



**UNIVERSIDADE
ESTADUAL DO
MARANHÃO**



**UNIVERSIDADE ESTADUAL DO MARANHÃO – UEMA
CENTRO DE ESTUDOS SUPERIORES DE BALSAS - CESBA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRICULTURA E AMBIENTE - PPGAA**

RÉGIA KAROLYNY LOPES NUNES

**Identificação de Variáveis Predictoras para a Produção de Milho Sob Plantio Direto de
Longa Duração**

**BALSAS - MA
2019**

RÉGIA KAROLYNY LOPES NUNES

**Identificação de Variáveis Preditoras para a Produção de Milho Sob Plantio Direto de
Longa Duração**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agricultura e Ambiente – PPGAA/CESBA/UEMA, como parte dos requisitos para obtenção de título de Mestre em Agricultura e Ambiente.
Orientadora: Prof^a. Dr^a. Alana das Chagas Ferreira Aguiar

BALSAS - MA
2019

Nunes, Regia Karolyny Lopes.

Identificação de variáveis preditoras para a produção de milho sob plantio direto de longa duração / Regia Karolyny Lopes Nunes. – Balsas, 2019.

72 f

Dissertação (Mestrado) – Curso de Agricultura e Ambiente, Centro de Estudos Superiores de Balsas, Universidade Estadual do Maranhão, 2019.

Orientador: Profa. Dra. Alana das Chagas Ferreira Aguiar.

1.*Zea mays* L. 2.Geoestatística. 3.Agricultura de precisão. 4.Qualidade do solo. 5.Zonas de manejo específico. I.Título

CDU: 633.15-153.04

RÉGIA KAROLYNY LOPES NUNES

**Identificação de Variáveis Preditoras para a Produção de Milho Sob Plantio Direto de
Longa Duração**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agricultura e Ambiente – PPGAA/CESBA/UEMA, como parte dos requisitos para obtenção de título de Mestre em Agricultura e Ambiente.
Orientadora: Profª. Drª. Alana das Chagas Ferreira Aguiar
Coorientador: Profº. Drº. Emanuel Gomes de Moura

Aprovada em 02/07/2019

BANCA EXAMINADORA

Alana das Chagas Ferreira Aguiar

Drª. Alana das Chagas Ferreira Aguiar
Universidade Federal do Maranhão - UFMA

Emanuel Gomes de Moura

Drº. Emanuel Gomes de Moura
Universidade Estadual do Maranhão - UEMA

Fabrizio de Oliveira Reis

Drº. Fabrício Oliveira Reis
Universidade Estadual do Maranhão - UEMA

AGRADECIMENTOS

Ao Senhor Deus, “porque dEle e por Ele, e para Ele, são todas as coisas; glória, pois, a Ele eternamente. Amém.” (Romanos 11:36).

À minha família, pelo apoio, incentivo e compreensão.

À professora Dr^a. Alana das Chagas Ferreira Aguiar e ao professor Dr. Emanuel Gomes de Moura pelas orientações e acompanhamento.

À FAPEMA pela concessão da bolsa que possibilitou a execução do presente trabalho.

À banca examinadora, por contribuir com seu tempo e conhecimento para o aperfeiçoamento deste trabalho.

Identificação de Variáveis Preditoras para a Produção de Milho Sob Plantio Direto de Longa Duração

RESUMO

A agricultura de precisão tem como ponto de partida a concepção de que é possível identificar variáveis preditoras para o bom desenvolvimento de uma cultura, além de poder quantificá-las e localizá-las graficamente no intuito de orientar tomadas de decisão relacionadas ao manejo. Este trabalho teve por objetivos mapear e avaliar a variação espacial dos indicadores químicos de qualidade do solo e componentes de produtividade da cultura do milho, identificar dentre os atributos químicos aqueles que se comportem como limitantes da produtividade do milho e delinear sites específicos que merecerão manejos diferenciados posteriormente. O experimento foi conduzido em uma área de 0,7 ha com 100 pontos amostrais regularmente dispersos em grade amostral de 10 x 10 m. Os dados foram analisados em etapas interligadas: Etapa 1) estatística descritiva, Etapa 2) teste de normalidade (Kolmogorov-Smirnov), Etapa 3) parâmetros do semivariograma, Etapa 4) análise de correlações, Etapa 5) mapas de isolinhas. Constatou-se a presença de variabilidade espacial para todos os atributos químicos do solo e componentes de produtividade. O grau de dependência espacial variou de moderado a forte, o que possibilitou demonstrar através dos mapas de isolinhas as potencialidades e limitações do sistema de plantio direto de longa duração. Foi verificada correlação positiva entre o fósforo e a produtividade.

Palavras-chave: *Zea mays* L., geoestatística, agricultura de precisão, qualidade do solo, zonas de manejo específico.

Identification of Predirectory Variables for Maize Production Under Long Straight Direct Planting

ABSTRACT

Precision agriculture has as its starting point the idea that it's possible to identify predictive variables for the proper development of a crop, besides being able to quantify them and to locate them graphically in order to guide management decision-making. The objective of this work was to map and evaluate the spatial variation of chemical indicators of soil quality and components of corn crop productivity, to identify among chemical attributes those that behave as limiting maize productivity and to delineate specific sites that will deserve differentiated management posteriorly. The experiment was conducted in an area of 0.7 hectare with 100 sample points regularly dispersed in a 10 x 10 m sample grid. The data were analyzed in interconnected stages: Step 1) descriptive statistics, Step 2) normality test (Kolmogorov-Smirnov), Step 3) semivariogram parameters, Step 4) correlation analysis, Step 5) isoline maps. It was verified the presence of spatial variability for all soil chemical attributes and productivity components. The degree of spatial dependence ranged from moderate to strong, which allowed the potentialities and limitations of the long-term no-tillage system to be demonstrated through isolate maps. Positive correlation was verified between phosphorus and yield.

Key words: *Zea mays* L., geostatistics, precision agriculture, soil quality, specific management areas.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Esquema de variograma destacando as propriedades básicas.....	24
Figura 2. Mapa com os pontos amostrais e disposição espacial da área experimental.....	27
Figura 3. Mapas de isolinhas representando os teores de A1 – fósforo (mg.dm^{-3}), A2 – potássio (mmol.dm^{-3}), A3 - cálcio (mmol.dm^{-3}) e A4 - magnésio (mmol.dm^{-3}) em Latossolo Amarelo.....	39
Figura 4. Mapas de isolinhas representando os teores de B1 – pH (CaCl_2) e B2 – alumínio (mmol.dm^{-3}) em Latossolo Amarelo.....	40
Figura 5. Mapas de isolinhas representando os teores de C1 – acidez trocável (mmol.d^{-3}), C2 – alumínio (mmol.dm^{-3}), C3 - capacidade de troca de cátions (mmol.dm^{-3}) e C4 - saturação por base (%) em Latossolo Amarelo.....	41
Figura 6. Mapas de isolinhas representando os teores de D1 – matéria orgânica (g.dm^3), D2 – carbono orgânico total (g.Kg), D3 - carbono orgânico particulado (g.Kg) e D4 - estoque de carbono (g.Kg) em Latossolo Amarelo.....	42
Figura 7. Mapas de isolinhas representando os teores de E1 – massa da espiga (gramas), E2 – número de grãos por espiga (unidade) e E3 - produtividade (Kg.ha^{-1}) em Latossolo Amarelo.....	43
Figura 8. Mapas de monitor de secas dos meses de abril de 2017 e 2018 e janeiro de 2019 (dado mais recente para o ano de 2019)	49
Figura 9. Semivariograma do fósforo.....	69
Figura 10. Semivariograma do potássio.....	69
Figura 11. Semivariograma do cálcio.....	69
Figura 12. Semivariograma do magnésio.....	69
Figura 13. Semivariograma do pH.....	69
Figura 14. Semivariograma do alumínio.....	69
Figura 15. Semivariograma de soma de bases.....	70
Figura 16. Semivariograma da acidez potencial.....	70

Figura 17. Semivariograma da capacidade de troca de cátions.....	70
Figura 18. Semivariograma da saturação por bases.....	70
Figura 19. Semivariograma da matéria orgânica.....	70
Figura 20. Semivariograma do carbono orgânico total.....	70
Figura 21. Semivariograma do carbono orgânico particulado.....	71
Figura 22. Semivariograma do estoque de carbono.....	71
Figura 23. Semivariograma de massa da espiga.....	71
Figura 24. Semivariograma de grãos por espiga.....	71
Figura 25. Semivariograma da produtividade.....	71
Figura 26. Semivariograma da massa de cem grãos.....	71

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Modelos teóricos de variogramas com patamar.....	22
Tabela 2. Estatística descritiva dos atributos MO (g.dm^3), pH (CaCl_2), fósforo (mg.dm^{-3}), potássio (mmol.dm^3), cálcio (mmol.dm^{-3}), magnésio (mmol.dm^{-3}), acidez potencial (mmol d.m^{-3}), alumínio trocável (mmol.dm^{-3}), soma de bases (mmol.dm^{-3}), capacidade de troca de cátions (mmol.dm^{-3}), saturação por base (%), carbono orgânico total (g.Kg), carbono orgânico particulado (g.Kg), estoque de carbono (g.Kg) e rendimento produtivo do milho em Latossolo Amarelo.....	34
Tabela 3. Análise geoestatística dos atributos MO (g.dm^3), pH (CaCl_2), fósforo (mg.dm^{-3}), potássio (mmol.dm^3), cálcio (mmol.dm^{-3}), magnésio (mmol.dm^{-3}), acidez potencial (mmol. dm^{-3}), alumínio trocável (mmol.dm^{-3}), soma de bases (mmol.dm^{-3}), capacidade de troca de cátions (mmol.dm^{-3}), saturação por base (%), carbono orgânico total (g.Kg), carbono orgânico particulado (g.Kg), estoque de carbono (g.Kg) e rendimento produtivo do milho em Latossolo Amarelo.....	36
Tabela 4. Matriz de correlação dos atributos MO (g.dm^3), pH (CaCl_2), fósforo (mg.dm^{-3}), potássio (mmol.dm^3), cálcio (mmol.dm^{-3}), magnésio (mmol.dm^{-3}), acidez potencial (mmol. dm^{-3}), alumínio trocável (mmol.dm^{-3}), soma de bases (mmol.dm^{-3}), capacidade de troca de cátions (mmol.dm^{-3}), saturação por base (%), carbono orgânico total (g.Kg), carbono orgânico particulado (g.Kg), estoque de carbono (g.Kg) e rendimento produtivo do milho em Latossolo Amarelo.....	38

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	8
2. OBJETIVOS	10
Objetivo Geral	10
Objetivos Específicos	10
3. REVISÃO DE LITERATURA	11
2.1 Intensificação Ecológica da Agricultura.....	11
2.2 Agricultura de Precisão	12
2.3 Atributos e Qualidade do Solo.....	15
2.4 Variabilidade Espacial de Atributos Químicos do Solo	17
2.5 Geoestatística.....	19
4. METODOLOGIA	24
4.1 Área experimental e instalação do experimento.....	24
4.2 Coleta das amostras	24
4.3 Análises químicas	25
4.4 Análises de componentes de produtividade.....	28
4.5 Análises estatísticas e geoestatística.....	28
5. RESULTADOS	30
5.1 Estatística Descritiva	30
5.2 Análise espacial dos atributos químicos do solo e rendimento produtivo do milho	32
5.3 Coeficientes de correlação entre os atributos químicos do solo e rendimento produtivo do milho em Latossolo Amarelo	34
5.4 Mapas de Isolinhas	36
6. DISCUSSÃO	42
6.1 Estatística Descritiva	42
6.2 Análise espacial dos atributos químicos do solo e rendimento produtivo do milho	43
6.3 Coeficientes de correlação entre os atributos químicos do solo e rendimento produtivo do milho em Latossolo Amarelo	45
6.4 Mapas de Isolinhas	47
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS	53
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	54
Apêndice 1. Semivariogramas	67

1. INTRODUÇÃO

O manejo do solo e das culturas, em especial a cultura do milho (*Zea mays* L.), são abrangidos pela agricultura de precisão que envolve informações da variabilidade de planta e do solo. Tem como direcionamento o aumento da produtividade, otimização no uso dos recursos e redução no impacto ambiental (Souza et al., 2014). Estudos têm demonstrado a importância da modelagem da variação espacial de atributos do solo que afetam a produtividade da cultura (Aguilar et al., 2013; You et al., 2014). O intuito com isto é aperfeiçoar o aproveitamento de recursos, diminuir custos e impactos negativos, além de auxiliar na gestão ambiental (Souza et al., 2014).

É justamente neste cenário que são inseridas as regências da intensificação ecológica que consiste no uso consciente de funções e serviços da natureza, em diferentes escalas. Com destaque para o aumento da produtividade agrícola juntamente com a diminuição da necessidade de abertura de novas áreas e dependência do uso de agroquímicos (Kovács-Hostyánszki et al., 2017). Desta forma, estas práticas minimizam os impactos no ambiente e conduzem o rendimento agrícola a um patamar de produção global com segurança e sustentabilidade, o que abre espaço para a manutenção da qualidade do solo (Bommarco et al., 2013).

Para Fernandes et al. (2013), a qualidade do solo é, sem dúvida, um aspecto fundamental na avaliação do avanço econômico, social e ecológico de um sistema de produção. Isto implica na compreensão desse recurso como um sistema vivo e dinâmico. Para tanto, a qualidade do solo é mensurada através do uso de indicadores. Estes são atributos químicos, físicos e biológicos com a capacidade de quantificar o nível de desequilíbrio ao qual um determinado ambiente está sujeito. Vale destacar como benefício do uso de indicadores do solo a determinação dos efeitos sobre a qualidade e as mudanças provenientes das práticas agrícolas.

Estas alterações decorrentes do uso e ocupação dos solos estão estreitamente ligadas à sua estrutura e atividade biológica o que atinge seus atributos químicos (Costa et al., 2015). Para Marchiori Junior e Melo (2000), as propriedades químicas dos solos são significativamente modificadas com a retirada da vegetação natural, cultivo e diversas outras ações antrópicas. Principalmente quando se refere a camada arável, em virtude da adição de corretivos e fertilizantes e de operações agrícolas. Alterações como as mencionadas envolvem modificações nos teores de nutrientes e dependem de alguns fatores, como a cultura

implantada e o manejo utilizado, a classificação e a fertilidade inicial do solo, além do comportamento físico-químico de cada nutriente e suas interações com o meio.

A degradação química do solo, mensurado pelos indicadores químicos, de acordo com Bonini (2012) resulta na queda de sua fertilidade. A baixa nos níveis de fertilidade é ocasionada pela redução dos teores e da qualidade da matéria orgânica e pela redução das concentrações de macro e micronutrientes. Signor et al. (2014), utilizaram os teores e os estoques de carbono e nitrogênio como indicadores de qualidade do solo, a fim de identificar as alterações causadas pela manutenção dos resíduos vegetais sobre o solo. Assim, a matéria orgânica do solo (MOS) e suas respectivas frações, associadas a outros indicadores químicos, trazem resultados satisfatórios e influenciam na avaliação dos atributos edáficos.

Nesse sentido, a caracterização da variabilidade espacial das propriedades do solo facilita a interpretação do comportamento destes atributos, para melhor tomada de decisão na prática de manejo e garante o cumprimento das funções do solo (Silva et al., 2015). Para a implementação de sistemas de manejo específicos na agricultura são necessárias informações precisas sobre a variação espacial dos atributos do solo e da cultura. Tais informações podem ser obtidas através dos mapas interpolados. Para maior precisão e confiabilidade das informações é utilizada a interpolação por krigagem, pois é feita a estimativa de valores para locais não amostrados anteriormente sem tendência e variação mínima. Os parâmetros utilizados na krigagem proporcionam um cálculo com resultados mais precisos do atributo de interesse (Souza et al., 2014).

Este trabalho parte da hipótese que em um campo podem haver subáreas com diferentes concentrações de atributos químicos. Estas subáreas podem ser identificadas, mapeadas e as variações existentes planejadas com o auxílio das informações obtidas no mapeamento. Em função do exposto acima, é necessário a obtenção de índices que possam avaliar a capacidade do sistema de manejo em promover a qualidade do solo e sustentabilidade do agroecossistema.

2. OBJETIVOS

Objetivo Geral

- Mapear e avaliar a variação espacial dos indicadores químicos de qualidade do solo e componentes de produtividade da cultura do milho em Latossolo Amarelo.

Objetivos Específicos

- Identificar dentre os atributos químicos aqueles que se comportem como limitantes da produtividade do milho.
- Com base na variabilidade dos atributos estudados, delinear sites específicos que merecerão manejos diferenciados posteriormente.

3. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Intensificação Ecológica da Agricultura

Desde o princípio do século 20, têm-se observado um rápido crescimento da população mundial que partiu de menos de 2 para mais do que 6 bilhões de pessoas no ano 2000. Estimativas indicam a chegada no patamar de 9,8 bilhões em 2050 (ONU, 2017). Esta potencial elevação demográfica levanta apreensão sobre a disponibilidade dos recursos naturais para suprir toda a demanda (Barros et al., 2016).

Este cenário é traduzido como um grande desafio para a agricultura, visto que há a necessidade de prover alimento para todo este contingente com responsabilidade ambiental e manutenção dos serviços ambientais. Diante disto, a Intensificação Ecológica na Agricultura (IEA) ganha foco ao apontar os princípios e meios necessários para aumentar a produtividade primária nos principais agroecossistemas de cereais em qualquer local do mundo (Cassman, 1999), com preocupação clara no âmbito da segurança alimentar e ambiental (Godfray et al., 2010).

Assim, de acordo com Hochman et al. (2013), a IEA pode ser delineada como a produção de mais alimento por unidade de utilização de recursos, enquanto reduz o impacto da produção no ambiente. Para Hertel et al. (2014), a definição de intensificação ecológica opõe a ideia de pressão. Com relação à pressão no ecológico entende-se como aumento da produtividade que utiliza a aplicação artificial e massiva de produtos externos no sistema. Este processo, além de caminhar para o esgotamento dos benefícios naturais, tende a alterar de forma artificial o estado de uma ou mais variáveis sem que haja preocupação com os possíveis efeitos colaterais.

Estudos realizados por Moura et al. (2014), na região norte do estado do Maranhão, mostraram que muitas práticas recomendadas para os solos de sub savanas, tal como saturação de nutrientes solúveis, não aumentam a produtividade nem asseguram a sustentabilidade do uso do solo quando aplicadas em agroecossistemas da periferia amazônica.

Nesse sentido, o uso constante de adubação química contribui para pressionar a função fertilidade mineral, mas com risco de eliminar uma parte da fertilidade natural dos solos. Em outros termos, os mecanismos ecológicos fundamentais dessa fertilidade que são proporcionados pela biota do solo. Essa alteração geralmente é relacionada à redução na

atividade biológica do solo que pode acarretar a diminuição da matéria orgânica e restrição da capacidade de retenção de água, dentre outros fatores prejudicados (Barros et al., 2016).

Uma alternativa para aumentar a produção de alimentos, na mesma área, enquanto reduz os impactos ambientais, conforme os princípios da IEA, é a utilização intensiva das funcionalidades e mecanismos dos ecossistemas, conforme as leis científicas da ecologia, na expectativa de desenvolvimento de sistemas de produção agrícola sustentáveis (Royal Society of London, 2009; Godfray et al., 2010; Hertel et al., 2014).

Para tanto, são utilizadas técnicas que buscam aumentar a disponibilidade das variáveis essenciais internas que fazem o sistema funcionar em um regime de atividade superior, ao invés de simplesmente pressioná-lo. Assim, é possível buscar manutenção de altos níveis de produtividade, o que evita o uso intensivo, e em certas ocasiões desnecessário, de insumos agrícolas. Estes processos garantem que uma área agricultável continue a assim ser considerada mesmo com sucessivos usos (Hertel et al., 2014).

Ganhos de produtividade em sistema de longa duração na cultura de soja e milho foram verificados ano a ano por Bernardi et al., (2015). Estes autores afirmam que a diferença verificada nas culturas analisadas pode ser explicada, em grande parte, devido ao uso racional de fertilizantes apoiados pela inovação tecnológica. Portanto, um fluxo contínuo de conhecimentos técnicos é uma condição imprescindível para a sustentabilidade do setor.

Por meio da implementação de práticas relacionadas a agricultura de precisão que reúnem avanços científicos no campo da ecofisiologia de plantas, fisiologia dos vegetal e ciência do solo é possível reduzir lacunas referentes a produtividade. A intenção é orientar o desenho de sistemas agrícolas para aumentar a produtividade enquanto ocorre redução na aplicação de insumos para manter o ambiente equilibrado (Tittonell e Giller, 2013).

2.2 Agricultura de Precisão

Desde o início do século XX, de acordo com Molin et al. (2015), existem relatos de trabalhos que mostram as vantagens de se gerir lavouras de forma detalhada e localizada, inclusive com a aplicação de insumos, como o calcário na calagem, em taxas variáveis. Porém, a adoção real de práticas dessa forma remonta aos anos 1980, quando foram gerados os primeiros mapas de produtividade na Europa e foram realizadas as primeiras adubações com doses diferentes dentro de uma mesma área de forma automatizada, nos Estados Unidos.

A agricultura de precisão surgiu através da combinação da tecnologia da informação e da tecnologia de posicionamento por satélites, especificamente GPS - *Global Position System*, com as Ciências Agrícolas (Giotto, 2016). Molin et al. (2015), afirma que a

origem do termo “agricultura de precisão” tem seu fundamento no fato de que as lavouras possuem variações nas características químicas e físicas, sem uniformidade no espaço e no tempo. Portanto, são necessárias estratégias para administrar os problemas provenientes da falta de uniformidade e seus variados níveis de complexidade.

