



**UNIVERSIDADE
ESTADUAL DO
MARANHÃO**



PPGAA

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRICULTURA E AMBIENTE

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

PATRICK COSTA SILVA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DOS ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO E DOS
COMPONENTES DE PRODUTIVIDADE DO MILHO SOB SISTEMA DE PLANTIO
DIRETO**

Balsas - MA
2019

PATRICK COSTA SILVA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DOS ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO E DOS
COMPONENTES DE PRODUTIVIDADE DO MILHO SOB SISTEMA DE PLANTIO
DIRETO**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agricultura e Ambiente – PPGAA/CESBA/UEMA, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Agricultura e Ambiente.

Orientador (a): Dr. Emanuel Gomes de Moura

Balsas - MA
2019

Silva, Patrick Costa.

Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e dos componentes de produtividade do milho sob sistema de plantio direto / Patrick Costa Silva. – Balsas, 2019.

55 f

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

Orientador: Prof. Dr. Emanuel Gomes de Moura.

1.Agricultura de precisão. 2.Krigagem. 3.Heterogeneidade dos atributos do solo. 4.Mapas temáticos. 5.*Zea mays*. I.Título

CDU: 633.15-153.04

PATRICK COSTA SILVA

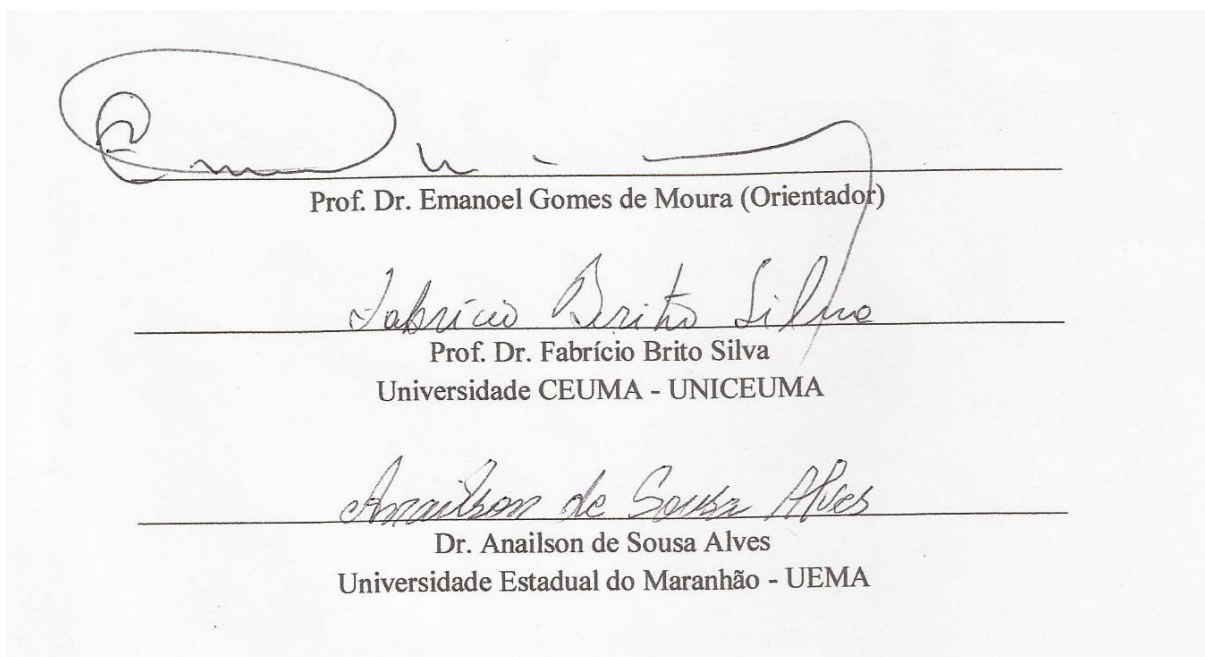
**VARIABILIDADE ESPACIAL DOS ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO E DOS
COMPONENTES DE PRODUTIVIDADE DO MILHO SOB SISTEMA DE PLANTIO
DIRETO**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Agricultura e Ambiente – PPGAA/CESBA/UEMA, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Agricultura e Ambiente.

Orientador (a): Prof. Dr. Emanuel Gomes de Moura

Aprovada em 15 / 08 / 2019

BANCA EXAMINADORA



Aos meus pais, Eliana e Edivaldo, por minha vida, meu caráter, e a todos os esforços e sacrifícios realizados para proporcionar a melhor educação possível.

Aos meus irmãos, Alysson e Christopher, por todo o apoio e incentivo

À Izadora, amiga, companheira, namorada e futura esposa que, durante todo este percurso esteve presente, sempre com palavras de incentivo e apoio.

DEDICO

"Toda ação humana, quer se torne positiva ou negativa, precisa depender de motivação"
(Dalai Lama)

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, a Deus pelo dom da vida, sabedoria, saúde e pelas pessoas maravilhosas que me rodeiam.

Aos meus pais e irmãos, que são as pessoas mais importantes da minha vida, por acreditarem no meu potencial e nunca medirem esforços para me apoiar e incentivar.

A minha quase esposa, Izadora Santos de Carvalho, pelo seu carinho, compreensão, alegria e companheirismo nos momentos de dificuldade, sempre com palavras de apoio, incentivo e otimismo.

Ao meu orientador, agradeço pela paciência, compreensão, críticas construtivas para meu desenvolvimento pessoal e profissional e principalmente pelo compartilhamento de seus conhecimentos durante este percurso.

Aos amigos Régia, pelo auxílio nas medições e coleta de amostras de solo em campo, Rones, por todo o apoio em São Luís, Juliane, Hércules e a senhora Aila, pelo acolhimento durante o período de coleta de amostras.

Aos senhores Dorival e Edson, por dedicarem seu tempo para nos conduzir até a área de estudo.

Ao Dr. Oswaldo Masao, em nome do gerente Adelmo, por ceder uma área da fazenda para realização da pesquisa.

À Universidade Estadual do Maranhão, pela oportunidade de ingresso no Programa de Pós-Graduação em Agricultura e Ambiente, fornecimento de transporte, estrutura para as análises de solo e, principalmente, pelo apoio financeiro.

Ao chefe do laboratório de física de solos, Josael, por todo o seu apoio e atenção durante a preparação e análise das amostras de solo em laboratório.

Ao quadro de professores e funcionários do programa, pela paciência, apoio e ensinamentos.

RESUMO

A compreensão da distribuição e variabilidade espacial dos atributos do solo permite aos proprietários e manejadores de terras agrícolas a identificação de zonas de manejo específico com o uso de ferramentas geoestatísticas e auxílio de mapas de isolinhas, o que possibilita a otimização do processo produtivo em função da aplicação eficiente de herbicidas, defensivos agrícolas e adubo a taxas variáveis, incrementos em rendimentos e redução danos ambientais. Este trabalho teve por objetivo determinar a variação espacial dos atributos físicos do solo e dos componentes de produtividade do milho e observar a correlação entre os atributos físicos do solo e rendimento do milho. O estudo foi conduzido na Fazenda Agropecuária Santa Luzia, localizada no município de São Raimundo das Mangabeiras, MA, em uma área experimental de aproximadamente 0,8 ha, manejada por aproximadamente 14 anos sob plantio direto. Para a avaliação dos parâmetros físicos do solo e de produtividade da cultura do milho foi utilizada uma malha amostral de 10 x 10 m previamente estabelecida, em que os pontos amostrais corresponderam ao cruzamento entre as linhas e colunas da malha totalizando 100 pontos amostrais. Para cada ponto amostral foram realizados o georreferenciamento, a coleta de amostras indeformadas de solo, medição da resistência do solo a penetração e colheita do milho. Os dados foram submetidos à análises estatísticas clássicas e análises geoestatísticas para obtenção dos semivariogramas experimentais. A malha de 10 x 10 m foi eficiente para identificação da dependência espacial das variáveis de produtividade do milhos e dos atributos físicos do solo. A maior parte das variáveis estudadas apresentaram dependência espacial predominantemente forte e foram melhor ajustados aos modelos gaussiano, exponencial e esférico. Os mapas provenientes da krigagem ordinária foram eficientes na determinação da variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade do milho e delimitação das zonas de manejo específico que podem auxiliar no manejo do solo e da cultura com o intuito de melhorar os rendimentos da cultura do milho, redução de custos para o produtor e minimização dos impactos ambientais.

Palavras-chave: agricultura de precisão, krigagem, heterogeneidade dos atributos do solo, mapas temáticos, *Zea mays*. L.

ABSTRACT

Understanding the distribution and spatial variability of soil attributes allows landowners and farm managers to identify specific management zones with the use of geostatistical tools and the aid of isoline maps, which enable the optimization of the production process due to the efficient application of herbicides, pesticides and fertilizer at variable rates, yield increases and reduced environmental damage. The objective of this paper was to determine the spatial variation of soil physical attributes and corn yield components and to observe the correlation between soil physical attributes and corn yield. The study was conducted at the Santa Luzia Agricultural Farm, located in the municipality of São Raimundo das Mangabeiras, MA, in an experimental area of approximately 0.8 ha, managed for approximately 14 years under no-tillage system. For the evaluation of the physical parameters of the soil and yield of the maize crop a previously established 10 x 10 m sample mesh was used, in which the sample points corresponded to the crossing between the rows and columns of the mesh, totaling 100 sample points. For each sampling point the georeferencing, collection of undisturbed soil samples, soil resistance penetration and corn harvesting were performed. The data were submitted to classic statistical analysis and geostatistical analysis to obtain experimental semivariograms. The 10 x 10 m mesh was efficient to identify the spatial dependence of corn productivity variables and soil physical attributes. Most of the studied variables presented predominantly strong spatial dependence and were better adjusted to the Gaussian, exponential and spherical models. The maps from ordinary kriging were efficient in determining the spatial variability of soil physical attributes and corn yield and delimiting specific management zones that can assist in soil and crop management in order to improve crop yields maize, reducing costs for the producer and minimizing environmental impacts.

Key words: precision agriculture, kriging, soil attributes heterogeneity, thematic maps, *Zea mays*. L.

