUSA, D.M.G. de; LOBATO, E.; REIN, T.A. **Adubação com fósforo**. In: SOUSA, D.M.G. de; LOBATO, E., (Eds.). Cerrado: correção do solo e adubação. 2. ed. Planaltina: Embrapa Cerrados, 2004.

SOUZA, H.B.; BAILO, F.H.R., NEVES, D.C. Using passive and active multispectral sensors on the correlation with the phenological indices of cotton. **Engenharia Agrícola**, v.37, p.782–789, 2017.

SOUZA, F.H.Q.; MARTINS, P.H.A.; MARTINS, T.H.D.; TEODORO, P.E.; BAILO, F.H.R. The use of vegetation index via remote sensing allows estimation of soybean application rate. **Remote Sensing Applications: Society and Environment**, v.17, p. 100279, 2020.

SOUZA, Z.M. de; CERRI, D.G.P.; COLET, M.J.; RODRIGUES, L.H.A.; MAGALHÃES, P.S.G; MANDONI, R.J.A. Análise dos atributos do solo e da produtividade da cultura de cana-de-açúcar com o uso da geoestatística e árvore de decisão. **Ciência Rural**, v.40, n.4, p.840-847, 2010.

SUSZEK, G.; SOUZA, E.G. de; URIBE-OPAZO, M.A; NOBREGA, L.H.P. Determination of management zones from normalized and standardized equivalent productivity maps in the soybean culture. **Engenharia Agrícola**, v.31, n.5, p.895-905, 2011.

TEIXEIRA, P.C.; DONAGEMMA, G.K.; FONTANA, A.; TEIXEIRA, W.G. Manual de Métodos de Análise de Solo. Embrapa Solos-Livrotécnico (INFOTECAE) (2017).

TRINDADE, F.S.; DE CARVALHO ALVES, M.; NOETZOLD, R.; DE ANDRADE, I.C.; POZZA, A.A.A. Relação espectro-temporal de índices de vegetação com atributos do solo e produtividade da soja. **Revista de Ciências Agrárias Amazonian Journal of Agricultural and Environmental Sciences**, v.62. 2019.

UEBEL, J.D. **Avaliação de fungicidas no controle de doenças foliares, grãos ardidos e efeito no NDVI (Índice de Vegetação por Diferença Normalizada) em híbridos de milho.** 2015. 119 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia), Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 2015.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (USDA). **Oilseeds: World Markets and Trade.** Foreign Agricultural Service/USDA, Global Market Analysis, p.1-40, February 2021. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/oilseeds.pdf>>. Acesso em: 12 fev. 2021.

VANNI, S. M. **Modelos de regressão: Estatística aplicada.** São Paulo, Legmar Informática, 1998. 177p.

VARASCHINI A.D.C. **Avaliação da fertilidade do solo na Agricultura de precisão.** 2012. 55p. Monografia (Agronomia) - Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, Ijuí, 2012.

VENTERIS, E. R., TAGESTAD, J. D., DOWNS, J. L., MURRAY, C. J. Detection of anomalous crop condition and soil variability mapping using a 26 year Landsat record and the Palmer crop moisture index. **International Journal of Applied Earth Observations and Geoinformation**, v.39, p. 160–170, 2015.

VIAN, A.L.; BREDEMEIER, P.; SILVA, P.R.F.; SANTI, A.L.; GIORDANO, C.P.S.; SANTOS, F.L. Limites críticos de NDVI para estimativa do potencial produtivo do milho. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v.17, n.1, p.91-100. 2018.

VIEIRA, S.R.; MOLIN, J.P. Spatial variability of soil fertility for precision agriculture. In: EUROPEAN CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 3., 2001, Montpellier. **Proceedings...** Montpellier: Agro Montpellier, 2001. v.1, n.3, p.491-496.

VIEIRA, S.R. Uso de geoestatística em estudos de variabilidade espacial de propriedades do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H.; SCHAEFER, C.E.

G.R. (Org.). **Tópicos em ciência do solo**. v.1. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, p.1-54, 2000.

VITHARANA, U.W.A.; MEIRVENNE, M.V.; SIMPSON, D.; COCKX, L; BAERDEMAEKER, J.D. Key soil and topographic properties to delineate potential management classes for precision agriculture in the European loess area. **Geoderma**. v.143, p.206-215, 2008.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. *Geostatistics for environmental scientists* Chichester: John Wiley & Sons, 2007. 315 p.

WEIRICH NETO, P.H.; SVERZUT, C.B.; SCHIMANDEIRO, A. Necessidade de fertilizante e calcário em área sob sistema plantio direto considerando variabilidade espacial. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.10, n.2, p.338-343, 2006.

WÓJTOWICZ, M.; WÓJTOWICZ A.; PIEKARCZYK, J. Application of remote sensing methods in agriculture. **Communications in Biometry and Crop Science**, v.11, n.1, p.31-50, 2016.

ZANÃO JÚNIOR, L.A.; LANA, R.M.Q.; GUIMARÃES, E.C.; PEREIRA, J.M.A. Variabilidade espacial dos teores de macronutrientes em latossolos sob sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.34, p.389-400, 2010.

ZANELLA, M.A.; PORTES, M.F.; MARTINS, R.N.; DE QUEIROZ, D.M. Utilização do software livre QGIS para obtenção de mapas de produtividade e geração de zonas de manejo. **1º Simpósio Mato-Grossense de mecanização agrícola e Agricultura de Precisão – SIMAP UFMT**, Campus Universitário de Sinop, 2018.

ZANELLA, M.A, QUEIROZ, D.M; VALENTE, D.S.M.; PINTO, F. de A. de C.; SANTOS, N.T. Management class delimitation in a soybean crop using orbital images. **Engenharia Agrícola**, v.39, n.5, p.676-683, 2019.

ZANZARINI, F.V.; PISSARRA, T.C.T.; BRANDÃO, F.J.C.; TEIXEIRA, D.D.B. Correlação espacial do índice de vegetação (NDVI) de imagem Landsat/ETM+ com atributos do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, n.17, v.6, p.608-614, 2013.

ZERBATO, C.; ROSALEN, D.L.; FURLANI, C.E.A.; DEGHAID, J.; VOLTARELLI, M.A. Agronomic characteristics associated with the normalized difference vegetation index (NDVI) in the peanut crop. **Australian Journal of Crop Science**, v.10, n.5, p.758–764, 2016.

ZONTA, J.H.; BRANDÃO, Z.N.; MEDEIROS, J.C.; SANA, R.S.; SOFITTI, V. Variabilidade espacial da fertilidade do solo em área cultivada com algodoeiro no Cerrado do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.18, n.6, p.595–602, 2014.