Na ausência de informações detalhadas, e em busca de incrementos adicionais na produtividade, ainda é comum a realização de correção do solo e adubação sem maiores critérios com as particularidades de cada área. Isso implica na utilização de formulações de nutrientes em quantidades fixas, prática que pode, ao longo do tempo, favorecer o desbalanço no fornecimento de nutrientes. Isto pois, essas adubações podem ser realizadas de forma sub ou superdimensionadas. As ferramentas de agricultura de precisão podem auxiliar na obtenção de informações valiosas para o equilíbrio do solo, além de diminuir o fosso entre a produção atual e a potencial (Bernardi et al., 2015).

Os resultados de levantamento apresentado por Bernardi et al. (2014), mostraram que o milho está entre as principais culturas nas quais tem sido utilizada essa estratégia de coordenação. A cultura do milho, possui papel incontestável na economia mundial e brasileira devido a sua posição entre as espécies agrícolas com maior área de cultivo. No Brasil, os maiores estados produtores de milho na safra de 2017/2018 foram: Minas Gerais, Rio Grande do Sul e Paraná, com total de 12714,3 mil ton. O estado do Maranhão apresenta-se em produção mediana de aproximadamente 1.458,1 mil ton (CONAB, 2018).

A adoção desta técnica tem apresentado crescimento em relação ao uso dos sistemas de cultivo convencionais nas lavouras de milho. As principais razões da adoção da agricultura de precisão fundamentam-se na necessidade de reduzir os custos e de melhorar a eficiência dos sistemas de produção através de técnicas de manejo em sítios específicos (Alcântara, 2015). Neste contexto, Gomes et al. (2014), relata que a AP surge como alternativa para o aumento de produtividade em até 30% dos principais cereais como milho, arroz e trigo, além da gestão ambiental preventiva.

Para Soares Filho e Cunha (2015), as estratégias relacionadas a este método de manejo contribuem para o desenvolvimento em três seguimentos principais. Primeiro, esta prática tem aumentado a produção em função do uso racional de insumos agrícolas. O segundo aspecto está relacionado com a exigência de conhecimento multidisciplinar que tende a promover investimento em capital humano no campo. E o terceiro, melhora a gestão na decisão de manejo dos solos e culturas, o que permite acompanhamento preciso da produção.

Assim, a agricultura de precisão é tida como uma postura gerencial que leva em conta a variabilidade espacial da lavoura para obter retorno econômico e ambiental. Há ainda o reforço da visão de cadeia de informações, na qual equipamentos, aplicativos e máquinas são ferramentas que podem apoiar a coordenação no campo (Bernardi et al., 2014).

Agricultura de precisão, para Biesdorf (2016), permite a coleta intensiva de informações e dados para gerar utilizações mais eficientes, com progresso na produção agrícola e na qualidade do ambiente. Com destaque para a contribuição na redução do risco de contaminação ambiental, já que dosagens assertivas evitam que excessos de nutrientes superiores às necessidades das plantas sejam lixiviados ou carreados para os corpos hídricos.

Técnicas como esta marcam o cenário agrícola com potencial para englobar a maior parte dos atributos importantes da IEA, pois, envolvem a adequação da eficiência com a qual os nutrientes são usados e buscam resultados no aumento dos rendimentos. Com abertura que permite aos agricultores inserir período de pousio em algumas áreas para aumentar a biodiversidade (Hochman et al., 2013).

O ponto de partida para alavancar a agricultura de precisão é a identificação da variabilidade existente na lavoura a fim de minimizá-la através de homogeneização com a aplicação de técnicas que podem chegar a anular essa variabilidade, seja proveniente de fatores químicos, físicos ou biológicos. A utilização de mapas de produtividade completa o ciclo da Agricultura de Precisão, com possibilidade de comparar, tanto com mapas de fertilidade química, como de fertilidade física, o que caracteriza as zonas de manejo (Hauschild, 2013).

O conhecimento da distribuição espacial associado a definição de zonas de manejo pode ser utilizado no aumento da eficiência da aplicação dos fertilizantes agrícolas, redução de custos com insumos e otimização do uso, além de ganhos econômicos e ambientais (Santos et al., 2015).

Sobre as zonas de manejo, estas podem ser definidas como a divisão de uma área em subáreas ou áreas homogêneas para a qual se pode aplicar doses uniformes de insumos (Prado et al., 2015). Bernardi et al. (2015), esclarece que estas zonas de manejo podem ser obtidas por meio de mapas de produtividade, mapas de classificação do solo, de relevo e atributos químicos e físicos do solo.

2.3 Atributos e Qualidade do Solo

A partir da década de 1990, o conceito de qualidade do solo passou a receber mais atenção, pois, juntamente com influência do ar e da água, a qualidade do solo está fortemente relacionada a produtividade de determinado ecossistema e dos ambientes adjacentes. Contudo, ao contrário do ar e da água que possuem padrões de qualidade, a qualidade do solo tem sido difícil de definir e quantificar (Lal, 2015). O termo qualidade do solo remete à capacidade do solo de sustentar a produtividade biológica, ou seja, de funcionar dentro dos limites a que está submetido pelos ecossistemas manejados ou naturais, com foco no equilíbrio ambiental e promoção da saúde de animais e plantas (Doran et al., 1994).

Portanto, para avaliar a qualidade do solo seria feita uma avaliação em relação às funções específicas do solo. No entanto, estas funções não podem ser medidas diretamente. As propriedades físicas, químicas e biológicas selecionadas do solo são usadas para quantificar as funções relacionadas a objetivos específicos (Viana et al., 2014).

Para Marchini et al. (2015), a avaliação da qualidade do solo pode ser medida por meio de grupos de atributos, sem necessidade de abranger as três segmentações que incluem os indicadores químicos, físicos e biológicos. Entre estes, os atributos químicos possibilitam o monitoramento de mudanças, a médio e longo prazo.

As práticas agrícolas influenciam de maneira complexa os indicadores do solo, como o percentual de matéria orgânica, dinâmica da água, penetrabilidade de raízes e disponibilidade de nutrientes (Box e Hammond, 1990). Para Viana et al. (2014), os indicadores de qualidade do solo são medições do solo com objetivo básico de representar as condições do ecossistema ou a capacidade do solo de desempenhar as funções do sistema.

O efeito do uso de sistemas de pastagem, plantio direto com cinco e dez anos, área recém desmatada e floresta secundária não perturbada foram observadas por Aguiar et al., (2013). Foram verificados que o fósforo e a matéria orgânica são importantes indicadores para avaliar mudanças no grau de degradação dos solos nos trópicos úmidos. Os resultados encontrados indicaram que o uso contínuo de culturas anuais nos solos dessa região deve ser considerado como de alto risco para a sustentabilidade dos agrossistemas, principalmente devido ao aumento da acidez ativa e potencial e a diminuição da matéria orgânica.

Com relação aos indicadores químicos, Araújo et al. (2012), indicam que normalmente são agrupados em variáveis relacionadas com o teor de matéria orgânica do solo, o conteúdo de nutrientes, a acidez do solo e relações como a saturação de bases (V%). Medidas que expressam a disponibilidade de nutrientes, como cálcio, magnésio, fósforo e

potássio, além de micronutrientes, assim como suas relações são importantes para avaliar qualidade de solo entre diferentes sistemas de manejos. Oliver et al. (2013), afirmam que os indicadores químicos podem também ser úteis ao ser considerada a capacidade de manter alto rendimento e sustentabilidade, além da ciclagem de nutrientes e biomassa vegetal.

Em ecossistemas naturais, o solo possui conteúdo de carbono orgânico em concentração estável, diretamente ligada a condições ambientais determinadas pela biomassa vegetal, clima, topografia e por características provenientes do próprio solo. Entretanto, esse estado é alterado enquanto o solo passa a ser utilizado para fins agrícolas (Leite et al., 2014). Ao ocorrer perda de carbono, promovida pela redução dos teores de matéria orgânica, é gerada uma diminuição da qualidade do solo (Lal, 2015).

O teor de matéria orgânica melhora a estrutura do solo como um todo, pois está relacionada a atributos físicos como a densidade do solo, a resistência do solo à penetração de raízes, a estabilidade de agregados, porosidade e retenção de água, além dos atributos químicos e biológicos que irão favorecer o crescimento das plantas (Campos et al., 2011).

Muitos nutrientes interagem com a MOS, o que influencia a ciclagem e a adsorção dos elementos além de evitar perdas por lixiviação (Bronick e Lal, 2005). Essa interação ocorre porque as substâncias húmicas (subdivididas em ácidos fúlvicos, ácidos húmicos e húmina), que compõem a MOS apresentam muitos grupos funcionais que geram cargas positivas ou negativas e estão relacionadas ao pH do solo. Os ácidos fúlvicos, por sua vez, formam a fração com maior representatividade na geração de cargas (Alvarez-Puebla et al., 2005). Por conta disso, a MOS influencia significativamente a capacidade de troca catiônica (CTC), o ponto de carga zero (PCZ) e a complexação de elementos tóxicos, já que representa de 20 a 90% da CTC total dos solos (Canellas et al., 2003; Alvarez-Puebla et al., 2005; Santos et al., 2008).

Com relação a estabilidade da MOS, as substâncias húmicas são os componentes mais estáveis. São constituídas por uma mistura heterogênea de compostos orgânicos altamente polimerizados, os quais apresentam características químicas, físicas e morfológicas diferenciadas entre si e relacionam-se à qualidade da MOS. Mudanças no manejo do solo podem influenciar a estabilização e o comportamento dessas substâncias e, conseqüentemente, afetar o comportamento dos atributos químicos do solo (Dobbss et al., 2009; You et al., 2014).

Por conta desta relevância, diferentes frações da matéria orgânica do solo, dentre elas o carbono associado aos minerais (COM) e o carbono orgânico particulado (COP), têm

sido utilizados como indicadores de qualidade do solo, por apresentarem maior sensibilidade às alterações de manejo do solo do que o carbono orgânico total (COT) isoladamente (Faccin et al., 2017).

O COP contribui aproximadamente de 3 a 20% do COT do solo e é composto, principalmente, por restos vegetais em vários estágios de alteração, engloba partículas maiores que 0,053mm (Conceição, 2006). Esta fração pode ser encontrada em elevadas quantidades na camada mais superficial de solos sob plantio direto como resultado do maior aporte de resíduos em sua superfície. Por outro lado, o COP pode apresentar-se em maiores quantidades nas camadas inferiores a 0,05m em solos sob plantio convencional, devido à incorporação dos resíduos em profundidade (Amorin, 2016).

Uma das maneiras de identificar as variáveis preditoras para a produtividade de uma cultura em uma determinada área é determinar a relação existente entre a produtividade e os indicadores de qualidade do solo, através do monitoramento da variabilidade dos atributos (Lal, 2015).

2.4 Variabilidade Espacial de Atributos Químicos do Solo

A variabilidade espacial ou a heterogeneidade da produtividade de grãos segundo Rabello et al. (2014), pode estar associada a uma série de fatores que interagem de forma complexa e condicionam a expressão da cultura. Portanto, é resultante da interação de fatores, tais como: edáfico (salinidade, matéria orgânica, nutrientes etc.), biológico (microrganismos), topográfico (relevo), antrópico (deposição de dejetos, compactação do solo devido trânsito de máquinas agrícolas), e climático (temperatura, umidade relativa etc.).

O estudo da variabilidade espacial de atributos do solo e da produtividade da cultura de acordo com Amorim (2016), é fundamental para o entendimento dos fatores que determinam a expressão do potencial produtivo das espécies agrícolas. Ao identificar estes fatores é possível o desenvolvimento de práticas de manejo sítio-específicas que visem a maximização do potencial produtivo em diferentes zonas da lavoura.

Sucessivos estudos demonstram que o solo está naturalmente sujeito à variação de suas propriedades físicas e químicas no espaço e no tempo, resultantes da complexa interação natural (Araújo et al., 2018). A intervenção antrópica é um fator marcante para a variabilidade espacial dos atributos do solo e está intimamente ligada à agricultura. O manejo no local específico é a base da agricultura de precisão e tem como objetivo aumentar a eficiência do

processo produtivo por meio de técnicas agrícolas conforme a variabilidade espacial dos atributos do solo (Girardello et al., 2014).

Compreender a variabilidade espacial dos atributos físicos e químicos, com um comportamento mais estático como no caso da textura ou dinâmico como o carbono orgânico, é necessário para orientar as estratégias de manejo. Essas informações são interessantes especialmente em regiões de transição, como na vegetação natural de Cerrado que se encontra em processo de substituição por sistemas agrícolas instáveis, o que causa alterações nas propriedades do solo (Barros e Chaves, 2014). Ao destacar a importância e a variabilidade natural da serapilheira na região tropical, Moraes et al. (2017), quantificaram e mapearam a biomassa e os estoques de C da serapilheira no bioma Cerrado em Minas Gerais, sudeste do Brasil. Neste mapeamento foi possível detectar alta variabilidade na biomassa, conteúdo e estoque de carbono.

Para Santos et al. (2012), o conhecimento relacionado a variabilidade espacial contribui para a gestão adequada e realmente precisa do solo, pois permite a identificação de zonas que requerem gestão diferenciada, redução de impactos ambientais e aumento na eficiência das culturas. Umbelino et al. (2018), trabalharam dentro destes parâmetros para a obtenção de mapas com definição de zonas de manejo para soja de alta produtividade.

A aplicação da geoestatística na agricultura de precisão objetiva, basicamente, a caracterização da variabilidade espacial dos atributos das culturas e do solo, mas também, estima as inter-relações desses atributos no espaço e no tempo. Ao utilizar os modelos ajustados dos semivariogramas, são interpolados os dados pela técnica da krigagem que culmina na geração de mapas (Bernardi et al., 2014).

Assim, como é comum em outras variáveis ambientais, os atributos do solo são pesquisados através de amostras que representam um espaço contínuo no qual estas foram retiradas, como um campo agrícola, por exemplo. A popularidade do uso da krigagem é devida as suas estimativas nos pontos não amostrados serem confiáveis, ou seja, sem parcialidade e com variância mínima, bem como sem erros de excessos (Oliver e Webster, 2014).

A interpolação dos mapas dá-se por diversos métodos, que criam mapas de probabilidade, uma vez que essas superfícies são valores preditos. O método da krigagem estima valores desconhecidos com informações dos semivariogramas, que são os modelos da variação dos dados em função da distância (Bernardi et al, 2014).

2.5 Geoestatística

A geoestatística é uma técnica amplamente utilizada para estudar a variabilidade espacial e tem como aplicação a investigação das propriedades físicas e químicas do solo (Araújo et al., 2018). Para Oliveira et al. (2015), a geoestatística é o estudo de um fenômeno natural, que pode ser caracterizado pela distribuição no espaço de uma ou mais variáveis, chamadas de variáveis regionalizadas. Assim, viabiliza o estudo de uma função espacial numérica, que varia de um local para outro, com uma aparente continuidade e cujos valores são relacionados com a posição espacial em que ocupam.

O estudo destas variáveis tem como objetivo resolver os problemas de estimativa para locais em que a amostragem não foi realizada com base nos dados medidos. Esta inferência espacial é denominada interpolação, e é fundamentada em ajustes de funções matemáticas locais ou globais. (Yamamoto e Landim, 2013).

O ramo de estudo da geoestatística tem sido uma ferramenta essencial no desenvolvimento da agricultura de precisão por viabilizar a coleta de solo por meio de malhas amostrais (Cherubin et al., 2015). O intervalo entre pontos na grade amostral está relacionado com a exatidão da amostragem, e leva em consideração os custos da operação. Em território brasileiro é comum utilizar grades com uma amostra coletada a cada 3 a 5 hectares. É recorrente que amostragens em grade com espaçamentos como estes não sejam suficientes para obter um mapa com qualidade; entretanto, é preferível ter uma amostra a cada 5 hectares a ter uma a cada 20 hectares, por exemplo (Bernardi et al., 2014). Em suma, é necessário conhecer a área e suas peculiaridades para que haja a tomada de decisão assertiva. (Bernardi et al., 2015).

Assim, de acordo com Teixeira (2013), é definido que quanto maior a proximidade entre os pontos amostrados, mais parecidos serão seus valores. Dessa forma, existe uma relação de dependência entre uma medida amostrada em um determinado ponto e os pontos adjacentes. Portanto, as observações apresentam características de acordo com a posição espacial que ocupam e não somente com relação ao valor que assumem.

O semivariograma, para Davis et al. (1995), é uma ferramenta da geoestatística, utilizada para descrever a dependência espacial entre observações, com base na Teoria das Variáveis Regionalizadas. Isaaks e Srivastava (1989), afirmaram que a estrutura da distribuição espacial dos dados observados pode ser caracterizada e quantificada pois os valores das variáveis são registrados pelas suas posições.

Os variogramas caracterizam-se por serem uma medida da variância ($\gamma(h)$) das diferenças nos valores da variável regionalizada entre pontos separados por uma certa distância. Pontos mais próximos, por estarem correlacionados, terão essa variância pequena, com tendência a aumentar à medida que os pontos ficam mais distanciam. O ajuste dos variogramas aos modelos teóricos, etapa muito importante do estudo geoestatístico, busca descrever continuamente a variabilidade e correlação espacial dos dados, este processo envolve várias tentativas em que a experiência (modelagem a sentimento) conta muito (Krüger, 2005).

Portanto, a curva ajustada minimiza a variância dos erros e o modelo do semivariograma é utilizado para definir os pesos da função Krigagem (Oliver e Webster, 2014). Assim, o semivariogramas é estimado pela equação 1, a seguir (Journel e Huijbregts, 1978).

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

Equação 1: γ^* = semivariância entre pares de valores medidos para determinada distância h ; h = distância entre valores medidos; $N(h)$ = número de pares de pontos medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$; Z = valor do atributo; e x_i = posição de determinado atributo.

Existem dois tipos básicos de variogramas: com patamar, em que a variância dos dados tende a se estabilizar em uma certa distância; e, os sem patamar, nos quais a variância continua a aumentar indefinidamente com a distância (Camargo, 2006). As propriedades típicas de um variograma com patamar são as ilustradas na Figura 1.

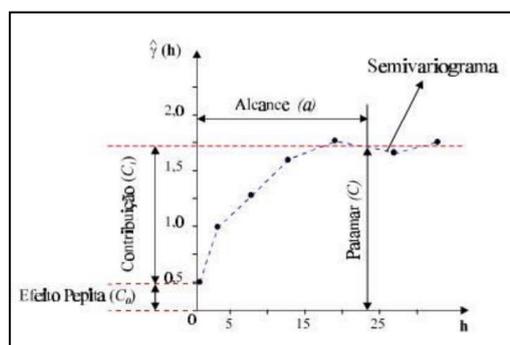


Figura 1. Esquema de variograma com destaque para as propriedades básicas.
Fonte: Camargo, 2016.

Segundo a conceituação de Camargo (2006), têm-se:

- Patamar (sill): é a distância em que a partir deste ponto considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras torna-se invariante com a distância;
- Alcance (a): distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente. O conceito foi ampliado por Journel e Huijbregts (1978), com a afirmativa de que o alcance de um variograma é igual a metade do comprimento da distância máxima entre os pontos amostrados.
- Efeito Pepita (C_0): diferença entre as amostras de maior proximidade e gerada por microrregionalizações, erros de amostragens ou erros de medidas; e
- Contribuição (C_1): é a diferença entre o patamar (C) e o Efeito Pepita (C_0).

Existem vários modelos de variogramas, no entanto, alguns são mais comumente encontrados, como o esférico, exponencial e gaussiano. Cujas as equações estão ilustradas na tabela 1.

Tabela 1. Modelos teóricos de variogramas com patamar.

Modelo	Equação
Esférico	$\gamma(h) = C_0 + C \left[1,5 \frac{h}{a} - 0,5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]$ para $h < a$ $\gamma(h) = C_0 + C$ para $h \geq a$
Exponencial	$\gamma(h) = C_0 + C [1 - \exp(-h/a)]$
Gaussiano	$\gamma(h) = C_0 + C \{1 - \exp[-(h/a)^2]\}$

Fonte: Yamamoto e Landim (2013).

Há a possibilidade da amostragem ser insuficiente ou incompleta, nesses casos o variograma é classificado como “sem patamar”. O modelo que representa esse tipo de variograma experimental foi proposto por Guimarães (2004):

$$\gamma(h) = C_0 + \alpha h^\beta \quad 0 < \beta < 2 \quad (2)$$

Equação 2: α = constante positiva. $\beta = 1$, tem-se o variograma linear; $\beta = 0$ tem-se o chamado efeito pepita puro.

O melhor modelo de semivariograma e seus parâmetros deve ser determinado para validar a modelagem da autocorrelação espacial por meio da otimização de parâmetros do semivariograma. Dois importantes indicadores são utilizados: o coeficiente de correlação (indica quão bem o modelo se ajusta aos dados) e a relação contribuição para patamar [$C_1 / (C_1 + C_0)$], que deve tender a 1. Isso significa que C_0 (a pepita) deve tender a 0. É possível

também utilizar a relação pepita patamar $[C_0 / (C_0 + C_1)] * 100$, que deve tender para 0. Se a relação de pepita/patamar é inferior a 25%, a variável pode ser considerada como de forte dependência espacial. Se esta razão está inserida entre 25% e 75%, a dependência espacial será considerada moderada e se a razão é igual ou superior a 75%, a dependência espacial será considerada fraca (Cambardella et al., 1994).