LISTA DE SIGLAS

AP - Agricultura de precisão

GPS - Global Position System (Sistema de Posicionamento Global)

CV - Coeficiente de variação

K-S - Teste de Normalidade Kolmogorov-Smirnov

MCG - Massa de cem grãos

ME - Massa da espiga

Prod. - Produtividade

NGE - Número de grãos por espiga

AIQ - Amplitude interquartil

Q₁ - Primeiro quartil

Q₃ - Terceiro quartil

Mg - Megagrama

MPa - Megapascal

SIRGAS2000 - Sistema de Referência Geocêntrico para as Américas

C₀ + C₁ - Patamar

C₀ - Efeito pepita

C₁ - Contribuição

a - Alcance

GDE - Grau de dependência espacial

$\gamma(h)$ - Semivariância

h - distância (lag)

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1. Modelos e parâmetros dos semivariogramas. A) Modelo esférico; B) Modelo gaussiano; C) Modelo exponencial; D) Modelo linear; a = alcance; C_0 = efeito pepita, C_1 = contribuição; γ = semivariância; h = distância. 20
- Figura 2. Mapa de localização da área experimental 25
- Figura 3. Esquema de estabelecimento dos pontos amostrais com malha de 10 x 10 m para coleta de amostras indeformadas de solo, resistência a penetração e componentes de produtividade do milho. 27
- Figura 4. Mapa de isolinhas da distribuição espacial dos atributos densidade do solo (A), porosidade total (B), macroporosidade (C) e microporosidade (D) de Latossolo Vermelho-amarelo distrófico sob plantio direto. 42
- Figura 5. Mapas de isolinhas da variabilidade espacial dos teores de areia fina (A), areia grossa (B), silte (C) e argila (D) de Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico sob plantio direto 43
- Figura 6. Mapas de isolinhas dos componentes de produtividade do milho, massa de cem grãos (A), produtividade do milho (B) de Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico sob plantio direto. 44
- Figura 7. Mapas de isolinhas da distribuição espacial da resistência a penetração do solo nas profundidades 0,0 a 0,05 m (A), 0,06 a 0,10 m (B), 0,11 a 0,15 m (C), 0,16 a 0,20 m (D) de Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico sob plantio direto. 45
- Figura 8. Mapas de isolinhas da distribuição espacial da pressão máxima (A) e umidade no momento da amostragem (B) de Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico sob plantio direto 46

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 Parâmetros da estatística descritiva dos atributos físicos do solo e componentes de produtividade do milho em Latossolo Vermelho-Amarelo Distrófico sob plantio direto.....	34
Tabela 2 Matriz de correlação entre os atributos físicos do solo e componentes de produtividade do milho em um Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico.....	37
Tabela 3 Modelos de ajuste e parâmetros dos semivariogramas experimentais dos atributos físicos do solo e componentes de produtividade do milho em um Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico.	40

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	13
2. REFERENCIAL TEÓRICO	15
2.1 AGRICULTURA SUSTENTÁVEL	15
2.2 GEOESTATÍSTICA COMO FERRAMENTA PARA A AGRICULTURA DE PRECISÃO	16
2.3 AGRICULTURA DE PRECISÃO	21
3. MATERIAL E MÉTODOS	24
3.1 ÁREA EXPERIMENTAL	24
3.2 COLETA DE AMOSTRAS DE SOLO	26
3.3 ANÁLISES FÍSICAS	28
3.4 ATRIBUTOS DE PRODUTIVIDADE DA CULTURA DO MILHO.....	29
3.5 ESTATÍSTICA CLÁSSICA E ANÁLISE GEOESTATÍSTICA	29
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	31
5 CONCLUSÕES.....	47
REFERÊNCIAS.....	48

1. INTRODUÇÃO

Devido ao crescimento desordenado da população mundial com consequente aumento nas demandas por alimentos, consumo de bens materiais, bioenergia e os ganhos de produção alcançados no cenário atual, é imposta à agricultura o desafio de suprir a crescente demanda por grãos até 2050, com um aumento estimado de aproximadamente 25-70% na produção agrícola, porém é imprescindível que ocorra harmonia entre o aumento de produtividade global e a qualidade ambiental (HUNTER et al., 2017). Para alcançar as metas de segurança alimentar mundial, é de extrema necessidade a inovação agropecuária, visto que a tecnologia agrícola também atua na busca por solução de problemas voltados a conservação e gestão dos recursos naturais (ABDULLAHI, et al., 2015).

A compreensão da variabilidade espacial dos atributos do solo é antiga e seu conhecimento constitui uma importante meta para os produtores que almejam uma agricultura sustentável. Negreiros et al. (2014), abordaram que a interação complexa dos fatores como, classe de solo, topografia, condições climáticas e ação antrópica podem influenciar a variabilidade espacial dos atributos do solo, o que torna imprescindível o seu entendimento nas diferentes escalas, devido seu potencial no planejamento e manejo agrícola e, a depender dos atributos estudados, pode variar de muito a pouco (ARAÚJO et al., 2018).

A geoestatística é uma nova abordagem da estatística com grande potencial para subsidiar a agricultura de precisão, pois é empregada na caracterização da variação espacial de uma paisagem e, a partir dos mapas gerados, torna possível a identificação de zonas de manejo específico, o que colabora para subsidiar práticas de manejo com consequente aumentos na produtividade de culturas (SANCHES et al., 2019).

A agricultura de precisão recebe destaque como uma nova alternativa para utilização dos recursos naturais de forma mais inteligente (LOPES; CONTINI, 2012), levando em consideração a variabilidade espacial e temporal das propriedades do solo para apoiar a tomada de decisões acerca das práticas de manejo específicas a serem adotadas para a redução na utilização exagerada de insumos, contribuindo para o meio ambiente e otimizando o lucro do produtor (BALAFOUTIS et al., 2017).

Os atributos físicos solo apresentam distribuição e variação ao longo da paisagem, o que acarreta a ocorrência de zonas distintas que podem influenciar positiva ou negativamente o rendimento da cultura do milho e impossibilita o encurtamento entre a produtividade atual e a potencial. Este trabalho teve por objetivo determinar a variação espacial dos atributos físicos

do solo e dos componentes de produtividade do milho e observar a correlação entre os atributos físicos do solo e rendimento do milho em Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico sob plantio direto.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Agricultura Sustentável

Alguns dos modelos da agricultura moderna ainda apresentam características inerentes da revolução verde, principalmente pela especialização do processo produtivo (KLASEN et al., 2016), e foco na intensificação dos sistemas agrícolas, com elevado grau de consumo de insumos externos devido a substituição de funções biológicas (BOMMARCO et al., 2013), depreciação das características dos sistemas agrícolas locais, movidas pela competitividade do mercado mundial (LEMAIRE et al., 2014) e demonstraram grande capacidade de amenizar a problemática da fome ao incrementar a produção e rendimentos e reduzir os preços dos alimentos. Contudo, são diversas as evidências de que estes benefícios foram obtidos em detrimento da simplificação dos agroecossistemas, como as perdas de biodiversidade e dos serviços ecossistêmicos, mudanças climáticas, expansão agrícola a partir da conversão de áreas naturais para diferentes usos do solo (KUYPER; STRUIK, 2014), além das perdas de rendimento ao longo prazo, aumento na utilização de inseticidas em razão da alteração da dinâmica de pragas, problemas de ordem social e de saúde humana e modificações da dinâmica natural dos solos, que ocorrem principalmente na África (VANLAUWE et al.; 2014) e outros países em desenvolvimento.

Se por um lado os sistemas agrícolas voltados para intensificação da agricultura contribuem para a redução das pressões da expansão agrícola sob os ecossistemas naturais e a biodiversidade, do outro, promovem enormes danos ao ambiente em função da excessiva carga de insumos artificializados e práticas inadequadas de manejo, o que, gradualmente, despertou na sociedade uma maior consciência acerca da importância da manutenção dos serviços ecológicos e a capacidade da multifuncionalidade da agricultura em promovê-los.

Caron et al. (2014), enfatizaram que os modelos de agricultura artificializada, caracterizados pela substituição de serviços ecológicos, tem sido cada vez mais questionados devido, principalmente, ao seu alto custo e impactos nos âmbitos local, nacional e global, o que deixa evidente a necessidade de novos padrões da agricultura e, para isto, é preciso da renovação dos conceitos de desempenho agrícola que não devem mais ser baseados somente no ponto de vista econômico. Deste modo, a incompatibilidade destes modelos ao longo prazo na garantia da segurança alimentar mundial, serão necessários aumentos de produtividade para assegurar as crescentes demandas alimentícias em conjunto com a preservação da

biodiversidade e serviços ecossistêmicos (DORÉ et al., 2011; EKROOS et al., 2014, CRIST et al., 2017; POPPY et al., 2014).

Diante do exposto, no atual cenário em que muito é discutido a respeito da segurança alimentar mundial, devido ao crescimento populacional desordenado esperado para as próximas três décadas que irá impor aos ecossistemas tropicais pressões com implicações ambientais e devido, principalmente, a expansão das fronteiras agrícolas ao buscar a melhoria de rendimentos para suprir as demandas por alimentos (cereais e proteína animal) e bioenergia (LAURANCE, et al., 2013), será necessário uma abordagem mais ecológica, em que a busca por aumentos nos rendimentos das principais culturas de cereais estará associada a qualidade ambiental, sustentada pelo rendimento potencial das culturas, qualidade do solo e a agricultura de precisão (CASSMAN, 1999).

Apesar das nítidas dificuldades em alcançar a segurança alimentar, visto que os resultados da adoção de modelos de intensificação agrícola não se manifestam de imediato, são necessários mais investimentos em pesquisas e tecnologias para alcançar uma agricultura mais sustentável (TITTONELL, 2014), pois mesmo que sejam almejados os aumentos de produtividade respeitando as limitações ambientais, sempre haverá algum tipo de dano atrelado, uma vez que os serviços ecossistêmicos nem sempre podem ser otimizados simultaneamente, o que caracteriza a intensificação sustentável como um guia de orientação para as práticas agrícolas (SMITH, 2013).

2.2 Geoestatística como ferramenta para a agricultura de precisão

O uso da geoestatística é realizado no estudo de distribuição espacial de atributos do solo, devido à integração de coordenadas geográficas destes atributos no processamento dos dados, o que permite o mapeamento de propriedades do solo a partir da estimação de locais não amostrados ao longo do tempo (GOOVAERTS, 1998). Os métodos geoestatísticos apresentam elevado potencial para subsidiar a identificação de áreas degradadas (NEVES NETO et al., 2013) e a implementação da agricultura de precisão, principalmente em áreas salinas, pois recebem as mesmas práticas de manejo e insumos de áreas não salinas, mesmo que isto promova efeitos negativos para a cultura cultivada e incorra em custos ao produtor (POZDNYAKOVA; ZHANG, 1999).

A geoestatística a cada dia ganha mais espaço em diversos campos da ciência, principalmente na agricultura e é utilizada no cultivo de batata (*Solanum tuberosum* L.)

(CAMBOURIS, et al., 2014), inhame (*Dioscorea* spp.) (JEMO et al., 2014), café (*Coffea arabica* L) (CARVALHO et al., 2017), pasto (BERNARDI et al., 2016; GUIMARÃES et al., 2016) voltada principalmente a identificação, delimitação e gestão de zonas de manejo específico, para aplicação eficiente de insumos agrícolas de acordo com a distribuição e variabilidade espacial dos atributos físicos e químicos do solo (SHADDAD et al., 2016) por meio da aplicação à taxa variável, para garantir maior produtividade das culturas e considerável redução dos custos de produção e redução de riscos ambientais (LAEKEMARIAM et al., 2018).

De acordo com Sciarreta e Trematerra et al. (2014), a geoestatística está sendo utilizada para avaliar a distribuição espacial de populações de insetos em pomares frutíferos, na geração de mapas de risco para o manejo de pragas, auxiliar o controle de pragas a partir do uso eficiente de tratamentos químicos, além da detecção de danos iniciais em pomares e seu combate imediato (DAMOS, 2017), que associado a agricultura de precisão visa a redução de custos e garantir a sustentabilidade de produção

Outros usos aos quais a geoestatística é destinada são na avaliação da qualidade do solo, aumento de produtividade de culturas e avaliações agroambientais a partir da determinação da distribuição espacial do teor de matéria orgânica do solo e carbono orgânico do solo (PICCINI et al., 2014), na análise e mapeamento da variabilidade espacial e padrões de diversos serviços ecossistêmicos (áreas de preservação, produção agrícola, papel visual e abastecimento hídrico e regulação), afim de manter ou aprimorar as prestação de serviços ecossistêmicos em locais que podem ser melhorados e auxílio na tomada de decisão para melhor a gestão de sistemas agrícolas (UNGARO et al., 2014)

A compreensão da distribuição espacial de ervas daninhas em áreas cultivadas permite o monitoramento, mapeamento e o controle de ervas daninhas. Assim, é possível identificar pontualmente onde o nível de dano econômico foi alcançado e conseqüentemente a aplicação de herbicidas, o alcance de dispersão de sementes das espécies, intensidade de infestação, o quanto da área cultivada necessita da aplicação de herbicidas e quais as espécies predominante que necessitam de controle. Deste modo, é possível a aplicação localizada de herbicidas em zonas específicas promovendo uma maior eficiência das aplicações, economia com operações de controle e redução de impactos ambientais (SANTI et al., 2014). A não detecção de dependência espacial ou ausência de ervas daninhas nas áreas cultivadas podem ocorrer em função do manejo de culturas adotado na entressafra, efeito alelopático e cobertura do solo (BOTTEGA et al., 2016).