Alguns softwares, como o GS +, levam em consideração a distância entre o grupo de pares e do modelo ajustado denominado soma de quadrado do resíduo (SQR) (Gamma Software Design, 2012). O coeficiente de correlação (R²) deve ser maior do que 0,8 e a proporção efeito pepita patamar deve tender a 1, o que quer dizer que a variação pepita tem de ser o mais próximo possível da origem (Duffera et al., 2007).

A interpolação por krigagem, conforme Vieira et al. (1983), constitui-se em estimar valores para locais não determinados (não amostrados) no campo de estudo, cada estimativa representa a média ponderada dos valores observados (amostrados) na sua vizinhança. Com uso do espaço bidimensional, a estrutura espacial de uma variável pode ser visualizada através de mapas. Para a produção dos mapas, é necessário interpolar os valores em locais não amostrados. Em geoestatística, o método de previsão da correlação espacial entre os dados é chamado Krigagem (Duffera et al., 2007).

O termo krigagem, tem origem na tradução do inglês *kriging*, foi cunhado pela escola francesa de geoestatística em homenagem a Daniel G. Krige, engenheiro de minas sul-africano e pioneiro na aplicação de técnicas estatísticas em avaliação da disposição de minérios. Esta técnica faz uso da posição geográfica dos dados para a interpolação a partir dos semivariogramas. São utilizadas funções matemáticas, correlação espacial e o ajuste dos modelos teóricos para acrescentar pesos maiores nas posições mais próximas aos pontos amostrais e pesos menores nas posições mais distantes, e criar assim os pontos interpolados com base em combinações lineares de dados (Jakob, 2002).

Portanto, a krigagem se baseia na correlação espacial entre as variáveis testadas empiricamente e modeladas a partir dos dados da amostra, em ponto de destaque visa minimizar a variância do erro (Yost et al., 1982). Chabala et al. (2017), demonstraram o uso da técnica de Krigagem ao mapear cerca de 1,18% do território da Zâmbia. A técnica foi aplicada com objetivo de modelar a distribuição de carbono orgânico no solo.

Esse conjunto de ferramentas permite o aperfeiçoamento da compreensão de variáveis eco-geomorfológicas. Estudos que envolvem o mapeamento de atributos químicos e físicos são ferramentas importantes para identificar áreas com maior capacidade de cultivo e

para a gestão de recursos como uso do solo e as águas subterrâneas (Almeida et al., 2016).
Permitem ainda, identificar áreas com deficiência de nutrientes ou atributos do solo que possam limitar a produção (Matias et al., 2015).

4. METODOLOGIA

4.1 Área experimental e instalação do experimento

O estudo foi realizado na Fazenda Santa Luzia, localizada a 22 Km do perímetro urbano da cidade de São Raimundo das Mangabeiras, Brasil (7°31'59,38''S Latitude e 46°2'39,02''O Longitude). O solo da área foi classificado como Latossolo Amarelo (Embrapa, 1999), com topografia plana (inclinação <1%). A área trata-se de lavoura estabelecida, aberta há 25 anos, com implantação de *Brachiaria brizantha* na segunda safra do ano de 2017. Para correção do solo foram adicionadas duas formulações, 142 Kg/ha da formulação 00 00 60/ KCl e 220,05 Kg/ha da formulação 03 28 00 de N-amoniacal e P₂SO₄, aplicação de ureia de 142 Kg/ha.

Para o plantio da cultura do milho, foi utilizado o híbrido P-30S31YH. As características mais marcantes desse híbrido são: elevado potencial produtivo e elevada estabilidade, altamente tolerante a estresse hídrico. O sistema seguiu parâmetros comerciais vigentes na fazenda com espaçamento de 0,45 m entre linhas e 0,30 m entre plantas (Figura 2). O plantio foi realizado em março de 2018. Para a amostragem dos atributos do solo e da produtividade, foi demarcado o domínio a ser estimado de 0,7 hectare. Os 100 pontos de análise foram marcados em maio de 2018, dispostos em uma grade uniforme de 10 x 10 metros. Este processo foi registrado por meio de coordenadas em aparelho de GPS.



Figura 2. Mapa com os pontos amostrais e disposição espacial da área experimental.
Fonte: Portal Wiki.

4.2 Coleta das amostras

Foram coletadas amostras não estruturadas, em sacos plásticos, em cada um dos pontos, na profundidade de 2 a 10 cm. O material coletado foi subdividido em duas amostras e foram encaminhadas para o Laboratório de Solos e Laboratório de Nutrição de Plantas da Universidade Estadual do Maranhão, campus São Luís – MA. As amostras foram secas ao ar,

destorroadas, homogeneizadas e peneiradas em malha de 2 mm – Terra Fina Seca ao Ar (TFSA).

4.3 Análises químicas

As análises químicas do solo foram realizadas de acordo com Raij et al., (2001). Incluíram matéria orgânica (MO), pH, fósforo (P), potássio (K), cálcio (Ca) e magnésio (Mg). Para as análises de matéria orgânica (MO), foi utilizado 1 mL de cada amostra com 10 mL de solução sulfocrômica, adicionado 50 mL de água destilada em cada amostra. Leitura realizada em espectrofotômetro.

O processo de preparo das análises de cálcio, magnésio e alumínio foi realizado em uma amostra inicialmente única de 5 mL. Adicionados 50 mL de cloreto de potássio e leitura realizada por titulações. Para o alumínio foi utilizado como titulante solução de hidróxido de sódio (NaOH), para cálcio e magnésio o titulante EDTA.

O preparo do fósforo e potássio consiste em alicotar 2,5 mL de amostra, adicionar 25 mL de solução Melich. Para o fósforo foi adicionado ácido ascórbico e 10 mL de molibdato de amônio, leitura feita em espectrofotômetro. Para o potássio a leitura foi realizada em fotômetro de chama.

Foram calculadas a soma das bases (SB), capacidade de troca catiônica (CTC) e saturação por bases (V%).

$$SB = Ca^{2+} + Mg^{2+} + K^+ \quad (3)$$

Equação 3: SB = soma de bases em mmol.dm⁻³, Ca = cálcio, Mg = magnésio, K = potássio.

$$CTC = SB + H + Al \quad (4)$$

Equação 4: CTC = capacidade de troca catiônica em mmol.dm⁻³, SB = soma de bases em mmol.dm⁻³.

$$V\% = \frac{SB}{CTC} * 100 \quad (5)$$

Equação 5: V% = saturação por bases em %, SB = soma de bases em mmol.dm⁻³, CTC = capacidade de troca catiônica em mmol.dm⁻³.

Para o fracionamento físico da matéria orgânica do solo, foi utilizado método granulométrico descrito por Cambardella e Elliot (1992). O princípio do método constitui-se na separação do carbono orgânico do solo em duas frações: carbono orgânico particulado

(COP), mais recentemente depositado no solo, portanto, menos decomposto e carbono orgânico associado a minerais (COM) mais recalcitrante e humificado.

O carbono orgânico associado a minerais é calculado pela diferença entre o carbono orgânico total e o carbono orgânico particulado (Equação 6).

$$\text{COM} = \text{COT} - \text{COP} \quad (6)$$

Equação 6: COM = teor de carbono orgânico associado a minerais no solo, em g kg^{-1} ; COT = teor de carbono orgânico total do solo, em g kg^{-1} ; COP = teor de carbono orgânico particulado do solo, em g kg^{-1} .

Inicialmente foi verificado o COP, as amostras de solo preparadas como TFSA foram maceradas em almofariz, pesadas 20 gramas e acondicionadas em copos de polipropileno e adicionados 80 mL de solução dispersante de hexametáfosfato de sódio na concentração de 5 g L^{-1} . As amostras foram agitadas por 15 horas em agitador horizontal.

Após a homogeneização, o material passou por peneiramento úmido em peneira de malha 0,053 mm e enxague com água destilada até a completa remoção da argila. O material retido na peneira consiste na Matéria Orgânica Particulada (MOP) associado à fração areia enquanto aquele que atravessou a malha é denominado COM (matéria orgânica associada ao silte + argila). Com auxílio de jatos de água a MOP foi transferida para recipientes plásticos e seco em estufa de circulação de ar forçado a 50°C até atingir massa constante. Após a secagem, o material foi pesado e moído em almofariz.

Foram pesados 0,5 gramas de solo moído e transferidos para tubos de digestão tipo Folin Wu com capacidade 50 mL, em seguida adicionados 5 mL de solução dicromato de potássio ($\text{K}_2\text{Cr}_2\text{O}_7$) em concentração de 0,167 mol/L e 7,5 mL de ácido sulfúrico concentrado. Os tubos foram aquecidos por 30 minutos em bloco digestor pré-aquecido a 150°C . Após este período os tubos foram retirados e resfriados em temperatura ambiente por 30 minutos. O conteúdo foi quantitativamente transferido dos tubos para frascos Erlenmeyer de 250mL, lavados com 100 mL de água destilada. Em seguida, foram adicionados 5 mL de ácido fosfórico (H_3PO_4) concentrado e 3 gotas do indicador fenolftaleína.

A titulação foi realizada com o titulante sulfato ferroso amoniacal em concentração de 0,2 mol/L. Foram preparados 2 frascos com reagentes em branco sem aquecer e 2 brancos aquecidos ao mesmo tempo que cada grupo de amostras. O branco não aquecido foi utilizado para padronizar o sulfato ferroso amoniacal ($\text{Fe}(\text{NH}_4)_2(\text{SO}_4)_2 \cdot 6\text{H}_2\text{O}$).

Foi utilizada a diferença entre os valores de titulação das amostras aquecidas e não aquecidas na correção do valor da titulação em todas as amostras para o dicromato consumido por decomposição térmica durante o aquecimento (Equação 7).

$$A = (mLBA - mLamostra) \times \frac{(mLBF - mLBA) + mLBA - mLamostras}{mLBF} \quad (7)$$

Equação 7: mLBA = volume da solução de sulfato ferroso amoniacal gasto para titular o branco aquecido (mL), mLBF = volume para titular o branco não aquecido (mL), mLamostra = volume para titular a amostra analisada (mL).

$$\text{Carbono orgânico, g/Kg} = \frac{A \times M_{Fe^{+2}} \times 0,003 \times 1000}{m_{amostra} (g)} \quad (8)$$

Equação 8: A = valor calculado anteriormente, $m_{amostra}$ = massa do substrato seco, em gramas, $M_{Fe^{+2}}$ = concentração molar da solução de sulfato ferroso amoniacal. O fator 0,003 (g/mmol de C) refere-se à razão: 0,001 multiplicado pela massa do C/4, onde 4 é o número de elétrons na oxidação de C da MO (considerado número de oxidação zero -C⁰) e para CO₂(C⁴⁺). O fator 1000 transforma gramas em quilos de substrato.

$$M_{Fe^{+2}} = \frac{\text{volume } K_2Cr_2O_7 \text{ (mL)} \times 0,167 \text{ mol/L} \times 6 \text{ (2x3 elétrons da reação oxi-red do } Cr_2)}{\text{volume Fe (NH}_4)_2(SO_4)_2 \cdot 6H_2O \text{ gasto para titular branco não aquecido}} \quad (9)$$

Equação 6: Equação suporte da Equação 8.

A segunda parte do processo é direcionada ao carbono orgânico total, este compreende todos os componentes do solo (areia, silte e argila), portanto, não passa pelo processo de dispersão e lavagem. Assim, foram pesados 0,5 gramas de solo moído e transferidos para tubos de digestão tipo Folin Wu com capacidade 50 mL, em seguida adicionados 5 mL de solução dicromato de potássio (K₂Cr₂O₇) em concentração de 0,167 mol/L e 7,5 mL de ácido sulfúrico concentrado. Os tubos foram aquecidos por 30 minutos em bloco digestor pré-aquecido a 150°C. Após este período os tubos foram retirados e resfriados em temperatura ambiente por 30 minutos.

O conteúdo foi quantitativamente transferido dos tubos para frascos Erlenmeyer de 250 mL, lavados com 100 mL de água destilada. Em seguida, foram adicionados 5 mL de ácido fosfórico (H₃PO₄) concentrado e 3 gotas do indicador fenolftaleína. Em seguida foi realizada a titulação com o titulante solução de sulfato ferroso amoniacal em concentração de 0,2 mol/L. Foram preparados 2 frascos com reagentes em branco sem aquecer e 2 brancos aquecidos ao mesmo tempo que cada grupo de amostras. O branco não aquecido foi utilizado

para padronizar o sulfato ferroso amoniacal ($\text{Fe}(\text{NH}_4)_2(\text{SO}_4)_2 \cdot 6\text{H}_2\text{O}$). Os cálculos seguem os mesmos determinados para o carbono orgânico particulado.

O estoque de carbono do solo (EC), foi calculado pela metodologia de Ellert e Bettany, (1995) e Bayer et al., (2000).

$$\text{EC} = \frac{\text{Ds} \times \text{h} \times \text{COT}}{10} \quad (10)$$

Equação 10: Ec = estoque de carbono em determinada profundidade em $\text{mg} \cdot \text{ha}^{-1}$, Ds = densidade do solo em $\text{Kg} \cdot \text{dm}^{-3}$, h = espessura da camada amostrada em cm, COT = carbono orgânico total em $\text{g} \cdot \text{Kg}^{-1}$.

4.4 Análises de componentes de produtividade

A avaliação dos componentes de produtividade foi realizada em cada um dos pontos de amostragem. A produtividade foi obtida a partir das plantas coletadas em uma área de 4 m^2 por ponto amostral, o número de espigas por planta obtida pela média das espigas de 15 plantas, a massa de 100 grãos verificada pela média de três repetições, massa das espigas obtida pela relação entre massa de 100 grãos, número de espigas e produção por ponto.

4.5 Análises estatísticas e geoestatística

Os dados foram analisados em etapas interligadas para simplificar o processo: Etapa 1) estatística descritiva, Etapa 2) teste de normalidade (Kolmogorov-Smirnov), Etapa 3) parâmetros do semivariograma, Etapa 4) correlações entre as propriedades do solo e componentes de produtividade da cultura do milho e Etapa 5) mapas das variáveis, que foram produzidos pela técnica de krigagem (Isaaks e Srivastava, 1989).

Para a primeira etapa foram avaliados parâmetros da estatística descritiva dos atributos químicos do solo e componentes de produtividade do milho. Portanto, foram calculados os valores de mínimo, máximo, média, mediana, variância, desvio padrão e curtose. A segunda etapa contou com a distribuição normal ao nível de significância de 5% pelo teste de Kolmogorov – Smirnov. Para as etapas 1) e 2) foi utilizado o software Statistica (Statsoft, 2004).

Na terceira etapa, foi utilizado o software GS+ 7.0 (Gamma Software Design, 2012), para a construção de semivariogramas e análise da estrutura espacial para variáveis. Foram testados os modelos de semivariogramas: (a) esférico, $\gamma^*(h) = C_0 + C_1 [1,5 (h/a) - 0,5 (h/a)^3]$ para $(0 < h < a)$ e $\gamma^*(h) = C_0 + C_1$ para $h \geq a$; (b) exponencial, $\gamma^*(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3h/a)]$ para $(0 < h < d)$; e (c) gaussiano, $\gamma^*(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3h^2/a^2)]$ para $(0 < h < d)$, em

que d é a distância máxima na qual o semivariograma é definido. Ao ajustar os semivariogramas foi possível definir os valores do efeito pepita (C_0), do alcance (A) e do patamar ($C + C_0$). A seleção do modelo ajustado dos semivariogramas foi feita com base na menor soma do quadrado dos resíduos (SQR), no maior coeficiente de determinação (R^2) e menor grau de dependência espacial (GDE). Para o grau de dependência espacial, quando se têm valores inferiores a 25%, a variável é considerada como com forte dependência, se entre 25% e 75%, a dependência espacial é considerada moderada e se são obtidos valores iguais ou superiores a 75%, a dependência espacial é considerada fraca (Cambardella et al., 1994).

A quarta etapa envolveu a verificação das correlações entre as propriedades do solo e componentes de produtividade da cultura do milho. Este processo foi feito através da elaboração de matriz de correlação gerada pelo software Statistica, foram consideradas correlações significativas para $P < 0,05$ (Statsoft, 2004). A quinta etapa compreendeu a elaboração dos mapas das variáveis, que foram produzidos pela técnica de krigagem. No processo de criação dos mapas de isolinhas, foi utilizado o software Surfer 11.0 (Golden Software, 2012).

5. RESULTADOS

5.1 Estatística Descritiva

Os valores referentes às medidas de tendência central, que compreendem média e mediana (Tabela 2), de todos os atributos analisados apresentaram aproximação. Quanto à normalidade, os atributos químicos potássio, carbono orgânico particulado e carbono associado a minerais apresentaram distribuição normal de acordo com o teste Kolmogorov-Smirnov a 5% probabilidade.

A classificação dos dados referentes aos coeficientes de variação (CV) das variáveis, foi efetuada de acordo com Warrick e Nielsen (1980), para o $CV < 12$ são considerados de baixa variabilidade, entre 12 e 60% de média variabilidade e $CV > 60\%$ de alta variabilidade dos dados.

Assim, as variáveis pH, CTC, COT, estoque de carbono, V%, número de espigas por planta e massa de 100 grão foram considerados de baixa variabilidade. A menor variabilidade foi expressa pelo pH (5.1). Já os atributos P, K, Ca, Mg, SB, COP, COM, H+Al, produtividade e número de grãos por espiga foram classificados como de média variabilidade e como alta variabilidade apenas MO e Al.

Tabela 2. Estatística descritiva dos atributos fósforo (mg.dm^{-3}), potássio (mmol.dm^{-3}), cálcio (mmol.dm^{-3}), magnésio (mmol.dm^{-3}), pH (CaCl_2), alumínio (mmol.dm^{-3}), soma de bases (mmol.dm^{-3}), acidez potencial (mmol d.m^{-3}), capacidade de troca de cátions (mmol.dm^{-3}), saturação por base (%), MO (g.dm^{-3}), carbono orgânico total (g.Kg), carbono orgânico particulado (g.Kg), estoque de carbono (g.Kg) e rendimento produtivo do milho em Latossolo Amarelo.

Atributos	Mínimo	Máximo	Média	Mediana	Variância	DP	CV	Curtose	K-S
P	1.400	83.200	28.160	22.650	276.685	16.634	59.1	0.618	0.188
K	0.000	3.154	1.348	1.308	0.547	0.740	54.9	-0.726	0.074 ⁽ⁿ⁾
Ca	10.000	64.000	46.380	48.500	121.430	11.020	23.8	1.426	0.171
Mg	4.000	73.000	19.910	19.000	76.143	8.726	43.8	13.064	0.161
pH	4.330	5.500	4.947	4.970	0.065	0.255	5.1	-0.456	0.323
Al	0.000	46.000	2.150	0.000	71.417	8.451	393.1	20.603	0.384
SB	22.174	133.881	72.222	71.794	223.964	14.965	20.7	3.006	0.163
H+Al	37.199	70.742	50.836	51.029	52.220	7.226	14.2	-0.216	0.136
CTC	71.569	192.359	118.474	118.665	195.494	13.982	11.8	8.098	0.220
V%	30.982	73.134	60.488	60.850	61.330	7.831	12.9	1.524	0.202
MO	8.100	71.600	34.706	32.000	504.435	22.460	64.7	-1.727	0.252
COT	22.097	29.914	27.170	27.484	3.621	1.903	7.0	-0.263	0.263
COP	4.883	18.773	10.275	9.911	8.797	2.966	28.9	-0.035	0.062 ⁽ⁿ⁾
COM	10.750	20.880	16.900	17.210	4.640	2.150	12.7	0.300	0.088 ⁽ⁿ⁾
Est. de C	28.712	46.571	36.663	36.454	13.260	3.641	9.9	-0.223	0.224
-----Rendimento Produtivo-----									
Massa da espiga	40.150	131.350	93.240	92.020	205.020	14.320	15.0	4.650	0.178
nºespiga/planta	1.000	1.000	1.000	1.000	0	0	0	0	0
Grãos/espiga	154.000	490.000	338.520	336.000	2939.989	54.222	16.0	1.147	0.329
Massa 100 gr	23.900	33.200	27.621	27.800	3.903	1.976	7.2	-0.346	0.283
Produtividade	2.096	11.224	6.839	7.018	2.489	1.578	23.1	0.552	0.521

DP.: Desvio padrão, CV.: Coeficiente de Variação (%), K-S.: Kolmogorov – Smirnov a 5% de significância, ⁽ⁿ⁾: Variável segue distribuição normal.

5.2 Análise espacial dos atributos químicos do solo e rendimento produtivo do milho

Através da análise dos semivariogramas (Apêndice 1) de cada variável do solo foram geradas as interpolações pelo método da Krigagem Ordinária. A fim de esboçar os mapas que possibilitaram verificar a variabilidade na área amostrada. Assim, as variáveis apresentaram dependência espacial e a natureza da variação dos dados foi do tipo isotrópica (Tabela 3).

Após a avaliação dos modelos, foi possível observar que os variogramas do tipo esférico apresentaram o melhor ajuste para a maioria das variáveis como pH, cálcio, magnésio, acidez potencial, saturação por base, carbono orgânico total, carbono orgânico particulado, estoque de carbono, número de grãos por espiga e massa da espiga. Em um segundo grupo, as variáveis foram mais bem ajustadas no modelo exponencial que incluiu fósforo, potássio, acidez trocável, soma de bases e capacidade de troca de cátions. O modelo gaussiano foi o que melhor se ajustou à matéria orgânica e produtividade, e o modelo linear à massa de cem grãos e ao COM.