Trangmar et al. (1986) esclareceram que a abordagem da estatística clássica é inadequada para o estudo de variáveis que exibem dependência espacial, por considerar que a ocorrência da variação ocorre aleatoriamente distribuída, sem considerar que as propriedades podem variar em função da direção, distância e localização geográfica das amostras. Ainda que a estatística clássica possa ser utilizada a fim de conhecer a distribuição dos dados, não é ideal para o entendimento do padrão de distribuição espacial das variáveis de interesse, portanto é recomendado a utilização da geoestatística, uma vez que é uma ferramenta capaz de identificar e quantificar a variabilidade espacial dos atributos do solo (REZA et al., 2015). A estatística clássica é uma importante ferramenta no estudo e comparação de tratamentos, porém, para sua utilização, os pressupostos básicos da estatística paramétrica (distribuição normal, homogeneidade de variância e amostras aleatórias e independentes) precisam ser atendidos (RODRIGUES, 2010).

Na geoestatística, a abordagem adotada no estudo de padrões espaciais é a dissimilaridade ao invés da semelhança. O semivariograma experimental é a ferramenta geoestatística utilizada para medir esta dissimilaridade dos padrões espaciais entre dados separados por um vetor “h”, sendo descrito como metade da diferença média quadrática entre os componentes de cada par de dados calculada por: $\hat{\gamma}(h) = 1/2N(h) \{ \sum [Z(xi + h) - Z(xi)]^2 \}$; $N(h)$, $i=1$ onde, N é o número de pares formados, xi e $xi + h$ são os locais de amostragens separados por uma distância h , e $z(xi)$ e $z(xi + h)$ são valores medidos da variável nos locais correspondentes (GOOVAERTS, 1998).

Segundo Webster e Oliver (1992), o papel do semivariograma é imprescindível na análise espacial do solo, pois sintetiza a variação de um atributo dentro de uma determinada região. Desta maneira, por influenciar no resultado final da krigagem, o semivariograma deve ser, bem estimado e, para isso, um quantidade significativa de amostras deverá ser utilizado para alcançar melhor precisão.

Rodrigues et al. (2012), ao estudar o relacionamento linear e espacial entre atributos físicos e químicos do solo com o rendimento da cultura milho em sistema de plantio direto, perceberam que a baixa correlação entre os atributos do solo e o rendimento das culturas é resultado das diferenças na intensidade de amostragem entre ambos. Contudo, os autores afirmam que a amostragem de solo com intensidade semelhante é viável economicamente apenas para pequenas áreas e, para sua utilização em maiores escalas, é necessário o emprego de tecnologias, como os sensores, para avaliar as propriedades do solo com igual intensidade ao rendimento das culturas. Chang et al. (1999) abordaram que há uma proporção inversa para

o número de amostras coletadas e a dimensão de grades, pois ocorre um aumento exponencial nos custos de amostragem à medida que as dimensões da grade são reduzidas e com o aumento nas dimensões da grade ocorre a perda de informações importantes (CHANG et al., 1999).

De acordo com Iqbal et al. (2005), os semivariogramas são caracterizados por três parâmetros que explicam a estrutura espacial, em que o efeito pepita (C_0) é a variação local que ocorre em escalas menores que o intervalo de amostragem, o patamar ($C_0 + C_1$), também conhecido como variância total, e o alcance (a), que corresponde ao momento em que há estabilização do semivariograma que, segundo Vieira et al. (1983) é um parâmetro imprescindível no estudo dos semivariogramas, pois as medições de variáveis que são separadas por menores distâncias são correlacionadas entre si, enquanto que as medições separadas por maiores distâncias não são correlacionadas.

Rodrigues (2002) explica que no estudo do semivariograma, quando as distâncias entre pontos são próximas de zero é esperado um comportamento similar da semivariância, mas não ocorre. Assim, mesmo ao considerar muitos pontos próximos, sempre existirá uma variação entre os respectivos valores independente da distribuição das amostras na área, que é denominado de efeito pepita (C_0) (FERRAZ et al., 2012), motivo pelo qual são poucos os semivariogramas em que a curva parte próxima ao eixo da semivariância. O patamar (C_0+C_1) representa a amplitude da correlação ou dependência espacial dos dados e corresponde ao resultado da contribuição da variância estrutural (C_1) com o efeito pepita.

Quando a curva da semivariância apresenta um aumento acelerado os dados apresentarão dependência espacial que diminuirá progressivamente com o incremento em distância enquanto uma curva de semivariância com aumento tênue para um mesmo patamar exibirá maior solidez mesmo com o aumento da distância (RODRIGUES, 2002).

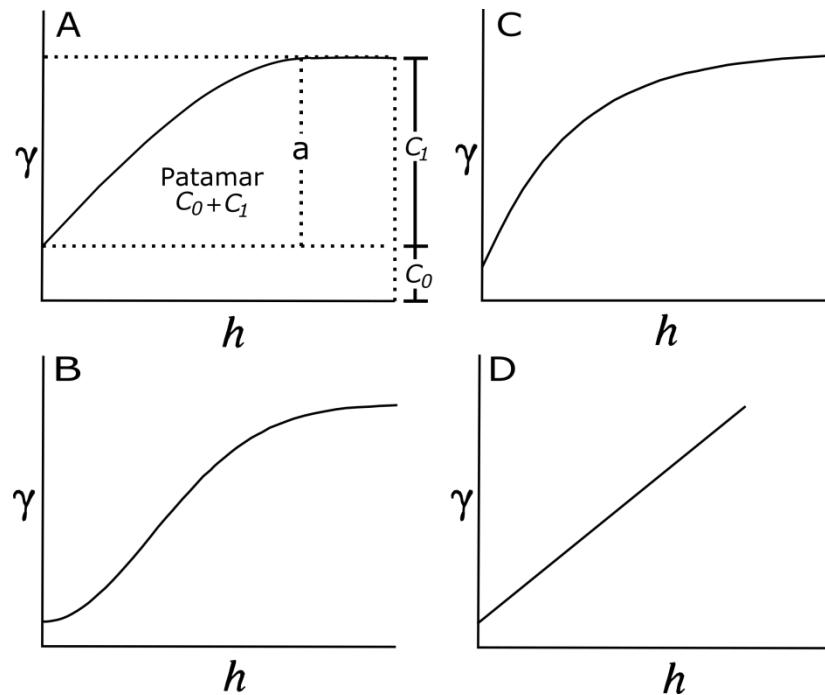


Figura 1. Modelos e parâmetros dos semivariogramas. A) Modelo esférico; B) Modelo gaussiano; C) Modelo exponencial; D) Modelo linear; a = alcance; C_0 = efeito pepita, C_1 = contribuição; γ = semivariância; h = distância.

Daniel Krige foi uma importante figura para a geoestatística, pois desenvolveu métodos empiricamente estatísticos destinados à predição do minério de ouro nas minas de ouro no Sul da África a partir da amostragem de dados correlacionados espacialmente. No entanto, mais tarde, Matheron formalizou esta abordagem e surgiu o termo Krigagem em sua homenagem. Posteriormente, várias áreas do conhecimento integraram os conhecimentos geoestatísticos em suas próprias áreas de estudo, como os pesquisadores ambientais.

O termo krigagem é utilizado por muitos geoestatísticos de modo genérico para descrever uma família de algoritmos de regressão de mínimos quadrados generalizados (GOOVAERTS, 1998). A krigagem é um dos métodos geoestatísticos que cada vez mais ganha espaço como técnica de estimação para produzir mapas de solo, de modo que a krigagem tem sido utilizada na quantificação da variabilidade espacial de diversas variáveis na ciência do solo, com base na amostragem e estimação para áreas não amostradas (POZDNYAKOVA; ZHANG, 1999).

Atualmente a Krigagem é uma abordagem ampla e frequentemente utilizada nas diversas áreas da ciência, desde o campo petrolífero, seleção de áreas de reserva legal (OKUMURA, 2014), no uso agrícola para aplicação localizada de herbicidas (ROCHA, et al., 2015) e sensoriamento remoto. Isto ocorre, principalmente, devido ao surgimento de

computadores com alta capacidade de processamento de dados e avanços no campo da programação, proporcionando softwares mais robustos e acessíveis ao público em geral (OLIVER; WEBSTER, 2014). Ferraz et al., (2012) definem krigagem como um método de interpolação utilizado em geoestatística, que visa a previsão de uma variável em uma determinada área, a partir informações dos dados amostrados e da dependência espacial indicada pelo semivariograma.

2.3 Agricultura de Precisão

Desde muito tempo, as bases da agricultura de precisão já eram conhecidas, contudo sua abordagem foi, por muito tempo, um dos maiores desafios enfrentados por profissionais da agricultura (CAMBARDELLA; KARLEN, 1999). O aumento da extensão das propriedades agrícolas, associado a produção intensiva e a mecanização, dificultou o manejo da variabilidade espacial sem um avanço considerável das tecnologias. Contudo, foram o advento do Sistema de Posicionamento Global (GPS), avanços nos campos das tecnologias espacial, da informação e comunicação, juntamente com o gerenciamento de dados, que impulsionaram o desenvolvimento do conceito de agricultura de precisão, além da capacidade em conduzir a agricultura para um caminho que combina os domínios econômico, social, ambiental e a diversidade de espécies (COELHO, 2005; WALTER et al. 2017; FAR, MOGHADDAM, 2018). Deste modo, a AP surge como uma ferramenta para auxiliar a gestão das propriedades rurais, ao combinar o aumento de produtividade e a redução de impactos ambientais.

A agricultura de precisão (AP) é uma técnica de manejo que dá condições ao produtor agrícola gerenciar sua propriedade criteriosamente a partir da delimitação de zonas específicas de manejo que necessitam ser adequadamente manejadas em função das suas características, por meio do conhecimento da variabilidade espacial dos atributos químicos, físicos (BOTTEGA et al. 2013) e biológicos. McBratney et al. (2005) definem genericamente a agricultura de precisão como um modelo de agricultura que auxilia na tomada de decisões corretas quanto ao gerenciamento de uma unidade de área em um dado tempo, o que promove a geração de benefícios líquidos, ou seja, os benefícios estes observados na qualidade e/ou quantidade da produção, e/ou ambiental em associação com menores entradas de insumos. Portanto uma definição mais apropriada aborda a agricultura de precisão nos três pilares da sustentabilidade que leva em consideração a rentabilidade, juntamente com benefícios ambientais e sociais, e sua aplicação.

Rodrigues (2002), aborda que a finalidade da agricultura de precisão é manejar, de maneira ótima, determinada área em sua totalidade, proporcionando, além da otimização dos lucros agrícolas, impactar minimamente o meio ambiente. O uso da agricultura de precisão tem o intuito de colaborar na gestão de insumos e, conseqüentemente na redução dos impactos provenientes do uso indiscriminado destes, além da distinção de zonas de gerenciamento de modo econômico em grandes escalas, visto que, assim, os agricultores podem decidir quais áreas são adequadas a serem gerenciadas com precisão e podem ser melhor fiscalizadas por entidades ambientais (MCBRATNEY et al., 2005).