O efeito pepita puro foi verificado apenas para as variáveis massa de cem grãos e COM. Já o coeficiente de determinação (R^2), aproximou-se de um em todas as variáveis. Os valores mais elevados para este parâmetro foram pH, potássio, capacidade de troca de cátions, carbono orgânico particulado, produtividade e número de grãos por espiga com $R^2 = 0,99$ e saturação por base com $R^2 = 1,00$.

Observou-se que parte das variáveis apresentaram valores de efeito pepita elevados, em contrapartida, também apresentaram acentuado distanciamento em relação ao patamar do semivariograma (Tabela 3). Quanto ao alcance, o maior observado foi referente ao potássio (120.60 m). Já o menor alcance (10.24 m) foi observado para a variável produtividade.

O GDE quantifica a dependência espacial do fenômeno em estudo em relação à variância total, e define a razão de aleatoriedade dos dados (Dalchiavon et al., 2012). O GDE dos atributos apresentou valores considerados fortes para matéria orgânica, pH, cálcio, acidez potencial, alumínio, soma de bases, saturação por base, carbono orgânico total e carbono orgânico particulado, produtividade, grãos por espiga e massa da espiga, e valores moderados para os atributos fósforo, potássio, magnésio e capacidade de troca de cátions. Por fim, foi verificado o GDE fraco apenas para as variáveis massa de cem grãos e COM.

Tabela 3. Análise geoestatística dos atributos fósforo (mg.dm^{-3}), potássio (mmol.dm^{-3}), cálcio (mmol.dm^{-3}), magnésio (mmol.dm^{-3}), pH (CaCl_2), alumínio (mmol.dm^{-3}), soma de bases (mmol.dm^{-3}), acidez potencial (mmol d.m^{-3}), capacidade de troca de cátions (mmol.dm^{-3}), saturação por base (%), MO (g.dm^{-3}), carbono orgânico total (g.Kg), carbono orgânico particulado (g.Kg), estoque de carbono (g.Kg) e rendimento produtivo do milho em Latossolo Amarelo.

Atributos	Modelo	C_0	$C + C_0$	Alcance	R^2	CR	y	GDE	Classe
P	Exponencial	103.200	334.600	60.60	0.98	0.96	0.68	30.84	Moderada
K	Exponencial	0.230	0.750	120.60	0.99	0.97	0.03	30.67	Moderada
Ca	Esférico	11.000	127.700	36.60	0.97	0.98	0.75	8.61	Forte
Mg	Esférico	41.000	93.080	34.30	0.98	1.01	-0.16	44.05	Forte
pH	Esférico	0.013	0.072	36.10	0.99	1.00	-0.04	17.91	Forte
Al	Esférico	15.900	92.500	38.80	0.91	1.00	-0.01	17.19	Forte
SB	Exponencial	25.200	236.200	18.30	0.98	0.85	10.81	10.67	Forte
H+Al	Exponencial	6.100	57.080	21.00	0.94	-0.19	-0.19	10.69	Forte
CTC	Exponencial	119.300	238.700	58.20	0.99	0.80	22.99	49.98	Moderada
V%	Esférico	6.300	70.720	26.07	1.00	1.01	-0.48	8.91	Forte
MO	Gaussiano	66.000	731.300	50.75	0.93	1.00	-0.27	9.03	Forte
COT	Esférico	0.120	3.749	15.07	0.93	0.99	0.02	3.20	Forte
COP	Esférico	0.010	8.321	15.90	0.99	1.00	-0.04	0.12	Forte
COM	Linear	4.234	4.234	45.19	0.87	0.02	17.31	100.00	Fraca
Est. de C	Esférico	0.650	13.280	13.00	0.92	1.00	0.14	4.89	Forte
-----Rendimento Produtivo-----									
Massa da espiga	Esférico	7.800	205.600	12.15	0.90	0.80	18.48	3.79	Forte
Grãos/espiga	Esférico	73.000	2603.000	11.54	0.99	0.99	1.54	2.80	Forte
Massa 100 gr	Linear	3.971	3.971	26.48	0.98	0.10	24.73	100.00	Fraca
Produtividade	Gaussiano	71000.000	24120.000	10.24	0.99	1.00	15.89	2.94	Forte

C_0 .: Efeito pepita, $C + C_0$.: Patamar, R^2 .: Coeficiente de determinação, CR.: Coeficiente de regressão, y.: Intercepto, GDE.: Grau de dependência espacial (%).

5.3 Coeficientes de correlação entre os atributos químicos do solo e rendimento produtivo do milho em Latossolo Amarelo

Os atributos de solo e o rendimento produtivo foram correlacionados com coeficiente de correlação ($p < 0,05$). A correlação, segundo Cocco (2016), é um parâmetro para verificar a relação entre duas variáveis. A correlação é positiva quando ambas as variáveis analisadas possuem relação de sinergismo, ou seja, uma aumenta significativamente ao ser alterado o valor da outra. E negativa quando as variáveis possuem relação de antagonismo, uma aumenta e a outra diminui.

Na Tabela 4 a análise de correlação foi significativa e positiva ao nível de 5% de probabilidade estimada para a produtividade do milho com o fósforo (0,26), peso da espiga (0,75) e número de grãos por espiga (0,58) e correlação negativa para matéria orgânica (-0,21), magnésio (-0,22), alumínio (-0,30), carbono orgânico total (-0,35), carbono orgânico particulado (-0,24) e estoque de carbono (-0,34).

Tabela 4. Matriz de correlação dos atributos MO (g.dm³), pH (CaCl₂), fósforo (mg.dm⁻³), potássio (mmol.dm³), cálcio (mmol.dm⁻³), magnésio (mmol. dm⁻³), acidez potencial (mmol d.m⁻³), alumínio (mmol.dm⁻³), soma de bases (mmol.dm⁻³), capacidade de troca de cátions (mmol.dm⁻³), saturação por base (%), carbono orgânico total (g.Kg), carbono orgânico particulado (g.Kg), estoque de carbono (g.Kg) e rendimento produtivo do milho em Latossolo Amarelo.

	MO	pH	P	K	Ca	Mg	H+Al	Al	SB	CTC	V	COT	COP	EC	P. Esp.	Nº g/esp	Prod.
MO	1.00	-															
pH	0.18	1.00	-														
P	-0.13	-0.43*	1.00	-													
K	0.36*	0.18	0.14	1.00	-												
Ca	0.03	0.39*	0.14	0.47*	1.00	-											
Mg	0.11	0.23*	-0.18	0.01	0.00	1.00	-										
H+Al	-0.13	-0.78*	0.40*	-0.22*	-0.29*	-0.11	1.00										
Al	0.20*	-0.10	-0.27*	-0.29*	-0.57*	0.24*	0.08	1.00	-								
SB	0.13	0.45*	0.00	0.47*	0.80*	0.59*	-0.30*	-0.31*	1.00	-							
CTC	0.04	0.05	0.21*	0.32*	0.66*	0.57*	0.21*	-0.27*	0.87*	1.00	-						
V	0.12	0.69*	-0.17	0.49*	0.76*	0.41*	-0.70*	-0.29*	0.87*	0.52*	1.00	-					
COT	0.15	0.46*	-0.17	0.15	0.26*	0.17	-0.30*	-0.10	0.31*	0.16	0.35*	1.00	-				
COP	0.11	0.44*	-0.18	0.06	0.17	0.16	-0.35*	-0.09	0.23*	0.06	0.32*	0.69*	1.00	-			
E.C.	0.20*	0.45*	-0.20*	0.20*	0.17	0.22*	-0.35*	-0.11	0.28*	0.10	0.35*	0.82*	0.59*	1.00	-		
M. Esp.	-0.06	-0.29*	0.12	-0.01	-0.07	-0.26*	0.19	-0.17	-0.20*	-0.11	-0.23*	-0.25*	-0.16	-0.19	1.00	-	
Nº gr/esp	-0.06	-0.25*	0.06	0.10	-0.04	-0.25*	0.15	-0.16	-0.17	-0.10	-0.17	-0.23*	-0.12	-0.14	0.87*	1.00	-
Prod.	-0.21*	-0.18	0.26*	0.02	0.03	-0.22*	0.18	-0.30*	-0.10	-0.02	-0.12	-0.35*	-0.24*	-0.34*	0.75*	0.58*	1.00

*São considerados atributos correlacionados aqueles que apresentaram índice de correlação mínimo maior ou igual a -0,20.

5.4 Mapas de Isolinhas

A extensa variabilidade de nutrientes do solo garante a categorização dos parâmetros de fertilidade em diferentes níveis, a fim de promover a identificação e delimitação de áreas (Vasu et al. 2017). Os dados referentes aos atributos químicos do solo foram distribuídos em mapas de isolinhas para verificar a disposição na área em estudo.

De acordo com Sousa e Lobato (2004), os valores de fósforo apresentados no mapa (Figura 3), retrataram teores baixos limitados a apenas 1,16% do total. Duas pequenas áreas na região mediana e uma ao norte representam as porções de médio teor com 4,30%. As concentrações adequadas corresponderam a 11,82% e as altas a 82,78%.

Os teores de potássio alcançaram o patamar médio em mais da metade da área que corresponde a 52,11%. A parte sul do mapa e uma pequena faixa ao norte corresponderam aos teores adequados com 39,04%. No extremo norte, as duas faixas em tons diferentes de marrom indicam os mais altos níveis de potássio, 8,55% da área (Sousa e Lobato, 2004).

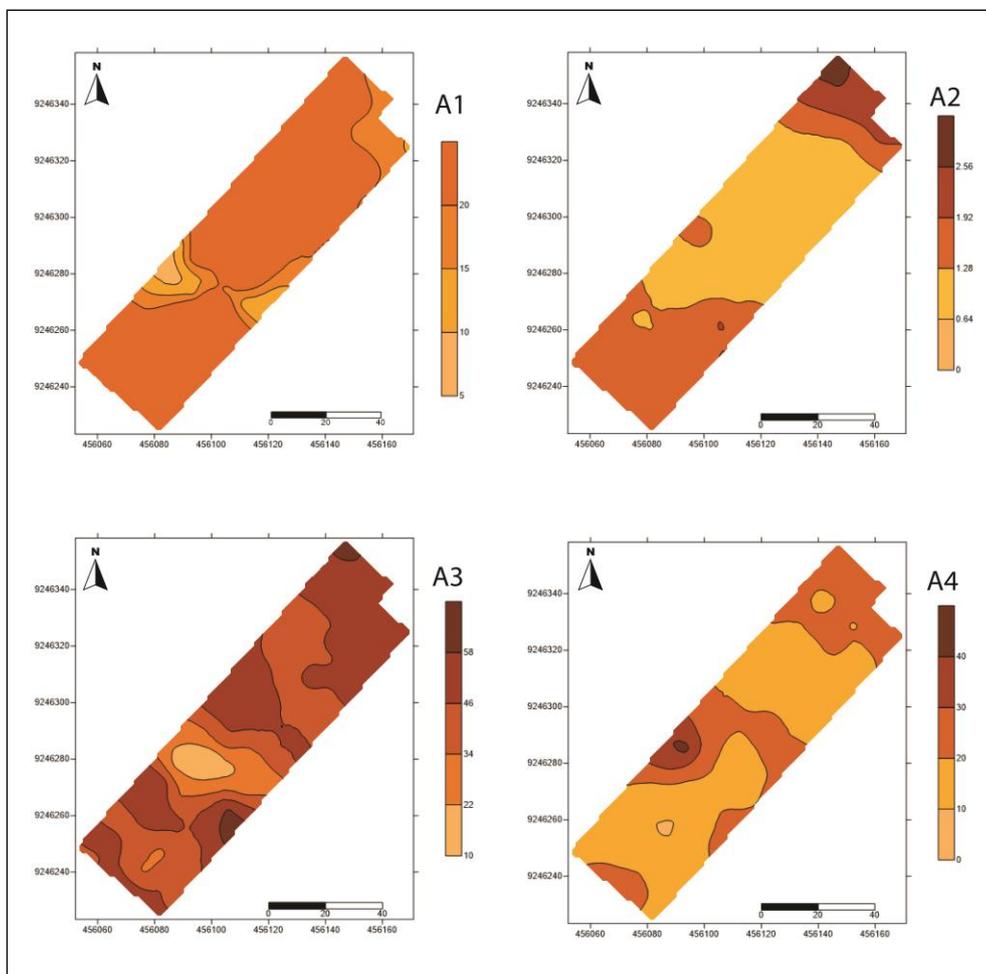


Figura 3. Mapas de isolinhas com os teores de A1 – fósforo (mg.dm^{-3}), A2 – potássio (mmol.dm^{-3}), A3 - cálcio (mmol.dm^{-3}) e A4 - magnésio (mmol.dm^{-3}) em Latossolo Amarelo.

Os teores referentes ao cálcio foram considerados adequados em todas as cinco faixas apresentadas no mapa. Ao analisar os índices referentes ao magnésio é possível observar que a maior parte da área, 60%, foi classificada como adequada e 40% como de alto teor (Sousa e Lobato, 2004).

Ao analisar o mapa de pH, nota-se que toda a área no mapa (Figura 4), apresenta um solo de pH ácido, abaixo de 7, por definição (Teixeira et al., 2017). No entanto, ao considerar o solo de Cerrado e a classificação de Sousa e Lobato (2004), grande parte da área é considerada adequada com 63,94% em zonas dispersas, e duas zonas uma ao sul e outra a norte consideradas médias que somadas chegam a 36,06% do mapa.

Os teores de alumínio, de acordo com Alvarez et al. (1999), 82,59% da área é classificada com muito baixo teor, o baixo teor está presente em 8,85%, apenas 2,26% chegam ao patamar médio, seguidos de 2,88% alto e 3,42% da área foi classificada com teor muito alto.

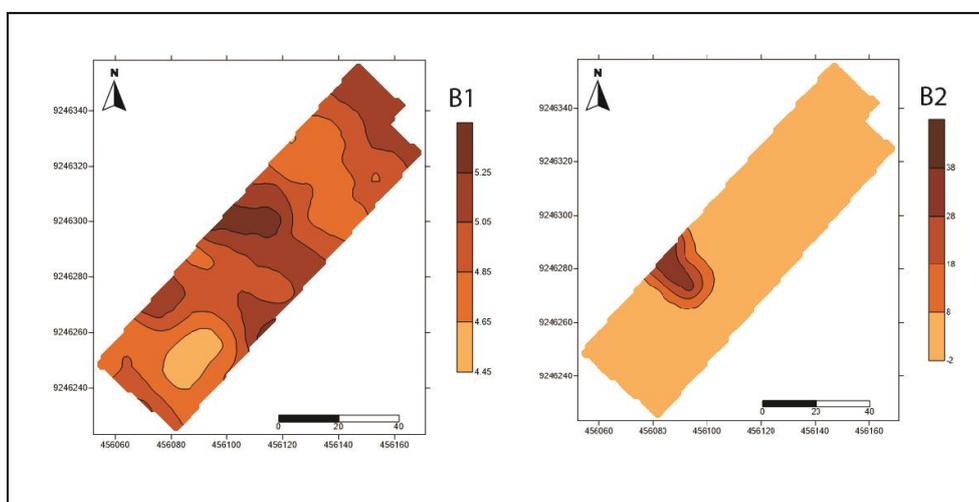


Figura 4. Mapas de isolinhas com os teores de B1 – pH (CaCl₂) e B2 – alumínio (mmol.dm⁻³) em Latossolo Amarelo.

A soma de bases calculada com auxílio dos teores de cálcio, magnésio e potássio anteriormente apresentados teve distribuição espacial (Figura 5), classificada de acordo com Sousa e Lobato (2004). A maior concentração englobou as áreas classificadas como alta (40,60%) e muito alta (48,87%), juntos apenas esses dois níveis somaram 89,47% do total. A porção da área centro sul com 10,53% refere-se ao nível adequado de soma de bases.

O mapa representativo da acidez potencial, demonstra grande heterogeneidade na distribuição dos teores, no entanto, apenas dois níveis foram atingidos. De acordo com a classificação de Alvarez et al. (1999), 86,89% da área corresponde a níveis médios e 13,11% a altos níveis.

A variação espacial da capacidade de troca catiônica foi verificada na amplitude dos dados, no entanto, toda a área é classificada com altos teores de CTC, ou seja, 100% do total (Sousa e Lobato, 2004).

O V% indica quanto por cento dos pontos de troca de cátions, nos coloides, estão ocupados por bases. Para Fitzpatrick e Schwertmann (1982), solos com valores menores que 50%, são chamados de solos distróficos ou pouco férteis. Na área em estudo, apenas 8,68% apresentam essa característica. Já os solos eutróficos ou férteis, são aqueles que apresentam valores de saturação por base maiores que 50%. São solos ricos em nutrientes, especialmente cálcio, que apresentam condições adequadas para um bom desenvolvimento radicular em profundidade. Este foi representado em 91,32% da área.

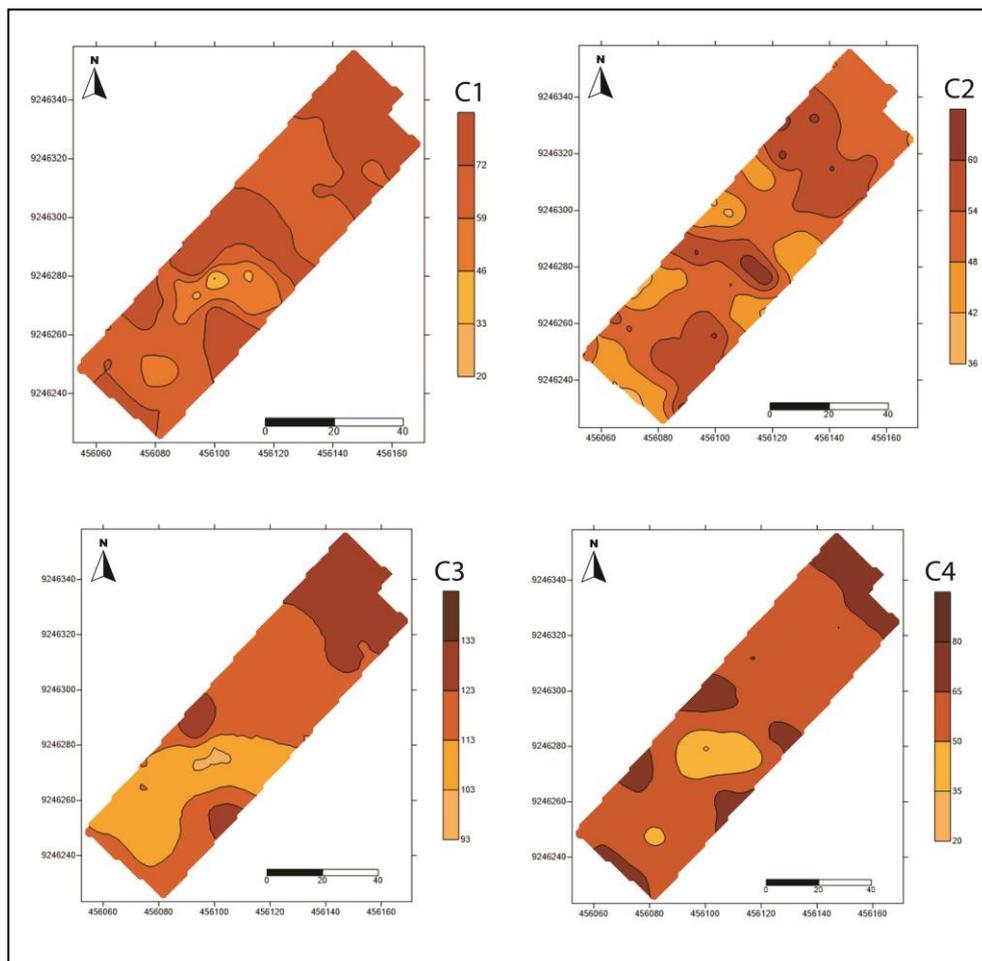


Figura 5. Mapas de isolinhas com os teores de C1 – acidez potencial (mmol.dm^{-3}), C2 – alumínio (mmol.dm^{-3}), C3 - capacidade de troca de cátions (mmol.dm^{-3}) e C4 - saturação por base (%) em Latossolo Amarelo.

A distribuição espacial dos teores da saturação por bases (Figura 5), classificados de acordo com Sousa e Lobato (2004), categoriza 0,03% da área com médios valores, localizados em uma pequena mancha clara na parte norte do mapa. A maior parte da área é

classificada como adequada com 80,77%. Os altos valores correspondem a 19,20% e estão distribuídos em cinco zonas próximas às bordas do mapa.

Nos parâmetros da classificação de Sousa e Lobato (2004), o teor de matéria orgânica (Figura 6), da maior parte da área em estudo é enquadrado como alto com 67,00%, abrange grande parte da região sul e o extremo norte. Os teores classificados como adequados abrangem 14,20%, seguidos do nível médio e baixo, ambos com 9,40% cada. Os teores classificados como adequados, médio e baixo seguiram um padrão simples com faixas estreitas na parte sul e uma zona mista na região centro norte.

Com relação ao fracionamento físico da matéria orgânica, os teores de carbono orgânico total foram agrupados em cinco faixas, os índices mais inferiores partiram de 22,5 g.Kg a 24,5 g.Kg, concentrados em quatro pequenas regiões claras, corresponderam a apenas 3,18%. As demais faixas foram dispostas na área de forma irregular, assim, de 24,6 g.Kg a 26,5 g.Kg representam 31,09% da área, de 26,6 g.Kg a 28,5 g.Kg chegou a 44,83%, os mais altos teores ficaram na faixa entre 28,6 g.Kg e 30,5 g.Kg com o total de 20,9%.