Os principais benefícios proporcionados pela agricultura de precisão no Irã segundo Far e Moghaddam (2017), foram os impactos ambientais positivos na conservação de recursos hídricos (superficiais e subterrâneos) e energéticos, gestão de ervas daninhas e pragas, impactos técnicos ao melhorar a situação da propriedade, aumentar a produtividade e qualidade dos produtos e impactos econômicos como aumento da renda e melhorias na situação da propriedade, no entanto, ainda existem muitos agricultores desconsideram a variabilidade espacial das propriedades físico-hídricas do solo, seja por desconhecimento ou receio de altos investimentos para adoção do modelo de agricultura de precisão e, por isso, ainda realizam a fertilização uniformemente por toda extensão da propriedade, o que pode conduzir a dificuldades na absorção água e nutrientes pelas plantas (USOWICZ; LIPIEC, 2017).

A AP está fundamentada na compreensão da existência da variabilidade espacial e temporal e na sua influência sob o rendimento das culturas (STAFFORD, 2000; RODRIGUES et al., 2012). Portanto, conhecer a variabilidade espacial dos atributos do solo é imprescindível para que a AP seja colocada em prática. Além disso, a existência da variação da propriedades do solo, em uma área, ocorre naturalmente por meio dos fatores de formação do solo (interação de processos físicos, químicos e biológicos) e por ação antrópica, como as práticas agrícolas e de manejo do solo e suas interações são tão complexas que esta variação aparenta ser aleatória (OLIVER;WEBSTER, 2014).

Diante de um cenário caracterizado pelo aumento populacional urbano e conseqüentemente, mudanças socioeconômicas que promovem o crescimento das demandas por alimentos e energias, principalmente em países em desenvolvimento de baixa e média renda, é necessária a busca por novas tecnologias agrícolas utilizadas em países desenvolvidos e adaptá-las para as diferentes condições dos países em desenvolvimento. A estratégias tecnológicas de AP já são amplamente utilizadas nos países desenvolvidos, em propriedades

de diferentes escalas, e está ganhando mais espaço nos países em desenvolvimento, principalmente em propriedades rurais de grande escala. (MONDAL; BASU, 2009 ; FAR, MOGHADDAM, 2018)

Contudo, as estratégias de AP podem e devem ser adaptadas as pequenas propriedade rurais de países em desenvolvimento, visando a otimização da produtividade devido ao potencial de contribuição para a segurança alimentar ao utilizar-se de estratégias de AP de baixo custo e baixo nível (MONDAL; BASU, 2009). Ao contrário da perspectiva generalizada da incapacidade de adoção da AP por pequenos agricultores, Mondal e Basu (2009) citaram algumas ferramentas como, a utilização medidor de clorofila (SPAD) por cooperativas, utilização de Sistemas de Informação Geográfica (SIG) e SIG baseado em web, assim como seus produtos, e mais VANTS (WALTER et al., 2017) e drones que ao serem utilizadas em conjunto, demonstram elevado potencial em apoiar o agricultor no gerenciamento da propriedade agrícola.

Paustian e Theuvsen (2017), ao estudarem a influencia do fatores operacionais e sociodemográficos na adoção da AP por agricultores alemães, apontaram como os principais o tamanho das fazendas e a experiência do agricultor superior a 16 anos ou inferior a 5 anos (sinal de agricultores com um bom grau de educação e experiência, e agricultores jovens com boa educação e familiarizados com as novas tecnologias e sua rápida mudança, respectivamente). No Brasil, o perfil da AP é considerado recente e é caracterizado por: tempo de adoção relativamente pequeno entre 2 a 8 anos, interpretação de resultados e recomendações são realizadas por equipes das propriedades mesmo com pouco ou nenhum conhecimento específico no campo da AP, grades de amostragem de 5 ha, ainda que exista a opção de utilização de grades de 1-2 hectares justificado pelo alto custo para amostragens numerosas e geração de mapas, mesmo conhecendo a relação direta entre o tamanho da grade e a variabilidade do solo nas propriedades agrícolas (BORGHI et al., 2016).

Apesar do conhecimento sobre educação computacional, atualmente, não caracterizar mais um impedimento para os agricultores para adoção da AP, ainda existe a questão da grande quantidade e qualidade de dados gerados pelo uso da AP (PAUSTIAN;THEUVSEN, 2017), visto a atual necessidade de responsabilidade e responsabilização de erros por parte do produtor, fornecedores de softwares ou produtor de sensores, com potencial de acarretar consequências econômicas e ambientais (WALTER et al., 2017). Deste modo , ainda são necessárias pesquisas para criação de tecnologias mais simples e baratas voltadas para

agricultores menos instruídos e com pequenas propriedades (BORGHI et al., 2016; PAUSTIAN;THEUVSEN, 2017)

Mesmo com os avanços das tecnologias já existentes afim de garantir maior precisão no manejo de culturas, a agricultura de precisão ainda encontrou barreiras relacionadas a falta de dados que provassem a eficiência da agricultura de precisão e os benefícios ambientais e econômicos de sua implementação (STAFFORD, 2000). Ainda que exista resistência por parte de grandes e médios produtores na adoção da AP por toda a extensão de suas propriedades, muitas vezes justificada por apresentar elevados custos de implantação, como a dificuldade de mão de obra qualificada, necessidade de treinamento de funcionários, aquisição de equipamentos e softwares, pode estar atrelado a da ausência de gestão detalhada dos custos antes e após a adoção da AP (BORGHI et al., 2016).

Mesmo que a tomada de decisão em propriedades agrícolas, segundo o uso das zonas de manejo, ainda seja pouco difundida, isto demonstra o grande percurso para alcançar a sustentabilidade de produção e o enorme potencial da agricultura de precisão a ser explorado afim de conduzir a uma gestão sustentável do processos e, assim, é necessário a busca por maneiras de incentivar a adoção da AP por parte dos produtores por meio de uma melhor explanação dos benefícios ambientais e econômicos proporcionados pela AP.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Área Experimental

O presente trabalho foi realizado no período referente a safra 2017-2018 na Fazenda Agropecuária Santa Luzia, localizada no município de São Raimundo das Mangabeiras, Maranhão, Brasil, a aproximadamente 117 km do município de Balsas, zona UTM 23 Sul, com coordenadas geográficas 6°50'20.73" latitude S e 45°24'17.60" longitude O, no datum SIRGAS2000.

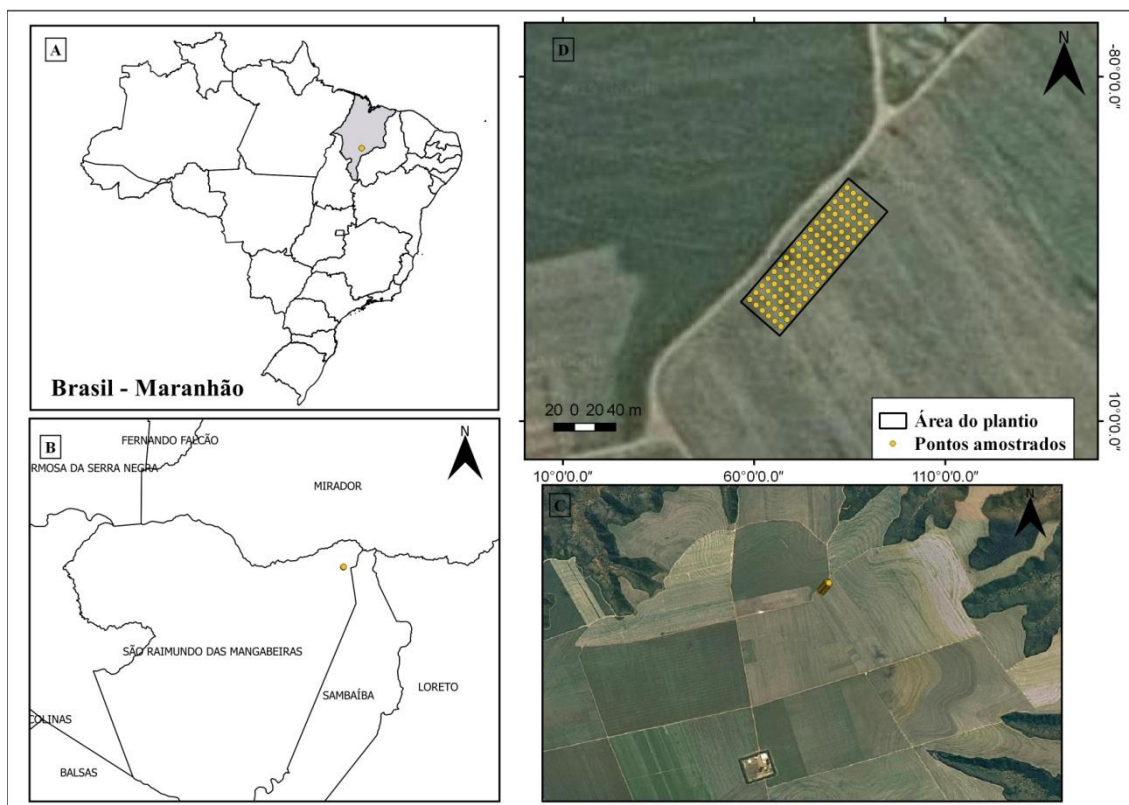


Figura 2. Mapa de localização da área experimental

O relevo da região é caracterizado por apresentar chapadas com escarpas festonadas e de topo plano (inclinação <math><1\%</math>), com cotas altimétricas variando de 200 a 600 metros, de solos popularmente denominados como solos de chapada (IBGE, 1984). O Município está situado sobre as Formações Geológicas Mosquito, Pedra de fogo e Motuca, responsáveis pela formação de solos da classe dos Latossolos Vermelho-Amarelos eutróficos, distróficos, distroférricos ou ácricos e Nitossolos eutróficos (MOURA, 2004). O solo da área experimental é classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico de textura argilosa, bem desenvolvidos e profundos, altamente porosos e de baixa fertilidade natural (IBGE, 1994; CARDOSO et al., 2007).

O clima da região é definido, segundo a classificação de Köppen, como Aw, caracterizado como tropical subúmido seco (KOTTEK, et al. 2006), com duas estações bem definidas, uma chuvosa no verão, que vai de novembro a abril e outra seca no inverno, nos meses de maio a outubro, com temperaturas variando entre 21,6 °C a 32,6 °C e precipitação pluviométrica com média anual em torno de 1.232 mm (INMET, 2018).

Na fazenda Santa Luzia, o cultivo convencional de cereais foi praticado por aproximadamente 14 anos, de 1990 a 2004, por toda a sua extensão. Contudo, após a

realização de testes prévios a respeito da eficiência da implantação do sistema de Integração Lavoura-Pecuária-Floresta (ILPF) em parte da propriedade. Comprovado o seu sucesso, houve a adoção do sistema ILPF a partir de 2004 em alguns pontos da fazenda enquanto ainda existe predominância do sistema Integração Lavou-Pecuária (ILP) na maior parte da fazenda, com o emprego da rotação e ocupação intensiva (RIBEIRO, 201-?) e atualmente completa 14 anos de implementação

A primeira safra consiste no cultivo de soja e milho mais forrageiras durante o período chuvoso, enquanto nas área remanescentes são cultivadas com pastagem e o Eucalipto como componente florestal. Por sua vez, a safrinha compreende o milho mais forrageiras na primeira janela de plantio, sorgo granífero e feijão comum na segunda janela de plantio, e a última janela de plantio com milheto e braquiária *ruzizensis* em sobressemeadura da soja, finalizando com o componente animal. Assim, são realizadas praticamente três safras, uma de soja, uma de milho e milho safrinha com braquiária e bovinos (RIBEIRO, 201-?).