Os teores de carbono orgânico particulado também agrupados em cinco faixas, com índices mais inferiores de 4,0 g.Kg a 7,0 g.Kg concentraram-se em cinco regiões isoladas, correspondem a apenas 7,71%. De 7,1 g.Kg a 10,0 g.Kg houve concentração em duas regiões principais um ponto no sul e outros pontos dispersos ao norte representados por um total de 42,39%. De 10,1 g.Kg a 13,0 g.Kg alcançou 38,57%, com regiões dispersas por toda a área. Os teores altos ficaram na faixa entre 13,1 g.Kg e 15,0 g.Kg com o total de 20,9% também dispersos por toda a área. Os teores muito alto entre 15,1 g.Kg e 18,0 g.Kg corresponderam a apenas 4,16% em uma única área escura ao norte.

O estoque de carbono calculado com os dados de densidade do solo, espessura da camada amostrada e COT (Fórmula 7), tiveram os grupamentos muito baixos (25 g.Kg a 30 g.Kg) e muito altos (46 g.Kg a 50 g.Kg) com a mesma representação em porcentagem, apenas 0,01%. O grupamento de 30 g.Kg a 35 g.Kg chegou a 32,54% com duas regiões principais, uma a norte e uma a sul e outras dispersas. A faixa entre 36 g.Kg e 40 g.Kg foi a mais expressiva 58,54% com cinco regiões no total. Entre 41 g.Kg e 45 g.Kg com um total de 8,9% foi verificado em pequenas regiões espalhadas por toda a área.

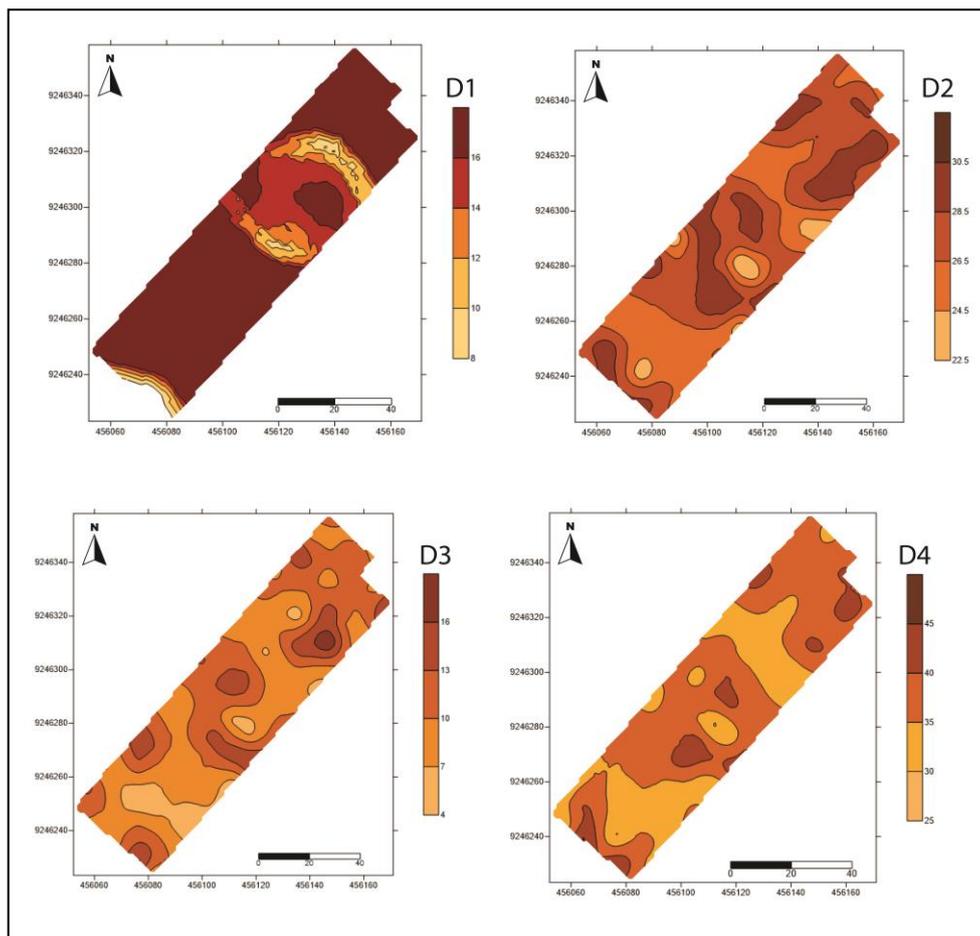


Figura 6. Mapas de isolinhas com os teores de D1 – matéria orgânica (g.dm^3), D2 – carbono orgânico total (g.Kg), D3 - carbono orgânico particulado (g.Kg) e D4 - estoque de carbono (g.Kg) em Latossolo Amarelo.

Quanto aos componentes de produção, devido à grande variabilidade verificada na produção de grãos, é importante para a ampliação e aplicação das técnicas da agricultura de precisão analisar a estrutura espacial dessa variabilidade (Coelho, 2003).

O mapa referente a massa da espiga (Figura 8), apresentou a maior parte da área com 68,35% de massa entre 88,5 g a 108,75 g. De maneira decrescente, a faixa entre 67,25 g a 87,50 g englobou 25,56% da área. Seguida por 4,53% da faixa de 109,00 g a 131,35 g. A menos expressiva dentre as faixas, de 45,00 g a 66,25 g, em apenas dois pontos isolados na região mediana, envolveu 1,56% do total.

A faixa mais expressiva do número de grãos por espiga que vai de 315,00 a 387,50 chegou a 64,82% do total da área. Analisadas de forma decrescente, a faixa de 243,50 a 315,00 englobou 27,63%. Seguida por 6,17% da faixa de 388,5 a 460,00. A menos expressiva dentre as faixas, de 170,00 a 242,50, também representada por apenas dois pontos isolados na região mediana, envolveu 1,38% do total.

Ao considerar a disposição espacial da produtividade do milho é possível observar a heterogeneidade da área. Das cinco faixas de distribuição dos teores, a faixa de 2000 Kg.ha⁻¹ a 4000 Kg.ha⁻¹ foi pouco expressiva, com apenas 3,26% do total. A faixa de 4001 Kg.ha⁻¹ a 6000 Kg.ha⁻¹ deteve 20,2% em pequenas regiões isoladas por todo o mapa. De 6001 Kg.ha⁻¹ a 8000 Kg.ha⁻¹ alcançou a maior área com 64,36%. Os teores altos entre 8001 Kg.ha⁻¹ e 10000 Kg.ha⁻¹ foram pouco abrangentes com 12,36%. A média de produção da área foi de 6839,05 Kg.ha⁻¹, o talhão com 228,86 ha teve média de produtividade de 3544,05 Kg.ha.

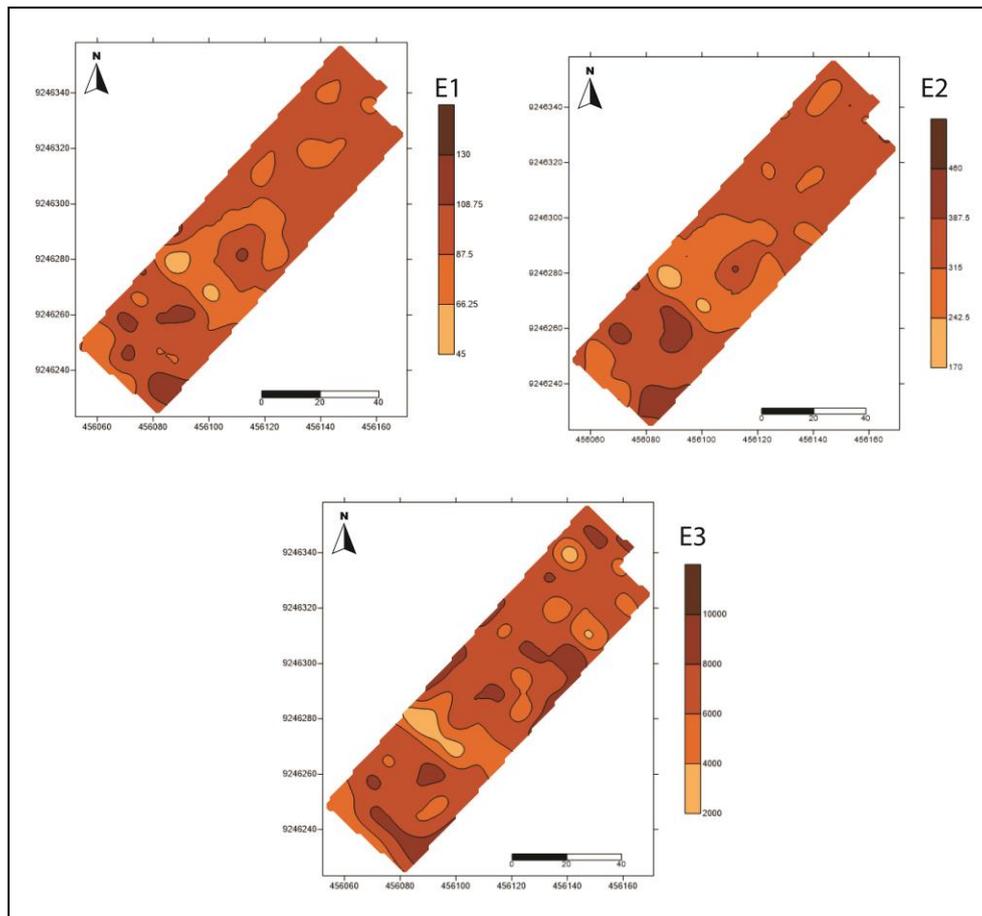


Figura 7. Mapas de isolinhas com os teores de E1 – massa da espiga (gramas), E2 – número de grãos por espiga (unidade) e E3 - produtividade (Kg.ha⁻¹) em Latossolo Amarelo.

6. DISCUSSÃO

6.1 Estatística Descritiva

Ao serem analisados os dados de média e mediana notou-se que a similaridade entre as medidas de tendência central de acordo com Cambardella et al. (1994), é atribuída pela não dominância de valores atípicos. Assim, as variáveis analisadas indicam uma distribuição simétrica, pois as medidas de tendência central são dominadas por valores típicos. De acordo com Little e Hills (1978), quando os valores da média e mediana são semelhantes, os dados se aproximam da distribuição normal.

A normalidade dos dados, segundo Isaaks e Srivastava (1989), não é exigência da geoestatística. No entanto, este tratamento é conveniente para identificar a presença de outliers que podem comprometer as estimativas de interpolação por krigagem. Assim, mesmo que tenha sido apresentada distribuição não normal para a maioria dos dados não há empecilhos para aplicação da krigagem ordinária (Amirinejad et al., 2011).

A ocorrência de dados não normais pode estar relacionada à heterogeneidade natural do solo. A heterogeneidade, por sua vez, pode ser influenciada pelo material de origem, intemperização, erros de amostragem e impactos ocasionados pelo manejo no decorrer dos anos de uso. Práticas de manejo inadequadas tendem a manter o solo não homogêneo (Cambardella et al., 1994 e Massad, 2016).

Quanto ao coeficiente de variação, o menor destes foi verificado para a variável pH. Estudos sobre variabilidade em Latossolos realizados por Cavalcante et al. (2007a) e Rodrigues (2010), verificaram também baixos valores de CV para o pH. Esta variável apresentou valor mínimo de 4,3 e máximo de 5,5. Portanto, este resultado para o CV já era esperado. Para Gomes et al. (2008), valores de coeficiente de variação restritos a um intervalo estreito comumente resultam na obtenção de baixo CV.

O alto coeficiente de variação do alumínio sofreu influência da amplitude dos valores apresentados dentro da área, com valores mínimos iguais a 0,00 em 82 dos 100 pontos amostrados e o valor máximo de 46,00.

O efeito prejudicial do alumínio é menor sob sistema plantio direto do que no sistema convencional de acordo com Salet et al. (1999), em razão da preferência de ligação do alumínio com complexos orgânicos recentes em vez de com o fósforo. Além da menor erosão do solo e a tendência de acúmulo de MO no sistema plantio direto. Devido a esses fatores a geração de acidez é mais lenta nesse sistema, principalmente devido ao recorrente aporte de MO, mesmo com a última calagem na área tendo sido realizada no ano de 2003.

Outros fatores não amostrados podem ter influenciado os altos níveis concentrados em uma pequena área. De acordo com Alleoni et al. (2005), isso mostra que o movimento de alcalinidade parece ser dependente da dose e do tipo de calcário aplicado na superfície, erros na aplicação, propriedades físicas (teores de argila e porosidade), do regime hídrico de cada região e de matéria orgânica do solo.

O teor de matéria orgânica é o principal indicador da disponibilidade de nitrogênio. Quanto maior teor de MO, melhores serão as características físico-químicas do solo em termos de armazenamento de nutrientes, principalmente, de nitrogênio e fósforo (Wietholter, 2011). Com a não incorporação dos resíduos culturais característicos do sistema de plantio direto, já se esperava maior variabilidade natural da MO (Cavalcante et al. 2007b). Isto, possivelmente, também influenciou a caracterização do COP como de média variabilidade.

Os atributos P, K, Ca, Mg, SB, COP, COM, H+Al, produtividade e número de grãos por espiga apresentaram média variabilidade. Isto ocorre, provavelmente, devido aos efeitos residuais das adubações realizadas anteriormente. A adubação ocorre geralmente na linha de plantio e mesmo a correção da acidez do solo, que é realizada a lanço, não ocasiona homogeneização sobre a área (Cavalcante et al., 2007a). Essas contínuas aplicações de fertilizantes podem então modificar a continuidade espacial das variáveis químicas (Cambardella et al. 1994).

Ao analisar os atributos químicos do milho em Latossolo Amarelo, Vale (2014), obtive resultados de CV semelhantes. Valores não uniformes como estes, de acordo com Santos (2017), fundamentam a aplicação de técnicas de AP, já que para o uso desta prática é necessário haver um mínimo de variabilidade no local de estudo.

6.2 Análise espacial dos atributos químicos do solo e rendimento produtivo do milho

A variabilidade do conjunto de dados analisados foi melhor ajustada através do modelo esférico seguido do exponencial. Estes dois modelos são os que melhor se ajustam para descrever o comportamento de semivariogramas ao serem avaliados parâmetros do solo (Trangmar et al. 1985; Iqbal et al. 2005; Lima et al. 2013). Além disso, esses dois modelos apresentaram ótima representação do comportamento dos dados, uma vez que seus valores de R² ficaram bem próximos a 1 (um), o que de acordo com Santos (2017), indica que a medida descritiva da qualidade do ajuste é satisfatória.

Sobre o modelo gaussiano dos dados, Sana et al. (2014), ao avaliar a distribuição espacial da produtividade, tiveram ajuste para este modelo ocorrido em safras consecutivas. Assim, mesmo produções agrícolas avaliadas em volume satisfatório, o modelo de ajuste pode não ser o esférico ou exponencial.

A massa de cem grãos apresentou efeito pepita puro, a constatação deste efeito não significa necessariamente que o atributo do solo é espacialmente independente. Isto porque a variância estruturada pode não ter sido quantificada, devido à distância entre as amostras (Flatman e Yfantis, 1984). Assim, o efeito pepita puro remete à variabilidade existente em pequenas distâncias, além da possível incorporação de erros e pode exigir a utilização de grade amostral mais densa (Sana, et al. 2014).

É possível ainda que a estimativa do variograma tenha sido imprecisa, devido à dimensão do conjunto de dados (Kerry e Oliver, 2008). Para Webster e Oliver (1992), variogramas calculados com menos de 50 pontos não apresentam boas estimativas, pelo menos 100 observações são necessárias. No caso do trabalho em estudo, as 100 amostras ainda não foram representativas o que deixa em aberto a possibilidade de aumentar esse número em amostragens futuras.

De forma geral, os modelos mostraram boa representação do comportamento dos dados, pois os valores referentes ao R^2 foram bem próximos a 1 o que indica que as medidas descritivas da qualidade do ajuste foram satisfatórias (Yamamoto e Landim, 2013).

O efeito pepita expressa, de acordo Vieira et al. (2010), a variabilidade não captada pela análise. No entanto, vale destacar que em comparação com o patamar, quanto maior for a diferença do efeito pepita (C_0) em relação ao patamar ($C+C_0$) do semivariograma, menor a variância estimada, conseqüentemente maior a confiabilidade das estimativas. Como este distanciamento entre efeito pepita e patamar foi verificado em todas as variáveis estudadas, têm-se dados confiáveis.

A maior confiabilidade dos dados referentes ao alcance, foi verificado para o potássio. Isso demonstra que este atributo é o que apresenta menor variabilidade e maior continuidade espacial, o que garantiu melhor precisão nas estimativas em locais não amostrados. Portanto, de acordo com Carvalho et al. (2018), sua área de influência será maior, além de sugerir maior semelhança entre os pontos vizinhos. Dalchiavon et al. (2017), estudaram o comportamento espacial de atributos químicos do solo em área de plantio direto e, de forma semelhante, encontraram o alcance máximo para o potássio.

A variável produtividade apresentou o menor alcance, o que de acordo com Azevedo et al. (2007), é possível explicar ao levar em consideração a dinâmica da área e suas várias fontes de variação, como o tempo e intensidade de uso do solo. Para Grego e Vieira (2005), o alcance representa o limite da dependência espacial entre amostras e, ao avaliar a partir deste valor, elas têm comportamento aleatório. Logo, este é um indicativo do intervalo entre unidades de mapeamento. Assim, mesmo com um alcance bem menor, se comparado ao maior alcance registrado, a variável produtividade ainda se mantém representativa por ser maior que o intervalo entre pontos na grade amostral.

Para auxiliar na definição dos limites do alcance, elevados valores de GDE como os verificados para a maior parte dos dados, indicam que os variogramas ajustados ilustram a maior parte da variância existente (Lima et al. 2013). Para Sana et al. (2014), isto indica que é possível estimar o comportamento desses atributos com a grade amostral utilizada. Carvalho et al. (2018), ao analisarem a disposição espacial de atributos químicos em solos do sul do estado da Bahia encontraram valores semelhantes para os mesmos grupos de variáveis, entre eles dependência forte e moderada na maior parte dos pontos amostrados.

A caracterização da dependência espacial dos atributos do solo como forte, é relacionada aos fatores intrínsecos, enquanto a dependência espacial moderada, a fatores extrínsecos (Carvalho et al., 2003). Assim, Silva Neto et al. (2011), associam a forte dependência espacial encontrada para os atributos químicos do solo aos fatores de formação desse, principalmente ao material de origem e relevo. Já a dependência espacial moderada teria ligação com a homogeneização que as adubações e calagens proporcionam ao solo.

6.3 Coeficientes de correlação entre os atributos químicos do solo e rendimento produtivo do milho em Latossolo Amarelo

É comum, de acordo com Macedo (2014), que as correlações lineares simples entre as variáveis independentes do solo com variável dependente de produtividade apresentem coeficientes de correlação baixos.

A correlação dos teores de fósforo (0,26) com a produtividade é considerada baixa positiva, o mesmo valor representante dessa correlação foi encontrado por Alcântara (2015), em seu primeiro ano de estudo com milho em Latossolo. O peso da espiga e número de grãos por espiga correlacionaram positivamente com a produtividade, porém, ambos são parte integrante da obtenção do valor referente à produtividade, nesse caso a relação é tanto esperada quanto necessária.

A baixa correlação negativa com o magnésio (-0,22) também foi observada por Alcântara (2015), ao analisar a variabilidade espacial e temporal da produtividade de milho e soja em Latossolos. Este verificou que em três anos consecutivos de estudo a produtividade correlacionou de forma baixa e negativa com o magnésio.

O alumínio (-0,30), correlacionou-se de forma fraca e negativa com a produtividade do milho, resultados próximos a este foram verificados por Cocco (2016). Como o alumínio, em solos ácidos, de acordo com Miguel et al. (2010), é um dos principais responsáveis pela baixa produtividade das culturas, constitui fator limitante ao crescimento das plantas. Dentre os sintomas de efeito nocivo o mais evidente é a redução no crescimento radicular de plantas sensíveis, o que impede vegetal de obter água e nutrientes em profundidade pelo seu enraizamento superficial.

As correlações relativas à matéria orgânica (-0,21), carbono orgânico total (-0,35), carbono orgânico particulado (-0,24) e estoque de carbono (-0,34) tiveram também baixa correlação negativa. Valores próximos a estes foram verificados por Cocco (2016), ao utilizar ferramentas de agricultura de precisão na definição de zonas de manejo. Para Lal (2004), o papel e as relações da matéria orgânica do solo em sistemas agrícolas têm sido largamente estudados. No entanto, a ligação entre acumulação de MOS em lavouras comerciais, rendimento das culturas e estabilidade de produtividade ainda não foi estabelecida de forma clara. Segundo Leite et al., (2009), a estabilidade da produtividade em safras sucessivas é também uma característica importante a ser considerada ao serem avaliados níveis intrínsecos de matéria orgânica.

Trabalhos têm relatado que ao remover os resíduos da colheita há diminuição drástica na deposição de matéria orgânica na área. Como resposta pode haver aumento, diminuição ou não ter qualquer efeito em relação a produtividade das culturas. Estes cenários seriam resultantes das condições específicas do local. Diferenças referentes à umidade, textura do solo, topografia e drenagem são, provavelmente, os fatores principais relacionados aos impactos negativos da remoção de resíduos do solo (Blanco - Canqui e Lal, 2009).