A semeadura do milho safrinha (*Zea mays L.*) cultivar híbrido P-30S31YH de alto potencial produtivo e tolerante ao estresse hídrico, foi realizada em 09/03/2018, após o término da colheita de soja, com espaçamento de 0,45 m entre linhas de plantio e 0,30 entre plantas na flinteria, com a aplicação de 220,05 kg.ha⁻¹ da formulação 03-28-00 durante a semeadura. A aplicação de adubação de cobertura foi realizada nas fases de quatro e oito folhas do milho com 71 kg.ha⁻¹ de N na forma de uréia e 71 kg.ha⁻¹ de K₂O na forma de cloreto de potássio. A colheita manual do milho para determinação da produtividade da cultura foi realizada em 10/07/2018.

3.2 Coleta de amostras de solo

A coleta das amostras de solo para análises físicas foram conduzidas em uma área de aproximadamente 0,8 ha, no talhão 11/12 cultivado com milho sob sistema de plantio direto. O período de coleta das amostras indeformadas de solo coincidiu com as últimas precipitações do período chuvoso do ano de 2018, nos meses de abril a junho.

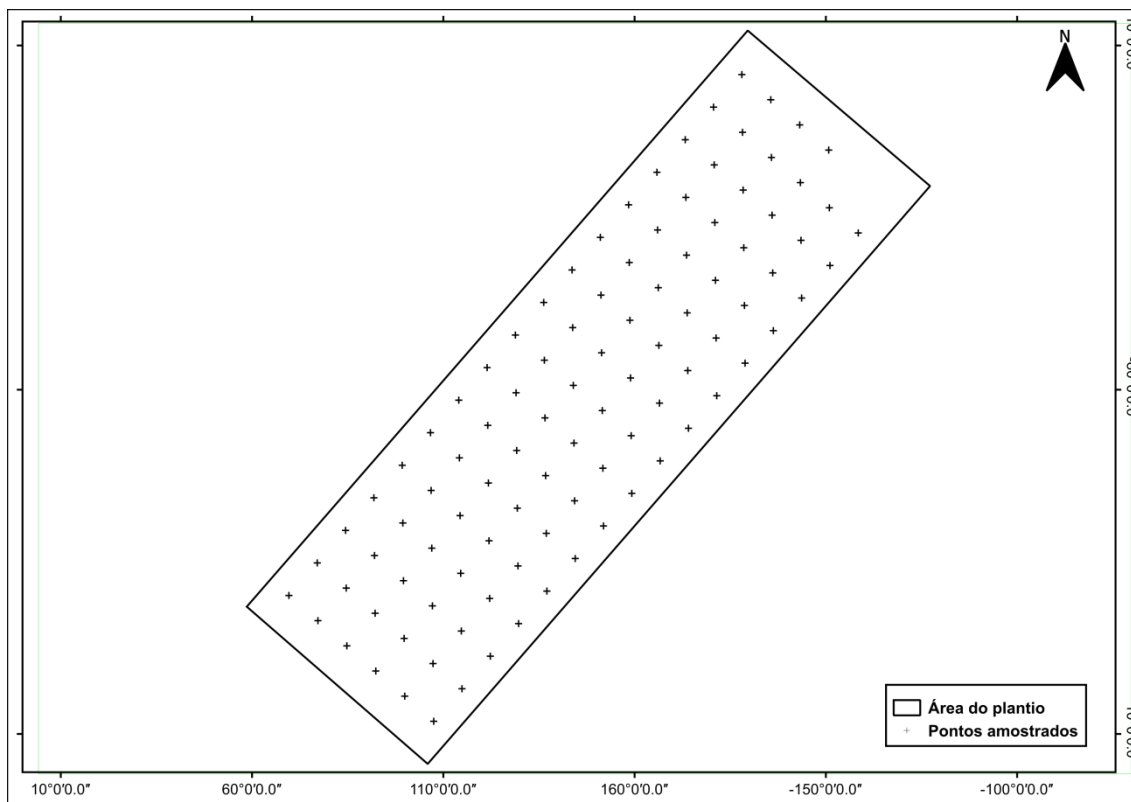


Figura 3. Esquema de estabelecimento dos pontos amostrais com malha de 10 x 10 m para coleta de amostras indeformadas de solo, resistência a penetração e componentes de produtividade do milho.

Para a determinação dos parâmetros físicos do solo, foram realizadas as coletas de 100 amostras indeformadas de solo com o auxílio de uma malha de 10 x 10 m, previamente definida sobre a área delimitada. Os pontos amostrais foram estabelecidos aproximadamente no cruzamento entre as linhas e as colunas da grade. Em cada ponto amostral, foi efetuada a coleta amostras deformadas e indeformadas de solo e registradas as coordenadas geográficas com o ajuda de um aparelho receptor GPS (Global Positioning System) da marca Garmin, modelo GPSmap 76CSx. As amostras indeformadas de solos foram coletadas com anéis volumétricos de 100 cm³, na profundidade de 0,0-0,2 m. Após coletadas, as amostras foram devidamente identificadas, acondicionadas e conduzidas ao Laboratório de Física do Solo da Universidade Estadual do Maranhão (UEMA) campus São Luís.

3.3 Análises Físicas

Em laboratório, as amostras indeformadas de solo foram pesadas e colocadas para saturar em recipientes preenchidos com água até 3/4 da altura do anel volumétrico por, aproximadamente, 24 horas. Ao fim de 24 horas, as amostras foram pesadas para determinação da massa de solo em balança eletrônica de precisão de 0,01 g, conduzidas à mesa de tensão e equilibradas no potencial de 10 kPa por 24 horas. Após as amostras atingirem equilíbrio, foi realizada uma nova pesagem e colocação em estufa a 105 °C por 24 horas. Terminado este período, as amostras foram retiradas da estufa e novamente submetidas a pesagem.

A densidade aparente do solo foi calculada a partir da fórmula $D_s = m/v$, em que: D_s = densidade do solo; m = massa da amostra de solo seca a 105 °C; v = volume do cilindro. A porosidade total foi determinada pelo método direto, utilizando a fórmula $P_t = [(a - b) - (c - d)]/e$, em que: P_t = Porosidade total; a = massa do conjunto amostra-cilindro-tecido-liga saturado; b = massa do conjunto amostra-cilindro-tecido-liga seco a 105 °C; c = massa do conjunto cilindro-tecido-liga saturado; d = massa do conjunto cilindro-tecido-liga seco a 105 °C; e = volume total da amostra.

A microporosidade foi determinada pela fórmula $M_i = (a - b) / c$, em que: M_i = microporosidade; a = massa do solo seco + água retida, após equilíbrio com potencial de 10 kPa; b = massa do solo seco a 105 °C; c = volume total da amostra. A macroporosidade foi obtida pela diferença entre a porosidade total e microporosidade.

As frações texturais areia fina, areia grossa, silte e argila, foram determinadas após dispersão com hidróxido de sódio pelo método da pipeta com três repetições. Para determinação da umidade durante a amostragem, as amostras deformadas de solo foram pesadas em balança eletrônica de precisão de 0,01 g para determinação da massa e colocadas em estufa até apresentar massa constante. Em seguida, foram novamente pesadas e realizado o cálculo de umidade volumétrica (EMBRAPA, 1997; DONAGEMA et al., 2011; EMBRAPA, 2017).

As medições para a análise da resistência mecânica do solo à penetração foram realizadas com auxílio de um penetrômetro eletrônico de compactação do solo (PenetroLOG) da marca Falker modelo PLG 1020, nas profundidades de 0,0-0,05 m, 0,06-0,10 m, 0,11-0,15 m, 0,16-0,20 m. A coleta de amostras deformadas de solo para determinação da umidade do solo durante a amostragem e granulometria foram realizadas nas profundidades de 0,0-0,10 m

e 0,11-0,20 m com ajuda de um trado. As medições de resistência do solo e umidade foram efetuadas 07 dias após mesma umidade, adjacente aos locais de coleta de amostras indeformadas de solo.

3.4 Atributos de produtividade da cultura do milho

A determinação dos componentes de produtividade da cultura do milho foi realizada a partir da colheita de área de 4 m² circunvizinha a cada ponto amostral, aproximadamente 145 dias após a semeadura. As espigas foram acondicionadas em sacos de papel kraft de 5 kg e transportadas para Laboratório de Sementes da Universidade Estadual do Maranhão Campus Balsas. Foram determinados a massa de 100 grãos (MCG) em função da média da massa de 3 repetições, a massa das espigas (ME) obtido a partir das relações entre o massa de 100 grãos, número de espigas e produção por ponto, além produtividade por ponto.

3.5 Estatística clássica e análise geoestatística

As análises dos dados foram subdivididas em: a) estatística descritiva e análise exploratória dos dados, b) teste de normalidade, c) correlações entre atributos físicos do solo e os componentes de produtividade do milho, d) modelagem e ajuste dos semivariogramas, e) obtenção de mapas temáticos. Para o conjunto de dados, foi efetuada a análise estatística descritiva afim de determinar os valores de mínimo e máximo, média, mediana, variância, desvio padrão, coeficiente de variação (CV), coeficientes de assimetria e curtose e verificação da normalidade dos dados com o teste Kolmogorov-Smirnov (K-S).

Após a análise descritiva, foi executada a análise exploratória com intuito de garantir a qualidade dos dados para futuras análises, em vista a necessidade de remoção ou amenização da influência de valores distorcidos no conjunto de dados. Desta forma, foi adotada a Amplitude Interquartil (AIQ) na determinação do limite crítico para inclusão ou exclusão de valores discrepantes, em razão de ser uma medida de dispersão que sofre pouca influência de valores destoantes, em relação a média e desvio padrão. A AIQ foi obtida pela diferença entre o terceiro e o primeiro quartil, e utilizada na determinação dos limites superior ($Q3 + 1,5 \times AIQ$) e inferior ($Q1 - 1,5 \times AIQ$). A constatação de valores discrepantes ocorreu pela observação de valores acima ou abaixo dos limites críticos encontrados. Após a retirada dos valores atípicos do conjunto de dados, foi perceptível a aproximação da maioria das variáveis

com a distribuição normal, enquanto uma parcela das variáveis persistiu a distribuição lognormal.

Com o objetivo de testar a hipótese de normalidade dos dados foi utilizado o teste de Kolmogorov Smirnov com 5% de significância. As análises descritiva, exploratória e o teste de normalidade foram processados no software estatístico R versão 3.5.2 (R CORE TEAM, 2018) integrado ao RStudio.

Na análise do coeficiente de variação (CV), foi adotada a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), na qual valores de CV abaixo de 12% são considerados com baixa variabilidade, média variabilidade para valores no intervalo de 12 a 60%, e alta para valores acima de 60%. Com o objetivo de estabelecer o grau e a direção da relação linear dos atributos físicos do solo e componentes de produtividade do milho, foi realizada a correlação de Pearson com um nível de significância de 5%.

Na verificação da estrutura e dependência espacial foi utilizado o software geoestatístico GS+ 7.0 (Gamma Design Software) na elaboração e ajuste dos semivariogramas experimentais dos atributos físicos do solo e componentes de produtividade das culturas, e o programa Surfer 7 (GOLDEN SOFTWARE, 2004) para confecção dos mapas de isolinhas.

A semivariância é determinada pela expressão:

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

Em que, N(h): o número de pares de valores medidos, $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$, separados por um vetor distância h (lag); $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$: representam valores da i-ésima observação da variável regionalizada, definidos a partir da localização geográfica das amostra coletada em campo x_i e $x_i + h$, separados por uma distância h.