As variações de precipitação anual podem imprimir impactos maiores do que o volume de resíduos orgânicos sobre produtividade das culturas (Linden et al., 2000). A variabilidade comum entre safras e condições atmosféricas específicas, que destaca como fator importante a quantidade de chuva, pode mascarar os efeitos de resíduos orgânicos no rendimento das culturas (Blanco - Canqui e Lal, 2009).

Ao avaliar o período de maior necessidade de água para a cultura do milho, caracterizado pela emissão do pendão, constatou-se que ocorreu no mês de abril. Neste período a microrregião onde o experimento foi conduzido, de acordo com a Agência Nacional de Águas (2019), saiu de uma situação de sem seca relativa no ano de 2017 para seca fraca no ano de 2018 e seguiu para seca moderada em 2019 (Figura 8). Isso pode ter afetado a correlação da produtividade com os indicadores relacionados à matéria orgânica.

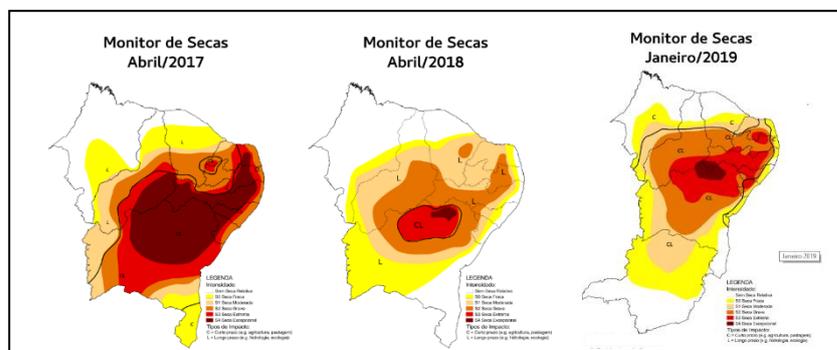


Figura 8. Mapas de monitor de secas dos meses de abril de 2017 e 2018 e janeiro de 2019 (dado mais recente para o ano de 2019).

A maior parte dos atributos de fertilidade apresentaram correlações baixas com a produtividade, isso significa que esses atributos puderam explicar parcialmente a sua influência na variabilidade, resultados esses também encontrados por Santi et al. (2012) e Silva et al. (2015). Montezano et al. (2006), ao trabalharem com a cultura do milho, verificaram em escala de campo, que as correlações lineares dos atributos de fertilidade com produtividade geralmente encontram-se baixas (inferiores a 0,50), o que dificulta a plena explicação da variabilidade de produção da cultura.

Para Coelho (2003), além dos atributos estudados, é possível que tenha havido influência de outras variáveis não avaliadas como a baixa pluviosidade, população de plantas adotada, a incidência de pragas, doenças e ervas daninhas, além do cultivo simultâneo com *Brachiaria brizantha*. Em razão da grande variabilidade observada na produção de grãos, é importante para a ampliação e aplicação das técnicas da agricultura de precisão conhecer a estrutura espacial dessa variabilidade através dos mapas de isolinhas para cada uma das variáveis analisadas.

6.4 Mapas de Isolinhas

O fósforo é encontrado em vários processos metabólicos dos vegetais, como fotossíntese, respiração, transferências de genes, processos que envolvem transferência de

energia, síntese de macromoléculas e absorção ativa de nutrientes (Marschner, 1995). Estimula o crescimento e desenvolvimento de raízes. Limitações na disponibilidade de P no início do ciclo vegetativo podem acarretar restrições no desenvolvimento, nesse caso, a planta pode não se recuperar posteriormente, mesmo com elevações no suprimento de P a níveis adequados (Grant et al., 2001).

Diante disto é importante manter teores que garantam o bom desenvolvimento da cultura, como foi o verificado. A área contém este nutriente no solo em quantidades adequadas, o que pode ser fruto de adubações anteriores com necessidade de pouca correção quanto a este parâmetro no futuro. Valores muito abaixo a esses foram encontrados por Rossi et al. (2012) e Vale (2014), ao analisarem teor de fósforo em Latossolo.

Por sua vez, o K é indispensável para a boa produção, sanidade vegetal e resistência. É o segundo nutriente mais consumido como fertilizantes em solo brasileiro (Santos, 2017). Portanto, a área em estudo ao não apresentar nenhuma região com teores muito baixos ou baixos e sua maior parte com média quantidade de potássio no solo (52,11%) provavelmente proveniente das adubações anteriores é configurada como adequada para a cultura.

Com relação ao cálcio, o efeito proveniente da calagem está relacionado aos níveis adequados encontrados em toda a área. Adicionado a este fator tem-se a reciclagem de nutrientes por meio da deposição de resíduos na camada mais superficial proveniente do sistema de plantio direto (Dalchiavon, 2010), empregado na área há duas décadas.

Para Bull (1986), a absorção de um nutriente pela planta depende dos cátions dissolvidos na solução do solo em equilíbrio com o complexo de troca. Portanto, a aplicação superficial de calcário e o sistema de plantio direto tem resultado em equilíbrio nutricional também do magnésio que configurou de forma adequada na maior parte da área. Na cultura do milho, afirmam Silva et al. (2016), a maior exigência é em nitrogênio e potássio, seguido de cálcio, magnésio e fósforo. Os níveis adequados de magnésio garantem o bom funcionamento do metabolismo energético vegetal.

Os teores de cálcio, magnésio e potássio anteriormente apresentados são diretamente proporcionais aos altos níveis de soma de bases, visto que estes a compõem. É comum que níveis altos de bases trocáveis sejam encontrados em camadas superficiais, com redução natural em camadas mais profundas, conforme observado por Dalchiavon et al. (2012) e Lima et al. (2013). Para Vale, (2014) os altos valores da soma de bases na camada

superficial são atribuídos principalmente a aplicação superficial dos insumos sem posterior incorporação ao solo.

Por meio da variável pH tem-se o controle da solubilidade dos nutrientes no solo, o que atesta influência direta na absorção destes pelas plantas (Santos, 2017). De acordo com Gomes e Filizola (2006), solos ideais para cultivo devem apresentar pH entre 6,0 e 6,5, mas esta faixa pode ser estendida de 4,9 a 6,5 ao serem consideradas as atribuições naturais de solos de Cerrado. Esta segunda faixa de pH ideal engloba quase a totalidade da área analisada. Resultados dentro dessa mesma faixa foram encontrados por Santos, (2017) ao verificar a distribuição espacial de matéria orgânica.

Quanto a acidez potencial no solo, sua referência é feita aos íons H^+ e Al^{3+} retidos na superfície dos coloides do solo por forças eletrostáticas. Proporcionam ao pH abaixo de 5,0, uma maior atividade das formas tóxicas de alumínio, além de limitar a disponibilidade de alguns nutrientes (Alves et al., 2004). Os valores dispostos no mapa (Figura 6) são característicos dos Latossolos sob plantio direto de longa duração (Alves et al., 2014; Costa et al., 2014).

Com relação ao alumínio, em condições de baixa acidez, este é totalmente neutralizado e chega a apresentar valor zero (Alves et al., 2014). De acordo com Moreira (2017), a homogeneidade presente em quase a totalidade do mapa (Figura 5) está relacionada com as operações de preparo como a calagem, topografia plana, dissolução e distribuição de fertilizantes.

Quanto a CTC, esta indica o potencial do solo de absorver nutrientes a partir da troca de elementos. É responsável pela retenção de K, Ca, Mg, além dos nutrientes que são cátions metálicos como cobre, ferro, manganês e zinco (Santos, 2017). É possível verificar, segundo Vale (2014), a forte influência do sistema de plantio direto ao processo gradual de melhoria da fertilidade do solo, que por meio da biomassa depositada em superfície e reciclagem de nutrientes, reduz o emprego de entradas nos sistemas produtivos. Índices próximos aos verificados foram mencionados por Carvalho et al., (2018).

Solos como o analisado com quantidades maiores dos cátions básicos (Ca^{2+} , Mg^{2+} e K^+) adsorvidos nos coloides indicam altos valores de saturação por base (V%) confirmados pelo mapeamento (Brady e Weil, 2000). Os valores elevados da saturação por bases se devem à aplicação de calcário como corretivo de acidez do solo. Também é verificado como consequência o pH médio de 4,95 (Alves et al., 2014).

A variável matéria orgânica apresenta uma estreita relação com as demais propriedades físicas, químicas e biológicas do solo (Alves et al., 2013). Para Costa et al. (2014), quanto maior o teor de matéria orgânica, maior será a probabilidade de haver nitrogênio, enxofre e micronutrientes no solo. Também há tendência de maior capacidade de retenção de nutrientes e porosidade mais adequada para o desenvolvimento vegetal.

A deposição de resíduos vegetais sobre a superfície do solo, ponto chave do plantio direto e do consórcio com *Brachiaria*, colabora para a manutenção do nível de matéria orgânica. Por não haver a incorporação física destes por meio do revolvimento, há a diminuição natural da taxa de mineralização (Alves et al., 2013).

As gramíneas têm notável importância na adição de material orgânico e na reestruturação do solo (Assad, 1997) pois possuem sistema radicular fasciculado capaz de formar canais de infiltração e armazenamento de água no solo, além de efeito descompactador. Deste modo, a *Braquiária* mostra-se eficiente no acúmulo de matéria orgânica favorecido pelo seu sistema radicular, que é abundante e volumoso com elevado efeito rizosférico (D'Andrea et al., 2004).

Com relação ao fracionamento físico da matéria orgânica, os valores referentes ao COT encontrados foram bem superiores aos apresentados por Leite et al., (2015); já Rosset et al. (2016), ao analisar plantio direto de longa duração (22 anos), com as culturas de soja e milho em Latossolo verificou níveis de COT bem próximos dos verificados na área em estudo.

Vale ressaltar que, como mencionado por Braidá e Reichert (2014), mesmo áreas sob uso agrícola com alto incremento no teor de COT há a necessidade da avaliação local, a fim de cruzar essa informação com demais atributos. É comum verificar teores de COT muito elevados em sistema de plantio direto de longa duração se comparados com outros sistemas produtivos como apresentado por Balin et al. (2017), ao comparar áreas de plantio direto com milho, pastagem, plantio de eucalipto e mata nativa. Acredita-se que isso se deve à deposição constante de matéria orgânica no solo durante todo o ano, graças à rotação de cultura e o não revolvimento do solo.

O aporte de resíduos na superfície do solo está diretamente relacionado com o acúmulo de carbono na fração particulada (COP). Em sistema de plantio direto, os teores de COP são mais de 75% dependentes do carbono adicionado pelos resíduos vegetais nas camadas de 0 a 5 cm (Sá et al., 2001).

Como o COP é uma fração particulada que realiza importante função na ciclagem de nutrientes, é tida como uma fração lábil no solo (Conceição et al., 2005). Rossi et al. (2012), afirmam que essa fração possui alta sensibilidade. Isto permite sua utilização como indicador da qualidade do solo, mesmo que a avaliação seja em sistemas de manejo recentes, caso as alterações no conteúdo de carbono orgânico do solo ainda não tenham sido de grande magnitude.

Ao avaliar sistemas de produção em Latossolo, Kliemann et al. (2006) e Rossi et al. (2012), verificaram que houve um efeito positivo da introdução da braquiária sobre o COP. As taxas de decomposição de resíduos de espécies de cobertura em Latossolo sob sistema de plantio direto, apresentaram produção de palhada de 12,42 g.ha⁻¹ para braquiária e 6,75 g.ha⁻¹ para sorgo. Esta dinâmica pode estar relacionada à maior adição anual e manutenção dos resíduos vegetais na superfície do solo.

Os teores de estoque de carbono apresentados demonstram um certo padrão na distribuição espacial quando comparados com a distribuição do COP e COT, o mesmo foi verificado por Rossi et al. (2012). Em comparação entre ambos os trabalhos, este último descreveu valores bem inferiores.

Quanto aos componentes de produção, os mapas da massa dos grãos e a massa da espiga (Figura 7) possuem similaridade por estarem diretamente relacionados. Para Galindo et al. (2017), a variabilidade da área pode ser afetada significativamente por qualquer tipo de estresse, de natureza biótica ou abiótica, no qual a planta seja submetida após o florescimento.

Segundo Schimildt (2011), a maioria dos caracteres quantitativos, como a produtividade, é de natureza poligênica e muito influenciada pelo ambiente, desta maneira a interação genótipos x ambiente exerce grande influência sobre a expressão destes caracteres quantitativos. Marchiori Júnior et al. (2000), esclarecem que a alta variação espacial dos componentes de produtividade também está relacionada a variabilidade do solo.

É comum, em um mesmo talhão, encontrar subáreas com diferentes níveis de qualidade e, portanto, diferentes potenciais produtivos, mesmo que as práticas de manejo adotadas tenham sido aplicadas de maneira uniforme (Amado et al. 2005). Para Simão et al. (2017), sistemas de intensificação ecológica são considerados uma das mais eficientes estratégias para melhoria do potencial produtivo e da qualidade de um sistema agrícola. No entanto, nem sempre estas melhorias são apresentadas de maneira homogênea em toda a área.

A variabilidade da produtividade pode ser incentivada por anos com precipitação em excesso ou estiagem (Vieira, et al., 2010). Para Amado et al. (2009), através da avaliação

espacial e, principalmente, temporal dos dados de colheita é possível concentrar parâmetros para determinação de unidades de manejo diferenciado da cultura.

Além disso, os efeitos competitivos da braquiária com o milho agravados pela ocorrência de veranico severo, podem ter contribuído para a expressiva variação no mapa de produtividade. A variação dos dados da produtividade de grãos acumulada no decorrer de várias safras tende a diminuir, o que conseqüentemente, aumenta a confiabilidade dos resultados cumulativos (Simão et al., 2017).

É importante ressaltar que os atributos químicos apresentaram alta variabilidade. Isto ocorre, provavelmente, devido aos efeitos residuais de adubações efetuadas anteriormente (Cavalcante et al. 2007a). Essas contínuas aplicações de fertilizantes para Cambardella et al. (1994), podem então modificar a continuidade espacial das variáveis químicas.

Esses resultados demonstram como a adubação realizada pela necessidade média do talhão, sem considerar a variabilidade espacial, conforme Corá et al. (2004), pode gerar erros na aplicação de fertilizantes e corretivos. Alguns locais no talhão podem ter recebido doses acima ou abaixo daquelas necessárias. Isto resulta em prejuízos econômicos, tanto pela aplicação desnecessária, quanto pelo desequilíbrio entre as quantidades de nutrientes que serão disponibilizados para as plantas. Juntamente a isto, tem-se o efeito deletério que essa prática pode ocasionar sobre o meio ambiente.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Houve correlação entre atributos químicos do solo e a produtividade. Os mais expressivos envolveram fósforo, magnésio, alumínio, matéria orgânica, carbono orgânico total, carbono orgânico particulado e estoque de carbono. Essas informações favorecem a tomada de decisão posterior e demonstram tanto pontos com teores adequados que não precisam de correção, apenas manutenção, quanto locais onde deve ser empenhada maior atenção ao sistema.

Dessa forma, ao serem empregadas técnicas de manejo com visão na intensificação ecológica da agricultura juntamente com informações específicas como as fornecidas pelo conhecimento da distribuição espacial de atributos do solo, é praticável traçar métodos de produção de alta performance. Simultaneamente, é possível atender as necessidades do presente sem comprometer a capacidade das próximas gerações a suprir as próprias necessidades.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGÊNCIA NACIONAL DAS ÁGUAS. Monitor de secas nordeste. Disponível em: <<http://200.129.31.16/map/mapa-monitor/comparacao>>. Acesso em: 12 de março de 2019.
- AGUIAR, A. C. F.; CÂNDIDO, C. S.; CARVALHO, C. S.; MONROE, P. H. M.; MOURA, E. G. Fração da matéria orgânica e tanques de fósforo como indicadores do impacto do uso da terra na periferia da Amazônia. **Ecological Indicators**, v. 30, p. 158-164, 2013.
- ALCÂNTARA, G. R. **Variabilidade espacial e temporal da produtividade de milho e soja e sua relação com atributos do solo**. 2015. 1 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2015.
- ALLEONI, L. R. F.; CAMBRI, M. A.; CAIRES, E. F. Atributos Químicos de um Latossolo de Cerrado Sob Plantio Direto, de Acordo com Doses e Formas de Aplicação de Calcário. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 29, p. 923-934, 2005.
- ALMEIDA, A. Q.; SOUZA, R. M. S.; SILVA, S. M. S.; OLIVEIRA JUNIOR, I. S.; CAVALCANTE, F. S.; MELO, J. A. S. Space-time dependence of jatropha growth parameters grown in Brazilian semiarid. **Revista Caatinga**, v. 29, p. 358-366, 2016.
- ALVAREZ-PUEBLA, R. A.; GOULET, P. J. G.; GARRIDO, J. J. Characterization of the porous structure of different humic fractions. **Colloids and Surfaces A: Physicochemical and Engineering Aspects**, v. 256, p. 129-135, 2005.
- ALVAREZ V. V. H.; NOVAES, R. F.; BARROS, N. F.; CANTARUTTI, R. B.; LOPES, A. S. Interpretação dos resultados das análises de solos. In: RIBEIRO, A. C.; GUIMARAES, P. T. G.; ALVAREZ V. V. H. (Ed.). **Recomendação para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5º Aproximação**. Viçosa: Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais, 1999. p. 25-32.
- ALVES, V. M. C.; PITTA, G. V. E.; PARENTONI, S. N.; SCHAFFERT, R. E.; COELHO, A. M.; MAGALHAES, J. V. Toxidez por alumínio e hidrogênio no crescimento de raiz de milho. **Revista Brasileira de milho e sorgo**, v. 3, p. 311-318, 2004.
- ALVES, S. M. F.; ALCÂNTARA, G. R.; REIS, E. F.; QUEIROZ, D. M.; VALENTE, D. S. M. 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.
- ALVES, S. M. F.; QUEIROZ, D. M.; ALCÂNTARA, G. R.; REIS, E. F. Variabilidade espacial de atributos físico-químicos do solo usando técnicas de análise de componentes principais e geoestatística. **Bioscience Journal**, v. 30, p. 22-30, 2014.
- AMADO, T. J. C.; NICOLOSO, R.; LANZANOVA, M.; SANTI, A. L.; LOVATO, T. A compactação pode comprometer os rendimentos de áreas sob plantio direto. **Revista Plantio Direto**, v. 15, n. 89, p. 34-42, 2005.

AMADO, T. J. C.; PES, L. Z.; LEMAINSKI, C. L.; SCHENATO, R. B. Atributos químicos e físicos de latossolos e sua relação com o rendimento de milho e feijão irrigados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v. 33, p. 831-841, 2009.

AMIRINEJAD, A. A.; KAMBLE, K.; AGGARWAL, P.; CHAKRABORTY, D.; PRADHAN, S.; MITTAL, R. Bassessment and mapping of spatial variation of soil physical health in a farm. **Geoderma**, v. 160, p.292-303, 2011.

AMORIM, F. F. **Agregação e estabilidade da matéria orgânica em sistemas conservacionistas de manejo do solo**. 2016. 80 p. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) – Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2016.

ARAÚJO, E. A.; KER, J. C.; NEVES, J. C. L.; LANI, J. L. Qualidade do solo: conceitos, indicadores e avaliação. **Revista Brasileira de Tecnologia Aplicada nas Ciências Agrárias**, v. 5, n. 1, p. 187-206, 2012.

ARAÚJO, D. C. D. S.; MONTENEGRO, S. M. G. L.; MONTENEGRO, A. A. A.; SILVA JUNIOR, V. P.; SANTOS, S. M. Variabilidade espacial de atributos de solo em uma bacia experimental do Semiárido pernambucano, Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 22, n.1, 2018.

ASSAD, M. L. L. **Fauna do solo**. In: Vargas, M. A. T.; Hungria, M. *Biologia dos solos dos Cerrados*. Planaltina: EMBRAPA, 1997.

AZEVEDO, D. M. P.; LEITE, L. F. C.; TEIXEIRA NETO, M. L.; DANTAS, J. S. Atributos físicos e químicos de um Latossolo Amarelo e distribuição do sistema radicular da soja sob diferentes sistemas de preparo no cerrado maranhense. **Revista Ciência Agronômica**, v. 38, p. 32-40, 2007.

BALIN, N. M.; ZIECH, A. R. D.; OLIVEIRA, J. P. M.; GIRARDELLO, V. C.; STUMPF, L.; CONCEIÇÃO, P. C. Frações da matéria orgânica, índice de manejo do carbono e atributos físicos de um latossolo vermelho sob diferentes sistemas de uso. **Revista Scientia Agraria**, vol. 18, n. 3, p. 85-94, 2017.

BARROS, I.; MARTINS, C. R.; RODRIGUES, G. S.; TEODORO, A. V. **Intensificação Ecológica da Agricultura**. Aracajú: Embrapa Tabuleiros Costeiros, 2016.

BARROS, J. D. S.; CHAVES, L. H. G. Change in soil chemical properties under different farming systems exploration in semiarid region of Paraíba. **African Journal of Agricultural Research**, v. 9, p. 2436-2442, 2014.

BAYER, C.; MIELNICZUK, J.; AMADO, T. J. C.; MARTIN NETO, L.; FERNANDES, S. A. Organic matter storage in a sandy loam Acrisol affected by tillage and cropping systems in Southern Brazil. **Soil and Tillage Research**, v. 54, p. 101-109, 2000.

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.

BERNARDI, A. C. 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.

BIESDORF, E. M.; TEIXEIRA, M. F. F.; DIETRICH, O. H. S.; PIMENTEL, L. D.; ARAUJO, C. Métodos de Aplicação de Nitrogênio na Cultura do Milho em Solo de Cerrado. **Revista de Agricultura Neotropical**, v. 3, p. 44-50, 2016.

BLANCO - CANQUI, H.; LAL, R. Crop residue removal impacts on soil productivity and environmental quality. **Critical Reviews in Plant Science**, v. 28, p. 39-163, 2009.

BOMMARCO, R.; KLEIJN D.; POTTS, S. G. Ecological intensification: harnessing ecosystem services for food security. **Trends in Ecology Evolution**, v. 28, p. 230-238, 2013.

BONINI, C. S. B. **Restauração ecológica de um solo decapitado sob intervenção antrópica há 17 anos**. 2012. 167 f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Universidade Estadual Paulista, Ilha Solteira, 2012.

BOX, J. E.; HAMMOND, L. C. Rhizosphere Dynamics. **American Society of Agronomy**, v. 113, p. 192-216, 1990.

BRADY, N. C. WEIL, R. R. **Elementos da Natureza e Propriedades dos Solos**. 2000.

BRAIDA, J. A.; REICHERT, J. M. Matéria orgânica e comportamento mecânico para fins de manejo de solo. In: LEITE, L. F. C.; MACIEL, G. A.; ARAÚJO, A. S. F. **Agricultura Conservacionista no Brasil**. Brasília, DF: Embrapa, 2014.

BRONICK, C.J.; LAL, R. Soil structure and management: a review. **Geoderma**, v. 124, p. 3-22, 2005.

BULL, L. T. **Influência da relação K/(Ca + Mg) do solo na produção de matéria seca e na absorção de potássio por gramínea e leguminosa forrageiras**. 1986. 107 f. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1986.

CAMBARDELLA, C. A.; ELLIOT, E. T. Particulate soil organic-matter changes across a grassland cultivation sequence. **Soil Science Society**, v. 56, p. 777-783, 1992.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; NOVAK, J. M.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-Scale Variability of Soil Properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, v. 58, n. 5, p. 1501, 1994.

CAMPOS, B. C.; AMADO, T. J. C.; BAYER, C.; NICOLOSO, R. S.; FIORIN, J. E. Carbon stock and its compartments in a subtropical oxisol under long-term tillage and crop rotation systems. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 35, n. 3, p. 805-817, 2011.

CANELLAS, L. P.; VELLOSO, A. C. X.; MARCIANO, C. R.; RAMALHO, J. F. G. P.; RUMJANEK, V. M.; REZENDE, C. E.; SANTOS, G. A. Propriedades químicas de um

Cambissolo cultivado com cana-de-açúcar, com preservação do palhço e adição de vinhaça por longo tempo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 27, p. 935-944, 2003.

CAMARGO, E.C.G. Geoestatística: Fundamentos e Aplicações. In: Câmara, G.; Medeiros, J. S. Geoprocessamento para projetos ambientais. São José dos Campos: **INPE**, 2006.

CARVALHO, M. P.; TAKEDA, E. Y.; FREDDI, O. S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 27, p. 695-70, 2003.

CARVALHO, P. S. M.; SILVA, S. A.; PAIVA, A. Q.; SODRÉ, G. A.; LIMA, J. S. S. Variabilidade Espacial da Fertilidade de um Solo Cultivado com Cacaueiro. **Revista Engenharia na Agricultura**, v. 26, n. 02, p. 178-189, 2018.

CASSMAN, K. G. Ecological intensification of cereal production systems: Yield potential, soil quality, and precision agriculture. **Proceedings of the National Academy of Sciences**. Irvine, v. 96, n. 11, 1999.

CAVALCANTE, E. G. S.; ALVES, M. C.; SOUZA, Z. M.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo, Viçosa**, v. 31, n. 6, p. 1329-1339, 2007a.

CAVALCANTE, E. G. S.; ALVES, M. C.; SOUZA, Z. M.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 15, n. 3, p. 1929-1339, 2007b.

CHABALA, L. M.; MULOLWA, A.; LUNGU, O. Aplicação do Kriging Ordinário no Mapeamento do Carbono Orgânico do Solo na Zâmbia. **Pedosphere**, v. 27, n. 2, p. 338-343, 2017.

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.

COCCO, L. B. **Utilização de Ferramentas de Agricultura de Precisão na Definição de Zonas de Manejo**. 2016. Dissertação (Mestrado em Agricultura de Precisão) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2016.

COELHO, A. M. Agricultura de precisão: manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e das culturas. In: Tópicos em Ciência do Solo, **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa. v. 3. p. 249, 2003.

CONAB – Companhia Nacional do Abastecimento. **Acompanhamento da safra brasileira de grãos**. Brasília: v. 5, n.7, 2018.

CONCEIÇÃO P. C.; AMADO T. J. C.; MIELNICZUK J.; SPAGNOLLO E. Qualidade do solo em sistemas de manejo avaliada pela dinâmica da matéria orgânica e atributos relacionados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 29, n. 5, p. 777-788, 2005.

CONCEIÇÃO, P. C. **Agregação e proteção física da matéria orgânica em dois solos do sul do Brasil**. 2006. 138 p. Tese (Doutorado em Ciência do Solo) – Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2006.

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, n. 6, p. 1013-1021, 2004.

COSTA, J. N. M.; BRUM, C. M.; JÚNIOR, J. R. V.; FARIA, G. V.; UCHOA, T. L.; SILVA, T. T. Ocorrência de polinizador de café *Palpada vinetorum* (DIPTERA: Syrphidae) e parasitismo pelo fungo *Cordyceps* sp. In: IX Simpósio de Pesquisa dos Cafés do Brasil 2015, Curitiba, **Anais...** 2015. p. 156 – 158.

COSTA, M. M.; QUEIROZ, D. M.; PINTO, F. A. C.; REIS, E. F.; SANTOS, N. T. Moisture content effect in the relationship between apparent electrical conductivity and soil attributes. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 36, n. 4, p. 395-401, 2014.

D'ANDREA, A. F.; SILVA, M. L. N.; CURI, N.; GUINARÃES, L. R. Estoque de carbono e nitrogênio e formas de nitrogênio mineral em um solo submetido a diferentes sistemas de manejo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 39, p. 179-186, 2004.

DAVIS, J. G.; HOSSNER, L. R.; WILDING, L. P. et al. Variability of soil chemical properties in two sandy dunal soils of Niger. **Soil Science**, v. 159, n. 5, p. 321-330, 1995.

DALCHIAVON, F. C. **Aspectos da produtividade do arroz de terras altas irrigado com atributos químicos do solo sob plantio direto**. 2010. 113 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Estadual Paulista, Ilha Solteira, 2010.

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

DALCHIAVON, F. C.; RODRIGUES, A. R.; LIMA, E. S.; LOVERA, L. H.; MONTANARI, R. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo cultivado com soja sob plantio direto. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, v. 16, n. 2, p. 144-154, 2017.

DOBBS, L. B.; RUMJANECK, V. M.; BALDOTTO, M. A.; VELLOSO, A. C. X.; CANELLAS, L. P. Caracterização química e espectroscópica de ácidos húmicos e fúlvicos isolados da camada superficial de Latossolos brasileiros. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 33, p. 51-63, 2009.

DORAN, J. W.; COLEMAN, D. C.; BEZDICEK, D. F.; STEWART, B. A. Defining soil quality for a sustainable environment. **Soil Science Society of America**, v. 35, p. 3-21, 1994.

DUFFERA, M.; WHITE, J. G.; WEISZ, R. Spatial variability of Southeastern U.S. Coastal Plain soil physical properties: Implications for site-specific management. **Geoderma**, v. 137, n. 3, p. 327-339, 2007.

ELLERT, B. H.; BETTANY, J. R. Calculation of organic matter and nutrients stored in soils under contrasting management regimes. **Canadian Journal Soil Science**, v. 75, p. 529-538, 1995.

EMBRAPA: EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solo. **Sistema Brasileiro de Classificação do Solo**. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 1999.

FACCIN, F. C.; MARCHETTI, M. E.; SERRA, A. P.; ENSINAS, S. C. Frações granulométricas da matéria orgânica do solo em consórcio de milho safrinha com capim-marandu sob fontes de nitrogênio. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 51, n. 12, p. 2000-2009, 2017.

FERNANDES, M. M.; SILVA, M. D.; VELOSO, M. E. C.; OLIVEIRA, T. M.; FERNANDES, M. R. M.; SAMPAIO, F. M. T. Biomassa microbiana e matéria orgânica em áreas desertificadas revegetadas com pinhão-manso solteiro e consorciado com gramínea no Sul do Piauí. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 8, p. 464-469, 2013.

FLATMAN, G. T.; YFANTIS, A. A. Geostatistical strategy for soil sampling: the survey and the census. **Environmental Monitoring and Assessment**, v. 4, p. 335-349, 1984.

FITZPATRICK, R.W.; SCHWERTMANN, U. Al-substituted goethite – An indicator of pedogenic and other weathering environments in South Africa. **Geoderma**, v. 27, p. 335-347, 1982.

GALINDO, F. S.; ZOCOLER, J. L.; TEIXEIRA FILHO, M. C. M.; SANTINI, J. M. K.; LUDKIEWICZ, M. G. Z.; BUZETTI, S. Teor de água nos grãos, em ocasião de colheita nas perdas ocorridas no milho. **Cultura Agrônômica**. v. 26, n. 4, p. 671-682, 2017.

GRANT, C. A.; FLATEN, D. N.; TOMASIEWICZ, D. J. SHEPPARD, S. C. A importância do fósforo no desenvolvimento inicial da planta. **Informações agrônômicas**, n. 95, 2001.

GAMMA DESIGN SOFTWARE. GS+: Geostatistics for the Environmental Sciences. Gamma Design Software, **Plainwell, Michigan USA**, 2012.

GIOTTO E. **Agricultura de Precisão no Sistema CR Campeiro 7**. Santa Maria: Ed. 1. CESPOL, 2016.

GIRARDELLO, V. C.; AMADO, T. J. C.; SANTI, A. L.; CHERUBIN, M. R.; KUNZ, J.; TEIXEIRA, T. G. Resistência à penetração, eficiência de escarificadores mecânicos e produtividade da soja em latossolo argiloso manejado sob plantio direto de longa duração. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 38, n. 4, p. 1234-1244, 2014.

GODFRAY, H. C. J.; CRUTE, I. R.; HADDAD, L.; LAWRENCE, D.; MUIR, J. F.; NISBETT, N.; PRETTY, J.; ROBINSON, S.; TOULMIN, C.; WHITELEY, R. The future of global food system. **Philosophical Transactions of the Royal Society**. Londres, v. 365, n. 1554, p. 2769– 2777, 2010.

GOLDEN SOFTWARE. Surfer for Windows: Surface mapping system. Quick start guide Versão 11.0. **Golden**, 2012.

GOMES, M. A. F.; FILIZOLA, H. F. **Indicadores físicos e químicos de qualidade de solo de interesse agrícola**. EMBRAPA. Meio Ambiente, 2006.

GOMES, J. B. V.; BOLFE, E. L.; CURI, N. C.; FONTES, H. R.; BARRETO, A. C.; VIANA, R. D. Variabilidade espacial de atributos de solos em unidades de manejo em área piloto de produção integrada de coco. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 32, n. 6, p. 2471-2482, 2008.

GOMES, M. A. F.; BARIZON, R. R. M. **Panorama da contaminação Ambiental por Agrotóxicos e nitrato de origem agrícola no Brasil: Cenário 1992/2011**, Jaguariúna: Embrapa Meio Ambiente, 2014.

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, n. 2, p. 169-177, 2005.

GUIMARÃES, E. C. Geoestatística básica e aplicada. **Universidade Federal De Uberlândia Faculdade De Matemática Núcleo De Estudos Estatísticos E Biométricos**. 2004.

HAUSCHILD, F. E. G. **Técnicas de agricultura de precisão para definição de zonas de manejo de solo**. 2013. 19 f. Dissertação (Mestrado em Agricultura de Precisão) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2013.

HERTEL, T. W.; RAMANKUTTY, N.; BALDO, U. L. C. Global market integration increases likelihood that a future African Green Revolution could increase crop land use and CO₂ emissions. **National Academy of Sciences of the United States of America**. Washington, v. 111, n. 38, p. 13799-13804, 2014.

HOCHMAN, Z.; CARBERRY, P. S.; ROBERTSON, M. J.; GAYDON, D. S.; BELL, L. W.; MCINTOSH, P. C. Prospects for ecological intensification of Australian agriculture. **European Journal of Agronomy**, v. 44, n. 0, p. 109-123, 2013.

IQBAL, J.; THOMASSON, J. A.; JENKINS, J. N.; OWENS, P. R.; WHISLER, F. D. Spatial Variability Analysis of Soil Physical Properties of Alluvial Soils This study was in part supported by The National Aeronautical and Space Administration funded Remote Sensing Technology Center at Mississippi State University. **Soil Science Society**, v. 69, p. 1338-1350, 2005.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Applied geostatistics: an introduction to applied geostatistics**. Oxford: University Press, p. 561, 1989.

JAKOB, A. A. E. **A Krigagem como Método de Análise de Dados Demográficos**. 2002. XIII Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais, realizado em Ouro Preto, Minas Gerais.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. Mining geostatistics. **London, Academic Press**, p. 600, 1978.

KERRY, R.; OLIVER, M. A. Comparing sampling needs for variograms of soil properties computed by the method of moments and residual maximum likelihood. **Geoderma**, v. 140, p. 383-396, 2007.

KLIEMANN, J. H.; BRAZ, A. J. P. B.; SILVEIRA, P. M. Taxas de decomposição de resíduos de espécies de cobertura em Latossolo Vermelho Distroférico. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 36, n. 1 p. 21-28, 2006.

KOVÁCS-HOSTYÁNSZKI, A.; ESPÍNDOLA, A.; VANBERGEN, A. J.; SETTELE, J.; KREMEN, C.; DICKS, L.V. Ecological intensification to mitigate impacts of conventional intensive land use on pollinators and pollination. **Ecology Letters**, p. 1-17, 2017.

KRUGER, C. M. Análise geoestatística de dados meteorológicos do estado do Paraná utilizando um software livre. **da Vinci**, Curitiba, v. 2, n. 1, p. 87-104, 2005.

LAL, R. Soil Carbon Sequestration Impacts on Global. **Science**, v. 304, p. 1623, 2004.

LAL, R. Restoring soil quality to mitigate soil degradation. **Sustainability**, v. 7, n. 5, p. 5875-5895, 2015.

LEITE, L. F. C.; CARDOSO, M. J.; COSTA, D. B.; FREITAS, R. C. A.; RIBEIRO, V. Q.; GALVÃO, S. R. S. Estoques de C e de N e produtividade do milho sob sistemas de preparo e adubação nitrogenada em um Latossolo Vermelho Amarelo do cerrado piauiense. **Ciência Rural**, v. 39, p. 2460-2466, 2009.

LEITE, L. F. C.; MACIEL, G. A.; ARAÚJO, A. S. F. (Ed.). **Agricultura conservacionista no Brasil**. Brasília, DF: Embrapa, 2014. p. 468-488.

LEITE, L. F. C.; FERREIRA, J. S.; VELOSO, M. E. C.; MOUSINHO, F. E. P.; ROCHA JUNIOR, A. F. Variabilidade espacial das frações da matéria orgânica do solo em área degradada sob recuperação. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.19, n. 4, p.394-401, 2015.

LIMA, J. S. S.; SILVA, S. A.; SILVA, J. M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado em plantio direto. **Revista Ciência Agronômica**, v. 44, n. 1, p. 16-23, 2013.

LINDEN, D. R.; CLAPP, C. E.; DOWDY, R. H. Long-term corn grain and stover yields as a function of tillage and residue removal in east central Minnesota. **Soil Tillage Research**, v. 56, p. 167-174, 2000.

LITTLE, T. M.; HILLS, F. J. **Agricultural Experimentation Design and Analysis**. New York: John Wiley and Sons, Inc. 1978.

MACEDO, V. R. A. **Variabilidade Espacial dos Atributos Físicos do Solo e Componentes de Produtividade do Milho em um Latossolo Amarelo Distrocoeso**. 2014. Dissertação (Mestrado em Agroecologia) - Universidade Estadual do Maranhão, São Luís, 2014.

MARCHINI, D. C.; LING, T. C.; ALVES, M. C.; CRESTANA, S.; SOUTO FILHO, S. N.; ARRUDA, O. G. Matéria orgânica, infiltração e imagens tomográficas de Latossolo em

recuperação sob diferentes tipos de manejo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.19, n.6, p.574-580, 2015.

MARCHIORI JÚNIOR, M.; MELO, W. J. Alterações na matéria orgânica e na biomassa microbiana em solo de mata natural submetido a diferentes manejos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 35, n. 6, p. 1177-1182, 2000.

MARSCHNER, H. Mineral nutrition of higher plants. London: **Academic Press**, 1995.

MASSAD, F. **Mecânica dos Solos Experimental**. São Paulo: Oficina de Textos, 2016.

MATIAS, S. S. R.; NÓBREGA, J. C. A.; NÓBREGA, R. S. A.; ANDRADE, F. R.; BAPTISTEL, A. C. Variabilidade espacial de atributos químicos em Latossolo cultivado de modo convencional com soja no cerrado piauiense. **Revista Agroambiente**, v. 9, n. 1, p. 17-26, 2015.

MIGUEL, P. S.; GOMES, B. F. T.; ROCHA, W. S. D.; MARTINS, C. E.; CARVALHO, C. A.; OLIVEIRA, A. V. Efeitos tóxicos do alumínio no crescimento das plantas: mecanismos de tolerância, sintomas, efeitos fisiológicos, bioquímicos e controles genéticos. **Revista Ces**, v. 24, 2010.

MOLIN, J. P.; AMARAL, L. R.; COLAÇO, A. **Agricultura de Precisão**. São Paulo: Oficina de Textos, 2015.

MONTEZANO, Z. F.; CORAZZA, E. J.; MURAOKA, T. Variabilidade espacial da fertilidade do solo em área cultivada e manejada homogeneamente. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 30, p. 839-847, 2006.

MORAIS, V. A.; MELLO, J. M.; MELLO, C. R.; SILVA, C. A.; SCOLFORO, J. R. S. Spatial distribution of the litter carbon stock in the Cerrado biome in Minas Gerais state, Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 41, n. 5, 2017.

MOREIRA, J. F. **Variabilidade espacial dos atributos físicos e químicos do solo em área sob cultivo de arroz irrigado por inundação em Arari-MA**. 2017. Dissertação (Mestrado em Agroecologia) - Universidade Estadual do Maranhão / UEMA, São Luís, 2017.

MOURA, E. G.; MARQUES, E. S.; SILVA, T. M. B.; PIEDADE, A.; AGUIAR, A. C. F. Interactions among leguminous trees, crops and weeds in a no-till alley cropping system. **International Journal of Plant Production**. v.8, n. 4, p. 441-456, 2014.

OLIVER, M. A. WEBSTER, R. Statistical methods in soil and land resource survey. **Oxford: University Press**, p. 316, 1990.

OLIVER, D. P.; BRAMLEY, R. G. V.; RICHES, D.; PORTER, I.; EDWARDS, J. Soil physical and chemical properties as indicators of soil quality in Australian viticulture. **Australian Journal of Grape Wine Research**, v. 19, n. 2, p. 29-139, 2013.

OLIVER, M. A.; WEBSTER, R. A tutorial guide to geostatistics: Computing and modelling variograms and kriging. **Catena**, v. 113, n. 1, p. 56-69, 2014.

OLIVEIRA, R. P.; GREGO, C. R.; BRANDÃO, Z. N. **Geoestatística aplicada na Agricultura de Precisão utilizando o Vesper**. 23. ed. Brasília, DF: Embrapa, 2015.

PRADO, E. V.; MACHADO, T. A.; PRADO, F. M. T. Geração e correlação de zonas de manejo usando sensor spad e condutividade elétrica aparente do solo para a cafeicultura irrigada na zona da mata mineira. **Revista Científica Eletrônica de Agronomia**, v. 1, p. 1-7, 2015.

RABELLO, L. M.; BERNARDI, A. C. C.; INAMASU, R. Y. Condutividade elétrica aparente do solo. **Agricultura de Precisão- Resultados de um Novo Olhar**. Brasília, DF: Embrapa, p. 48-57, 2014.

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

RODRIGUES, M. S. **Variabilidade Espacial de Atributos do Solo e da Produtividade de Milho**. 2010. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Estadual Paulista Julio de Mesquita Filho / Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Jaboticabal, 2010.

ROSSET, J. S.; Lana, M. C.; Pereira, M. G.; Schiavo, J. A.; Rampim, L.; Sarto, M. V. M. Frações químicas e oxidáveis da matéria orgânica do solo sob diferentes sistemas de manejo, em Latossolo Vermelho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 51, n. 9, p. 1529-1538, 2016.

ROSSI, C. Q.; Pereira, M. G.; Giácomo, S. G.; Betta, M. Polidoro, J. C. Frações orgânicas e índice de manejo de carbono do solo em Latossolo Vermelho sob plantio de soja no cerrado goiano. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 7, n. 2, p. 233-241, 2012.

ROYAL SOCIETY OF LONDON. Reaping the Benefits: Science and the Sustainable Intensification of Global Agriculture. **The Royal Society**, Londres, p. 73, 2009.