Posterior a determinação dos semivariogramas, foi realizado o ajuste dos mesmos a partir dos seguintes modelos: (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 $h > a$; (b) exponencial, $\gamma^*(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp (-3h/a)]$ para $(0 < h < d)$, em que d é a distância máxima na qual o semivariograma é definido; (c) gaussiano, $\gamma^*(h) = C_0 + C_1[1-\exp (-3h^2/a^2)]$ e linear, $\gamma^*(h) = C_0 + [h(C/a)]$

Aos semivariogramas que não demonstraram boa estruturação foi realizada a retirada de pontos que possam estar impedido a estruturação do semivariograma. Em função dos ajustes realizados, foi possível a obtenção dos seguintes parâmetros do semivariograma: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C_1$), alcance (a). A escolha do melhor modelo foi realizada a partir

do melhor coeficiente de determinação (R^2), menor soma de quadrados do resíduo e maior grau de dependência espacial (GDE).

Para realizar a determinação do grau de dependência espacial (GDE) das variáveis em estudo, adotou-se a classificação de Biodin et al., (1994) que divide o GDE em três classes: 1) forte ($GDE > 75\%$), 2) moderado ($25\% < GDE \leq 75\%$) e 3) fraco ($GDE \leq 25\%$), obtido a partir da relação $(C/C_0+C_1) * 100$ que expressa a razão da contribuição e do patamar. Após a estimação dos semivariogramas experimentais e definição dos parâmetros do semivariograma, foi realizada a interpolação dos valores pelo método geoestatístico da Krigagem Ordinária para gerar os mapas de isolinhas

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para a determinação da distribuição do conjunto de dados, foram considerados os valores de média, mediana, coeficiente de assimetria, coeficiente de curtose e o teste de normalidade Kolmogorov Smirnov provenientes da análise estatística descritiva, que são apresentados na tabela 1. No geral, é possível observar que a maioria das variáveis estudadas demonstraram aproximação entre os valores de média e mediana, o que pode indicar a ocorrência de uma distribuição normal na qual a maioria das observações estão presentes no entorno da média, o que segundo Lüder et al. (2018) indica que as medidas da tendência central não são dominadas por valores atípicos.

Com relação aos coeficientes de assimetria e curtose, é notável que a maior parte das variáveis apresentaram valores de assimetria e curtose próximos de zero, exceto para a resistência a penetração nas profundidade de 0,0-0,05 m, 0,06-0,10 m, 0,11-0,15 m, 0,16-0,20 m, pressão máxima e umidade gravimétrica nas profundidades 0,0-0,10 m e 0,11-0,20 m, com variação de -1,08 a 2,74 e -1,03 a 10,47, respectivamente, tabela 1. Quando os valores de assimetria e curtose exibem aproximação de zero, existe a possibilidade da distribuição ser normal, porém se os valores assimetria e curtose são maiores que zero, existe a chance da distribuição dos dados seguir uma distribuição lognormal. Deste modo, valores de assimetria e curtose presentes no intervalo -0,658 a 0,286 e -0,508 a 0,281 respectivamente, são indícios para considerar os dados como normalmente distribuídos (PAZ-GONZÁLEZ et al., 2000; DUFFERA et al., 2007, PARFITT et al., 2009, SILVA MARTINS, et al., 2010).

O coeficiente de variação foi utilizado previamente para investigar a existência de homogeneidade ou heterogeneidade dos dados avaliados. Segundo a classificação proposta

por Warrick e Nielsen (1980), as variáveis densidade do solo, porosidade total, microporosidade, teor de areia fina, teor de areia grossa e massa de cem grãos apresentaram baixa variabilidade ($CV < 12$). As variáveis macroporosidade, teor de silte e de argila, resistência a penetração nas profundidades 0,06-0,10 m, 0,11-0,15 m, 0,16-0,20 m, pressão máxima, profundidade da pressão máxima, umidade nas profundidades de 0,0-0,10 m, 0,11-0,20 m e massa da espiga, número de grãos por espiga e produtividade apresentaram média variabilidade ($12 < CV < 60$) e a resistência do solo a penetração na profundidade de 0,0-0,05 m exibiu alta variabilidade ($CV > 60$).

O coeficiente de variação pode dar indícios para existência de heterogeneidade dos dados e variabilidade entre variáveis de unidades diferentes, contudo, não permite analisar a variabilidade espacial dos atributos do solo nem seu padrão de comportamento espacial e temporal (Benedito et al., 2018).

A partir da análise exploratória de dados foi possível obter as principais características do conjunto de dados a partir de técnicas gráficas. Para a maioria das variáveis, foi observada a presença de valores supostamente discrepantes que não ultrapassaram 10% das observações. Foram detectados a ocorrência ou aproximação de uma distribuição normal para as variáveis porosidade total, macroporosidade, microporosidade, teor de areia fina, teor de areia grossa, teor de silte, teor de argila, resistência a penetração nas profundidades de 0,06-0,10 m, 0,11-0,15 m, 0,16-0,20 m, pressão máxima e profundidade de pressão máxima, massa da espiga, número de grãos por espiga e produtividade. As variáveis massa de cem grãos, umidade gravimétrica nas profundidades de 0,0-0,01 m, 0,11-0,02 m, resistência a penetração na profundidade de 0,0-0,05 m e massa de cem grãos apresentaram aproximação de uma distribuição lognormal, que apresenta elevada concentração de valores a esquerda ou direita da média e ocasiona a diferença entre as medidas de centralidade. Os resultados provenientes do teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov para as propriedades físicas do solo e componentes de produtividade do milho demonstraram, para a maioria das variáveis, existir evidências suficientes para não aceitar a hipótese alternativa de que os dados não seguem distribuição normal, assim como encontrado por Usowickz e Lipiec (2017), exceto para a umidade de 0,0-0,10 m, umidade 0,11-0,20 m e resistência a penetração na profundidade de 0,0 a 0,05 m que exibiram anormalidade. A geoestatística, no entanto, não impõe como pré-requisito a normalidade dos dados. Quando a distribuição dos dados apresentam caudas muito alongadas, existe a dificuldade na identificação de valores atípicos, o que pode afetar gravemente a estrutura do semivariograma e suas propriedades (CRESSIE, 1993; VASU et

al., 2017). Carmbardella et al. (1994) afirmam que a ocorrência de distribuição normal ou não normal para alguns atributos do solo podem ocorrer em função das práticas de manejo adotadas, assim como o efeito do tempo.

Tabela 1 Parâmetros da estatística descritiva dos atributos físicos do solo e componentes de produtividade do milho em Latossolo Vermelho-Amarelo Distrófico sob plantio direto

Atributos	Mín.	Máx.	Média	Mediana	Variância	D.P	CV (%)	Classe	Assimetria	Curtose	K-S
Atributos Físicos do solo											
Densidade (Mg m ⁻³)	1,15	1,47	1,34	1,36	0,0049	0,0703	5,23	Baixa	-0,66	-0,08	0,11*
Porosidade Total (m ³ m ⁻³)	0,4	0,53	0,47	0,46	0,0005	0,0234	5,03	Baixa	0,18	0,28	0,10*
Macroporosidade(m ³ m ⁻³)	0,05	0,21	0,14	0,13	0,0010	0,0318	23,30	Moderada	0,05	0,04	0,06*
Microporosidade (m ³ m ⁻³)	0,28	0,37	0,33	0,33	0,0003	0,0174	5,33	Baixa	-0,06	0,13	0,05*
Areia fina (g kg ⁻¹)	273	378	332,04	332,00	449,02	21,19	6,38	Baixa	-0,32	0,07	0,08*
Areia grossa (g kg ⁻¹)	158	190	174,44	175,00	48,53	6,97	4,00	Baixa	-0,28	0,20	0,10*
Silte (g kg ⁻¹)	128	303	216,96	218,00	1290,23	35,92	16,56	Moderada	-0,01	-0,21	0,04*
Argila (g kg ⁻¹)	200	360	279,58	280,00	1358,97	36,86	13,19	Moderada	0,02	-0,51	0,12*
RP0 (MPa)	0,14	1,6	0,42	0,35	0,0691	0,2628	63,21	Alta	2,27	6,25	0,17 ^{ns}
RP1 (MPa)	0,12	4,54	2,22	2,24	1,21	1,10	49,47	Moderada	0,07	-1,03	0,08*
RP2 (MPa)	0,17	5,83	3,56	3,69	1,34	1,16	32,59	Moderada	-0,92	1,19	0,10*
RP3 (Mpa)	0,1	5,21	3,43	3,68	1,27	1,13	32,85	Moderada	-1,08	1,07	0,12*
Pressão Máxima (MPa)	0,31	6,74	4,73	4,75	1,05	1,03	21,67	Moderada	-1,34	4,81	0,08*
Prof. da Press. Máx. (cm)	2	20	14,20	14,50	13,03	3,61	25,42	Moderada	-0,44	0,06	0,10*
UD1 (kg kg ⁻¹)	0,09	0,27	0,12	0,12	0,0007	0,0267	21,80	Moderada	2,70	10,48	0,20 ^{ns}
UD2 (kg kg ⁻¹)	0,09	0,3	0,13	0,12	0,0010	0,0323	25,28	Moderada	2,74	9,19	0,29 ^{ns}
Componentes de produtividade do milho											
Massa da Espiga (g)	70,56	122,57	93,44	92,02	138,61	11,77	12,6	Moderada	0,29	-0,23	0,06*
Massa de 100 grãos (g)	23,90	33,20	27,62	27,80	3,90	1,98	7,15	Baixa	0,25	-0,35	0,08*
n° grãos por espiga	208,00	450,00	337,50	335,00	2254,29	47,48	14,07	Moderada	-0,02	0,00	0,03*
Produtividade (Mg ha ⁻¹)	3,37	9,78	6,88	7,02	1,96	1,40	20,34	Moderada	-0,40	-0,27	0,08*

Mín. = valor mínimo, Máx. = valor máximo; D.P = desvio padrão; CV = coeficiente de variação, UD1 = Umidade gravimétrica de 0,0-0,10 m, UD2 = Umidade gravimétrica de 0,11-0,20 m, RP (0,1,2,3) = resistência a penetração nas camadas 0,0-0,05, 0,06-0,10, 0,11-0,15, 0,16-0,20 m, K-S = Estatística do teste Kolmogorov-Smirnov, com distribuição normal a nível de significância a 5% (*).

Foi realizada a correlação linear de Pearson e construção da matriz de correlação a fim de determinar os relacionamentos entre todas as combinações possíveis, dois a dois, para os atributos físicos do solo e de produtividade do milho, tabela 2. Foram encontrados resultados de correlação significativos $p(<0,05)$ para as variáveis teor de areia grossa e produtividade ($r = 0,34$), pressão máxima e produtividade ($r = 0,24$) apresentaram correlação positiva enquanto o teor de silte e produtividade ($r = -0,29$) e profundidade da pressão máxima e produtividade ($r = -0,27$) apresentaram correlação negativa.

A partir da observação dos valores dos coeficientes de determinação provenientes das correlações lineares simples dos atributos físicos do solo e as variáveis de produtividade da planta, é visível a ocorrência de relações fracas entre as variáveis estudadas, demonstrando que a produtividade do milho foi pouco explicada pelos atributos físicos do solo, o que pode ser um indício de que outros fatores importantes não abordadas no presente estudo como, o teor de matéria orgânica, atributos químicos do solo e ação de pragas também podem estar influenciando a produtividade da cultura do milho. A correlação positiva entre o teor de areia grossa e a produtividade do milho pode ser vista nas figuras 5 (B) e 6 (B), em que é perceptível a ocorrência de valores médios de rendimento na porção noroeste da área experimental, possivelmente em função da promoção de maior porosidade do solo, permeabilidade e aeração do solo com conseqüente melhora na distribuição de ar e água para o sistema radicular das plantas e microorganismos com um maior desenvolvimento da parte aérea das plantas e incrementos na produção de matéria seca, promovidos pelas maiores concentrações de areia grossas nessas zonas, em associação com os benefícios provenientes da incorporação continuada de matéria orgânica sobre o solo com contribuição na redução de temperatura do solo, manutenção da umidade do solo, formação de agregados e diminuição da densidade e compactação do solo.