SÁ, J. C. M.; CERRI, C. C.; DICK, W. A.; LAL, R.; VENZKE FILHO, S. P.; PICCOLO, M. C.; FEIGL, B. E. Organic matter dynamics and carbon sequestration rates for a tillage chronosequence in a Brazilian Oxisol. **Soil Science Society of America Journal**, v. 65, n. 5, p. 1486-1499, 2001.

SALET, L. R.; ANGHINONI, I.; KOCHHANN, R. A. Atividade do alumínio na solução de solo do sistema plantio direto. **Revista Científica Unicruz**, v. 1, n. 1, p. 9-13, 1999.

SANA, R. S.; ANGHINONI, A.; BRANDÃO, Z. N.; HOLZSCHUH, M. J. Variabilidade Espacial de atributos físico – químicos do solo e seus efeitos na produtividade do algodoeiro. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 18, n. 10, p. 994-1002, 2014.

SANTI, A. L.; AMADO, T. J. C; CHERUBIN, M. R.; MARTIN, T. N.; PIRES, J. L.; DELLA FLORA, L. P.; BASSO, C. J. Análise de componentes principais de atributos químicos e físicos do solo limitantes à produtividade de grãos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. v. 47, p. 1346-1357, 2012.

SANTOS, G. A.; SILVA, L. S.; CANELLAS, L. P.; CAMARGO, F. O. **Fundamentos da matéria orgânica do solo: ecossistemas tropicais e subtropicais**. Porto Alegre: Metrópole, p. 7-18, 2008.

SANTOS, D.; SOUZA, E. G.; NÓBREGA, L. H. P.; BAZZI, C. L.; GONÇALVES JÚNIOR, A. C. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho após cultivo de soja. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 16, p. 843-848, 2012.

SANTOS, C. H.; ROMANO, R. A.; NICOLODELLI, G.; CARVALHO, C. M.; BOAS, P. R. V.; MARTIN- NETO, L.; MONTES, C. R.; MELFI, A. J.; MILORI, D. M. B. P. Performance evaluation of a portable laser-induced fluorescence spectroscopy system for the assessment of the humification degree of the soil organic matter. **Journal of the Brazilian Chemical Society**, v. 26, p. 775-783, 2015.

SANTOS, K. E. L. **Geoestatística e geoprocessamento aplicados à tomada de decisão agroambiental em um sistema de produção de leite a pasto intensivo**. 2017. Dissertação (Mestrado em Ciências da Engenharia Ambiental) - Universidade De São Paulo / Escola de Engenharia de São Carlos, São Carlos, 2017.

SCHIMILDT, E. R.; NASCIMENTO, A. L.; CRUZ, C. D.; OLIVEIRA, J. A. R. Avaliação de metodologias de adaptabilidade e estabilidade de cultivares milho. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 33, n. 1, p. 51-58, 2011.

SIGNOR, D.; ZANI, C. F.; PALADINI, A. A.; DEON, M. D. I.; CERRI, C. E. P. Estoques de carbono e qualidade da matéria orgânica do solo em áreas cultivadas com cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 38, p. 1402-1410, 2014.

SILVA NETO, S. P.; SANTOS, A. C.; LEITE, R. L. L.; DIM, V. P.; CRUZ, R. S.; PEDRICO, A. NEVES NETO, D. N. Análise espacial de parâmetros da fertilidade do solo em região de ecótono sob diferentes usos e manejos. **Ciência Agronômica**, v. 32, p. 541-552, 2011.

SILVA, E. N. S.; MONTANARI, R.; PANOSSO, A. R.; RODRIGUES, A. C.; TOMAZ, P. K.; FERRAUDO, A. S. Variabilidade de atributos físicos e químicos do solo e produção de Feijoeiro cultivado em sistema de cultivo mínimo com irrigação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 39, n. 2, p. 598-607, 2015.

SILVA, A. D.; MENEZES, C. C. E.; MENEZES, J. F. S.; NASCIMENTO, W. P. Fontes e Doses de Magnésio na Cultura do Milho. **Global Science and Technology**, v. 9, n. 3, 2016.

SIMÃO, E. P.; RESENDE, A. V.; GONTIJO NETO, M. M.; BORGHI, E.; MARTINS, D. C.; VANIN, A. Demanda de nutrientes pelo milho safrinha em função da época de semeadura e adubação. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, v. 16, n. 3, p. 481-494, 2017.

SOARES FILHO, R.; CUNHA, J. P. A. R. Agricultura de precisão: particularidades de sua adoção no sudoeste de Goiás. **Engenharia Agrícola**, v. 35, n. 4, 2015.

SOUSA, D. M. G.; LOBATO, E. Cerrado: Correção do Solo e Adubação. SOUSA, D. M. G. de; LOBATO, E. Cerrado: correção do solo e adubação. 2.ed. Brasília, DF: **Embrapa Informação Tecnológica**, 2004.

SOUZA, Z. M.; SOUZA, G. S.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Número de amostras na análise geoestatística e na krigagem de mapas de atributos do solo. **Ciência Rural**, v. 44, p. 261-268, 2014.

STATSOFT, INC. **Programa computacional Statistica 7.0**. E.A.U. 2004.

TEIXEIRA, P. C.; DONAGEMMA, G. K.; FONTANA, A.; TEIXEIRA, W. G. Manual de Métodos de Análise de Solo. 3.ed. Brasília, DF: **Embrapa Solos**, 2017.

TEIXEIRA, M. B. R. **Comparação entre estimadores de semivariância**. 2013. 122 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agrícola) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2013.

TITTONELL, P.; GILLER, K. E. When yield gaps are poverty traps: The paradigm of ecological intensification in African smallholder agriculture. **Field Crops Research**, v. 143, n. 0, p. 76-90, 2013.

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

UMBELINO, A. S.; OLIVEIRA, D. G.; MARTINS, M. P. O.; REIS, E. F. Definições de zona de manejo para soja de alta produtividade. **Revista de Ciências Agrárias**. v. 41, n. 3, 2018.

UNITED NATIONS. World Population Prospects: The 2017 Revision. New York, p. 22. 2017.

VALE, C. C. **Desempenho Produtivo do Milho em Função dos Atributos Químicos do Solo, Tendo em Vista a Intensificação Ecológica**. 2014. Dissertação (Mestrado em Ciência Animal) – Universidade Federal do Maranhão, São Luís, 2014.

VASU, D.; SINGH, S. K.; SAHU, N.; TIWARY, P.; CHANDRAN, P.; DURAISAMI, V. P.; RAMAMURTHY, V.; LALITHA, M.; KALAISELVI, B. Assessment of spatial variability of soil properties using geospatial techniques for farm level nutrient management. **Soil and Tillage Research**, v. 169, p. 25-34, 2017.

VIANA, R. M.; FERRAZ, J. B. S.; NEVES JUNIOR, A. F.; VIEIRA, G.; PEREIRA, B. F. F. Soil quality indicators for different restoration stages on Amazon rainforest. **Soil Tillage Research**. 140, 1-7. 2014.

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia Berkeley**, v. 31, n. 3, p. 75, 1983.

VIEIRA, S. R.; CARVALHO, J. R. P.; GONZÁLEZ, A. P. Jack knifing for semivariogram validation. **Bragantia**, v. 69, p. 97-105, 2010.

VIEIRA, S. R.; CHIBA, M. K.; MELLIS, E. V.; DECHEN, S. C. F. Variabilidade espacial dos teores foliares de nutrientes e da produtividade da soja em dois anos de cultivo em um Latossolo vermelho. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 34, p. 1503-1514, 2010.

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

YOU, M.; BURGER, M.; LI, L.; ZOU, W.; LI, N.; QIAO, Y.; HAN, X. Changes in soil organic carbon and carbon fractions under different land use and management practices after development from parent material of mollisols. **Soil Science**, v. 179, p. 205-210, 2014.

YOST, R. S.; NADERMAN, G. C.; KAMPARTH, E. J.; LOBATO, E. Availability of rock phosphate as measured by an acid tolerant pasture grass and extractable phosphorus. **Agronomy Journal**, v. 74, p. 463-469, 1982.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial Variability of Soil Physical Properties in the Field. Applications of Soil Physics. **Academic Press**, p. 319-344, 1980.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. **Journal of Soil Science**, v. 43, p. 117-192, 1992.

WIETHOLTER, S. Fertilidade do solo e a cultura do trigo no Brasil. In: PIRES, J. L. F.; VARGAS, L.; CUNHA, G. R. **Trigo no Brasil: bases para produção competitiva e sustentável**. Passo Fundo: Embrapa Trigo, cap. 6, p. 135-184, 2011.

APÊNDICE 1. SEMIVARIOGRAMAS

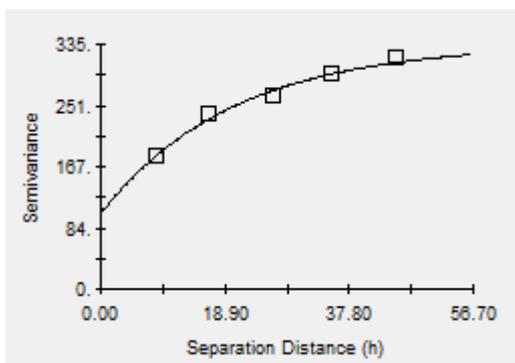


Figura 9. Semivariograma do fósforo.

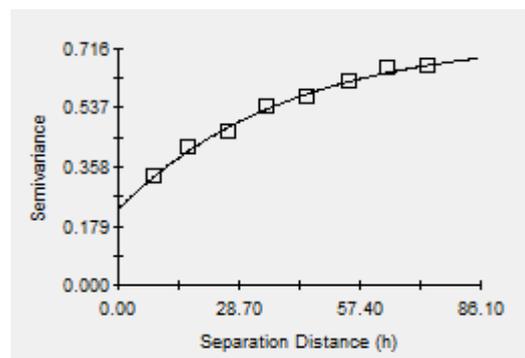


Figura 10. Semivariograma do potássio.

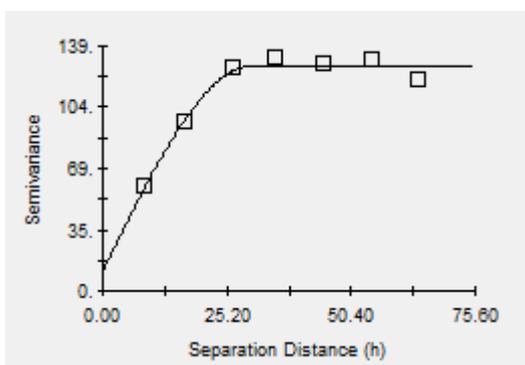


Figura 11. Semivariograma do cálcio.

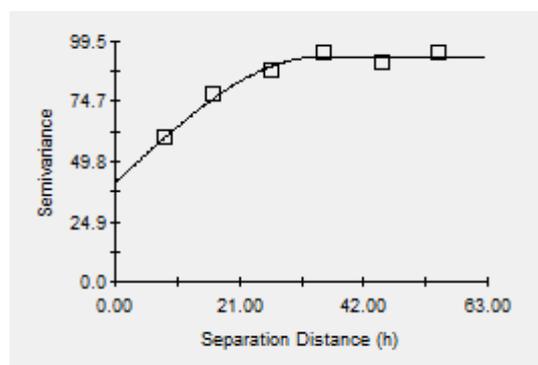


Figura 12. Semivariograma do magnésio.

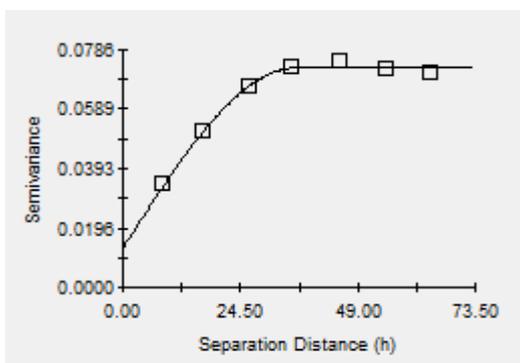


Figura 13. Semivariograma do pH.

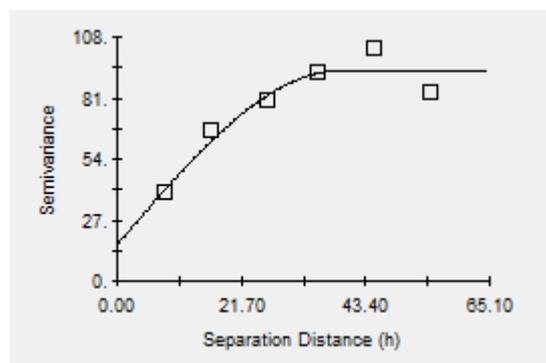


Figura 14. Semivariograma do alumínio.

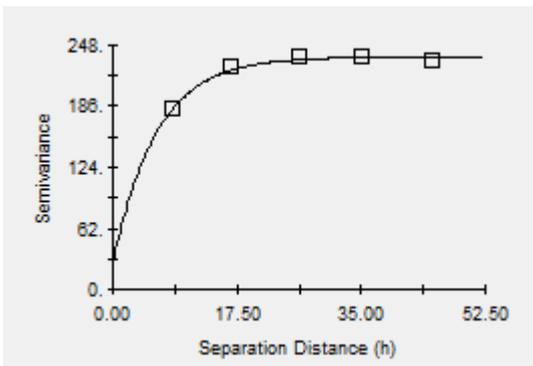


Figura 15. Semivariograma de soma de bases.

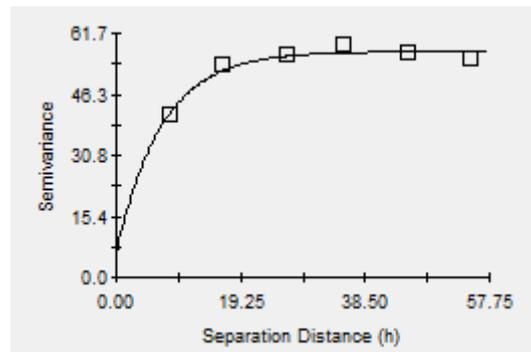


Figura 16. Semivariograma da acidez potencial.

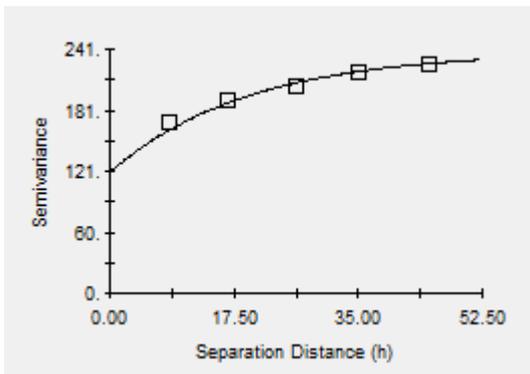


Figura 17. Semivariograma da capacidade de troca de cátions. **Figura 18.** Semivariograma da saturação por bases.

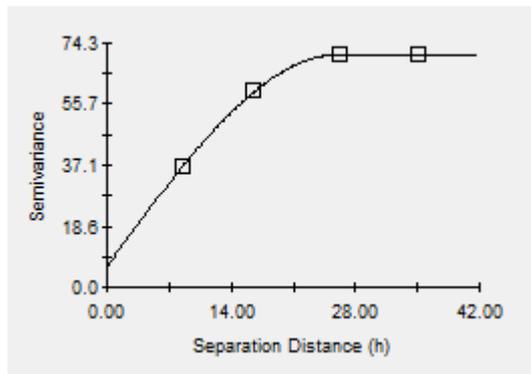


Figura 17. Semivariograma da capacidade de troca de cátions. **Figura 18.** Semivariograma da saturação por bases.

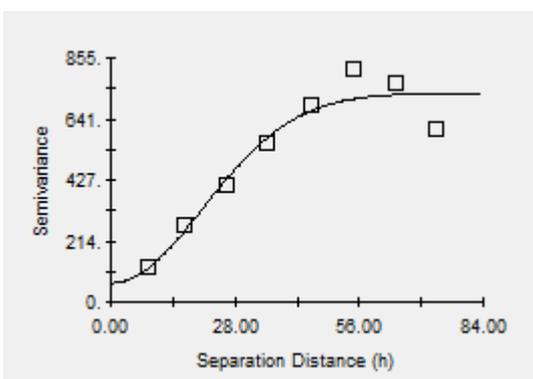


Figura 19. Semivariograma da matéria orgânica.

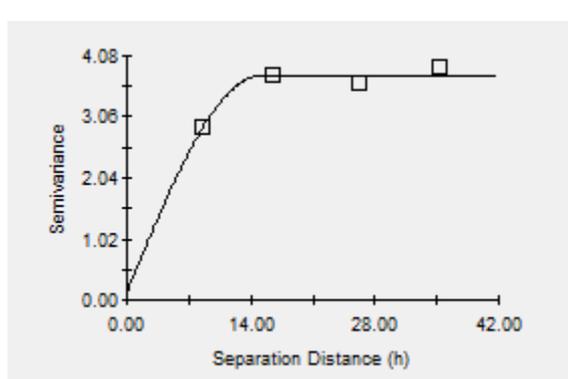


Figura 20. Semivariograma do carbono orgânico total.

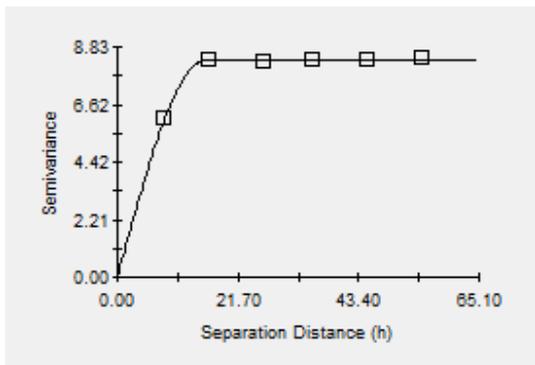


Figura 21. Semivariograma do carbono orgânico particulado. **Figura 22.** Semivariograma do estoque de carbono.

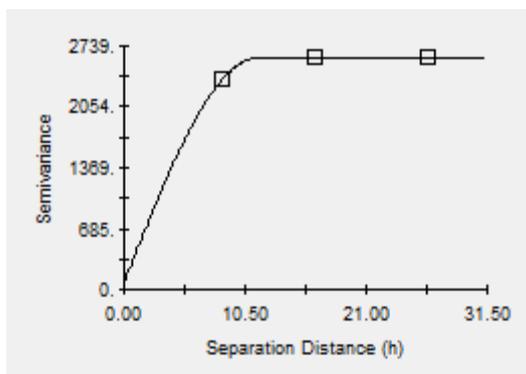
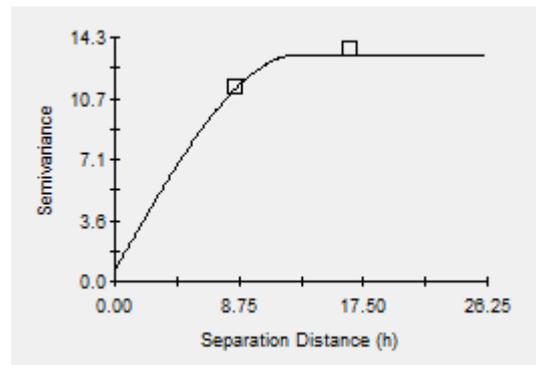


Figura 23. Semivariograma de massa da espiga.

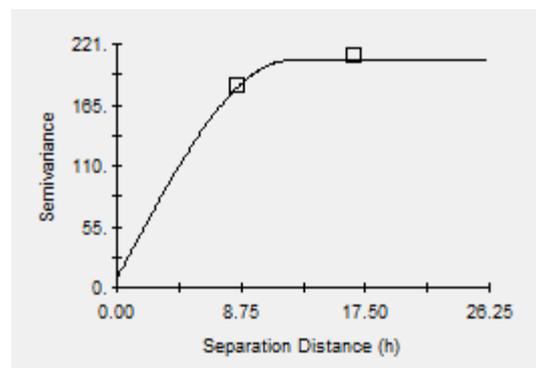


Figura 24. Semivariograma de grãos por espiga.

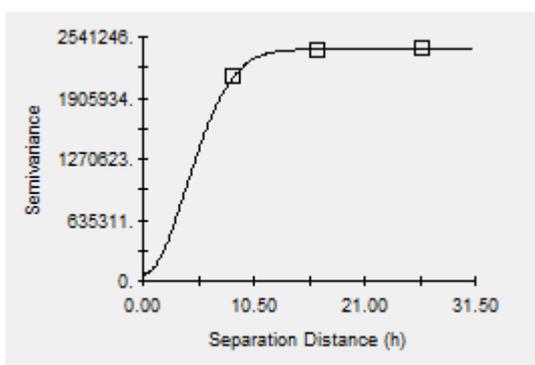


Figura 25. Semivariograma da produtividade.

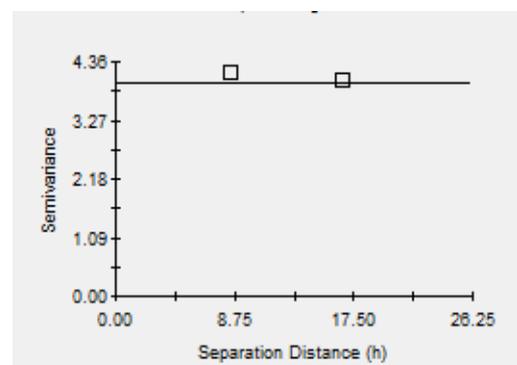


Figura 26. Semivariograma da massa de cem grãos.