Ao comparar o teor de silte e produtividade do milho, é perceptível que as maiores faixas de produtividade estão distribuídas por locais em que há valores médios de teor de silte, contudo o esperado é que as práticas adequadas de manejo do solo influenciem minimamente a textura do solo, figuras 5 (C) e 6 (B). Mzuku et al. (2005) ao estudarem a variabilidade espacial das propriedades físicas do solo em diferentes áreas de produção de milho irrigado e determinar se as propriedades físicas do solo podem explicar a lacuna de rendimentos entre zonas de manejo específico, argumentaram que áreas em que ocorre maiores quantidades de carbono orgânico, silte e/ou argila podem apresentar aumento da produtividade potencial da cultura do milho por apresentarem maior capacidade de retenção de água, e ainda enfatizaram

que a textura do solo é fator de elevada contribuição para as diferenças de produtividade potencial em zonas de manejo. Por sua vez, a correlação entre pressão máxima e produtividade apresentou valor positivo, o que implica em maiores ganhos da produtividade em locais de maior pressão máxima, o oposto do esperado.

Ao observar as figuras 8 (A) e 6 (B), é perceptível que, apesar dos valores de máxima pressão predominantes na área estarem no intervalo de 3,7-5,4 MPa, os ganhos de produtividade mantiveram-se nas faixas de 5,8 a 7,0 e 7,1 a 8,2 Mg ha⁻¹, ou seja, mesmo com valores altos de pressão máxima, aparentemente, não houve sérias restrições ao desenvolvimento da cultura. Freddi et al. (2004) encontraram resultados semelhantes ao buscar determinar a variabilidade espacial e correlação da resistência mecânica do solo à penetração com o rendimento de milho em um latossolo vermelho sob sistema convencional e obtiveram, nas camadas de 0,0-0,3 m, valores de resistência à penetração na faixa de 1,8 a 2,5 MPa e valores de produtividade acima de 5,6 Mg ha⁻¹, contudo não houve correlação para estes atributos, cuja confirmação foi evidenciada pela não interferência da resistência à penetração na produtividade do milho.

Tabela 2 Matriz de correlação entre os atributos físicos do solo e componentes de produtividade do milho em um Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico.

	Ds	Pt	Ma	Mi	Taf	Tag	Ts	Ta	ME	MCG	NGE	Prod	UD1	UD2	RP0	RP1	RP2	RP3	PPM	PM
Ds	1,00																			
Pt	-0,43	1,00																		
Ma	-0,72	0,88	1,00																	
Mi	0,80	-0,20	-0,64	1,00																
Taf	0,13	-0,01	-0,03	0,04	1,00															
Tag	0,10	-0,04	-0,04	0,02	0,17	1,00														
Ts	0,11	-0,17	-0,19	0,13	-0,14	-0,27	1,00													
Ta	-0,19	0,17	0,20	-0,14	-0,42	-0,04	-0,82	1,00												
ME	0,03	-0,07	-0,07	0,03	-0,02	0,12	-0,20	0,17	1,00											
MCG	-0,12	0,11	0,14	-0,12	-0,05	0,20	-0,07	0,05	0,14	1,00										
NGE	0,08	-0,10	-0,14	0,13	0,10	0,01	-0,12	0,05	0,76	-0,40	1,00									
Prod	-0,14	0,00	0,06	-0,12	0,13	0,34	-0,29	0,14	0,66	0,43	0,39	1,00								
UD1	-0,19	0,01	0,04	-0,07	-0,28	-0,13	0,15	0,03	-0,25	0,14	-0,27	-0,17	1,00							
UD2	-0,11	-0,03	0,00	-0,04	-0,31	-0,25	0,16	0,06	-0,06	0,05	-0,16	-0,14	0,26	1,00						
RP0	-0,02	-0,09	-0,10	0,06	0,03	-0,26	0,26	-0,21	0,02	0,16	0,00	0,02	0,24	0,27	1,00					
RP1	-0,12	-0,02	0,03	-0,09	-0,07	-0,02	-0,04	0,08	0,09	0,15	0,02	0,10	0,04	0,09	0,42	1,00				
RP2	-0,09	-0,05	-0,03	-0,03	-0,09	-0,03	0,04	0,01	0,00	-0,04	0,03	0,01	-0,01	-0,09	0,27	0,69	1,00			
RP3	0,08	-0,13	-0,15	0,09	-0,08	-0,06	0,02	0,04	0,07	0,03	0,03	0,04	-0,07	0,05	0,04	0,19	0,43	1,00		
PPM	0,00	0,09	0,07	0,02	-0,02	-0,16	-0,04	0,08	-0,21	-0,09	-0,14	-0,27	0,09	-0,08	-0,28	-0,47	-0,25	0,20	1,00	
PM	-0,01	0,03	0,05	-0,05	0,02	0,10	-0,11	0,07	0,15	0,15	0,05	0,24	-0,23	-0,07	0,23	0,46	0,54	0,53	-0,03	1,00

Ds = densidade do solo; Pt = Porosidade total; Ma = Macroporosidade, Mi = Microporosidade; Taf = Teor de areia fina; Tag = Teor de areia grossa; Ts = Teor de silte; Ta = Teor de Argila; Mes = Massa da espiga; MCG = Massa de cem grãos, Nesp/Plan = n° de espigas por planta; Prod = Produtividade, UD1e UD2 = umidade nas camadas (0,0-0,1 m e 0,11-0,20 m) RP(0,1,2,3) = RP de 0,0-0,05, 0,06-0,10, 0,11-0,15, 0,16-0,20 m, PPM = Profundidade da pressão máxima, PM = Pressão máxima.

*Coeficiente de correlação em negrito indica significância a $p < 0,05$

Ao ser realizado o processo de ajuste dos semivariogramas experimentais, foi constatado a ocorrência de padrões de dependência espacial semelhantes em todas as direções para a maioria das variáveis estudadas, o que caracteriza a ocorrência de semivariogramas com isotropia. Os modelos e parâmetros obtidos a partir dos ajustes dos semivariogramas experimentais podem ser verificados na tabela 3. É possível observar que maioria das variáveis apresentou estrutura de dependência espacial. O melhor modelo de ajuste para as variáveis densidade, porosidade total, macroporosidade, microporosidade, areia grossa, resistência do solo a penetração nas profundidades de 0,06-0,10 m, 0,11-0,15 m 0,16-0,20 m, pressão máxima, umidade na profundidade de 0,0-0,10 m e massa de cem grãos foi o modelo gaussiano.

As variáveis teor de areia fina, teor de silte e umidade na profundidade de 0,11-0,20 m foram melhor ajustadas ao modelo exponencial e o teor de argila, resistência a penetração na profundidade de 0,0-0,05 m, massa de cem grãos e produtividade foram melhor ajustados ao modelo esférico. Com base na relação C/C_0+C_1 , é possível observar que aconteceu predominância do grau de dependência espacial forte com variação de 84,0-99,9%, o que caracteriza distribuição espacial não aleatória. Cambardella et al. (1994), abordam que as propriedades do solo que apresentam forte dependência espacial podem ser controladas por variações intrínsecas das características do solo, como textura e mineralogia, além de variações extrínsecas, como aplicação de fertilizantes e preparo do solo, o que pode controlar a variabilidade desses parâmetros com dependência espacial fraca os quais podem exibir dependência espacial em escalas menores que as utilizadas para os estudos.

As variáveis granulométricas teor de areia fina, teor de argila e teor de silte exibiram GDE moderado, com variação de 50-74,3%, contudo as variáveis profundidade da pressão máxima, umidade na profundidade de 0,11-0,20 m, massa da espiga e número de grãos por espiga não apresentaram um patamar definido, o que caracteriza falta de dependência espacial. Isto pode ser confirmado a partir da análise do efeito pepita, que representa a variabilidade não explicada, e quanto menor sua participação para o patamar associado a uma maior participação da contribuição para o patamar, maior o GDE e, conseqüentemente, será maior a semelhança entre os valores vizinhos, maior a continuidade do fenômeno e menor variância da estimativa (MIGUEL, 2010). A ausência de dependência espacial para as variáveis de estudo é explicada pelo efeito pepita puro, caracterizado pela igualdade entre a semivariância e o patamar, independente da distância, o que pode ser conseqüência da distribuição semelhante da variável na área, erros de medição e variabilidade em menor

escala, o que pode exigir a realização de uma amostragem mais densa com malhas menores (WEBSTER, 1985; CRESSIE, 1993; YATES;WARRICK, 2002; SOUZA, et al., 2006; BOTTEGA et al., 2013). Ao observar o parâmetro alcance dos atributos físicos e componentes de produtividade do milho, foi perceptível que a grande maioria apresentou valores com variação de 12,0-19,2 m, com destaque as frações granulométricas teor de areia fina, teor de silte, teor de argila e umidade na camada de 0,0-0,10 m, com valores de 405,3, 53,4, 47,3 e 36,6 m respectivamente, que vai de acordo com Bottega et al. (2013), que encontraram para as frações granulométricas alcances elevados, o que implica na garantia de menor variabilidade e maior continuidade espacial, possivelmente em função do material de origem e fatores de formação do solo, além de permitir maior segurança para interpolação, figuras 5 (A, C, D) e 8 (B). O alcance da dependência espacial é o parâmetro que indica a distância máxima na qual as variáveis de estudo estão espacialmente correlacionadas, o que corresponde ao momento em que o patamar se estabiliza, portanto, quando são obtidos semivariogramas com um patamar não definido a determinação da distância na qual existe correlação espacial das variáveis impossibilita a utilização da krigagem para estimar pontos não amostrados a partir de locais amostrados.

Tabela 3 Modelos de ajuste e parâmetros dos semivariogramas experimentais dos atributos físicos do solo e componentes de produtividade do milho em um Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico.

Atributos	Modelo	C₀	C₀+C₁	A	R²	GDE (%)	Classe
Atributos Físicos do solo							
Densidade (Mg m ⁻³)	Gausiano	0,000010	0,00491	16,5	0,77	99,8	Forte
Porosidade total (m ³ m ⁻³)	Gausiano	0,000001	0,000539	14,5	0,70	99,8	Forte
Macroporosidade(m ³ m ⁻³)	Gausiano	0,00017	0,00106	14,9	0,77	84,0	Forte
Microporosidade (m ³ m ⁻³)	Gausiano	0,000001	0,000336	14,9	0,76	99,7	Forte
Areia fina (g kg ⁻¹)	Exponencial	218,00	846,90	405,3	0,52	74,3	Moderado
Areia grossa (g kg ⁻¹)	Gausiano	0,1000	50,88	19,6	0,73	99,8	Forte
Silte (g kg ⁻¹)	Exponencial	749,00	1499,00	53,4	0,82	50,0	Moderada
Argila (g kg ⁻¹)	Esférico	602,00	1414,00	47,3	0,89	57,4	Moderada
RP0 (MPa)	Esférico	0,0001	0,0589	12,0	0,34	99,8	Forte
RP1 (MPa)	Gausiano	0,0010	1,20	17,32	0,81	99,9	Forte
RP2 (MPa)	Gausiano	0,0010	1,38	17,67	0,73	99,9	Forte
RP3 (Mpa)	Gausiano	0,0010	1,33	12,64	0,78	99,9	Forte
Pressão Máxima (MPa)	Gausiano	0,0010	1,14	19,92	0,85	99,9	Forte
Prof. da Press. Máx. (cm)	-	-	-	-	-	-	EPP
UD1 (kg kg ⁻¹)	Exponencial	0,000001	0,000814	36,6	0,83	99,9	Forte
UD2 (kg kg ⁻¹)	-	-	-	-	-	-	EPP
Componentes de produtividade do milho							
Massa da Espiga (g)	-	-	-	-	-	-	EPP
Massa de 100 grãos (g)	Esférico	0,16	3,97	13,7	0,70	96	Forte
n° grãos por espiga	-	-	-	-	-	-	EPP
Produtividade (Mg ha ⁻¹)	Esférico	0,01	1,51	12,7	0,35	99,2	Forte

C₀ = efeito pepita; C₀+C₁ = patamar; R² = coeficiente de determinação; a = Alcance, GDE = grau de dependência espacial, EPP = efeito pepita puro

A partir do mapa de densidade, é possível observar que, na área de estudo, as faixas de densidade que apresentaram menor representatividade foram abaixo de $1,2 \text{ Mg m}^{-3}$ e acima $1,45 \text{ Mg m}^{-3}$. As faixas de densidade com maior representatividade são $1,28-1,36 \text{ Mg m}^{-3}$ e $1,37-1,44 \text{ Mg m}^{-3}$, respectivamente, que estão distribuídas na parte central e no extremo superior e sudeste da área, figura 4(A). É visível que o valor encontrado para a maior faixa de densidade do solo de $1,44 \text{ Mg m}^{-3}$, na camada de $0,0-0,20 \text{ m}$ está abaixo do valor $2,47 \text{ Mg m}^{-3}$, assim como encontrado por Neto et al. (2014) em um latossolo vermelho distrófico sob sistema de plantio e Reinert et al. (2008) que definiram valores acima de $1,85 \text{ Mg m}^{-3}$ como críticos para densidade do solo e podem acarretar impedimento no desenvolvimento morfológico no sistema radicular da planta. Assim, é possível que a densidade do solo não seja o fator mais limitante para o crescimento radicular e consequente produtividade do milho, mas pode ser atribuído a resistência do solo a penetração.

De acordo com o mapa de macroporosidade, é visível a mínima participação das faixas abaixo de $0,055 - 0,09 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ e acima de $0,20 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$. A faixa que apresentou a maior predominância na área foi a faixa entre $0,13$ e $0,16 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$, seguida das classes $0,17-0,16 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ e $0,16-0,20 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$, figura 4(C). Deste modo, é possível destacar que os valores de macroporosidade encontrados para a área estudada não caracterizam limitação para o crescimento e desenvolvimento das plantas, pois de acordo com Thomasson (1978), o valor adequado de macroporosidade para a maioria das culturas agrícolas deve estar acima de $0,10 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$.

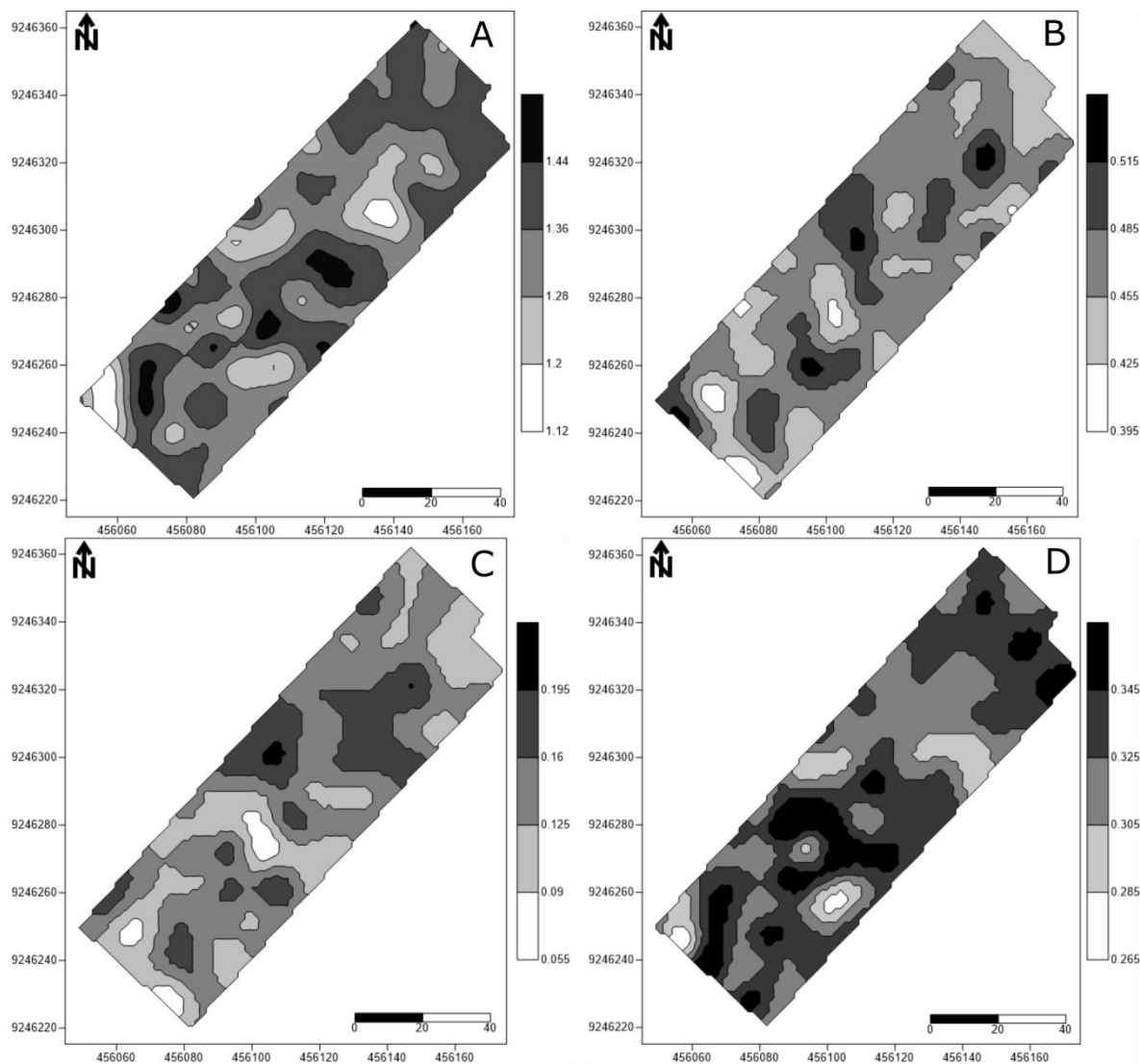


Figura 4. Mapa de isolinhas da distribuição espacial dos atributos densidade do solo (A), porosidade total (B), macroporosidade (C) e microporosidade (D) de Latossolo Vermelho-amarelo distrófico sob plantio direto.

Para microporosidade, foi verificado a ocorrência de todas as faixas de microporosidade partindo do centro até a extremidade inferior. A menor abrangência observada ocorreu para a faixa de $0,265-0,285 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$. As classes $0,326-0,345 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ na parte inferior e superior e $0,305-0,325 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ aproximando-se do centro, apresentaram maior abrangência. A classe mais ampla para porosidade total foi de $0,455-0,485 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ incidente por toda a área, enquanto as demais classes configuram manchas distribuídas na área, em que as classes $0,395-0,425 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ e acima de $0,515 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ ocuparam uma área mínima.

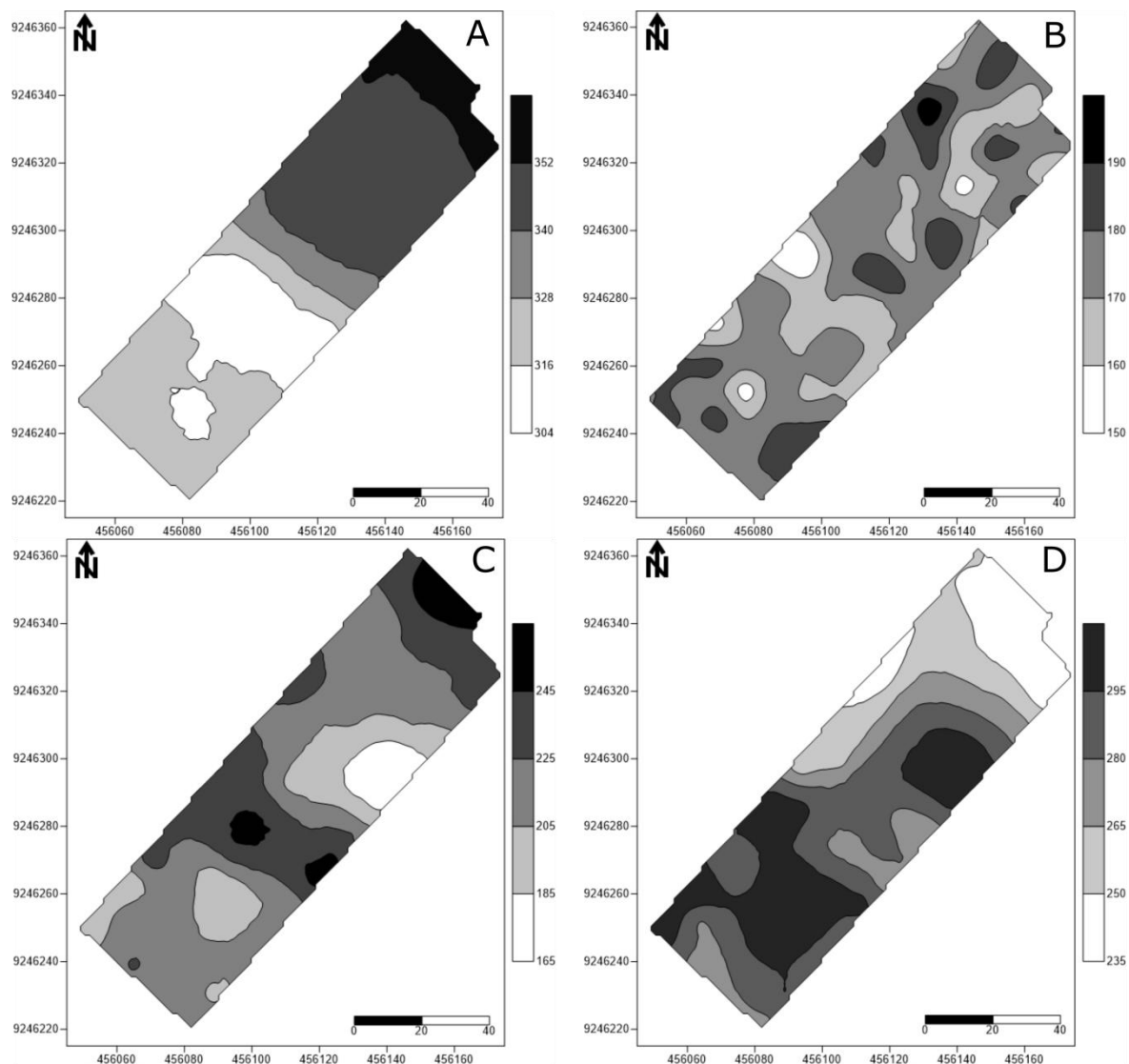


Figura 5. Mapas de isolinhas da variabilidade espacial dos teores de areia fina (A), areia grossa (B), silte (C) e argila (D) de Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico sob plantio direto

A faixa com maior cobertura de área para o teor de areia grossa foi de 171-180 g kg⁻¹, seguida pela faixa de 161-170 g kg⁻¹, que está presente em uma parte central e manchas na parte superior da área. Ademais, o teor de areia fina apresenta distribuição uniforme na área, de modo que, a metade inferior exhibe as menores faixas 304-316 g kg⁻¹ e 317-328 g kg⁻¹, enquanto na superior estão as maiores faixas, com destaque a de 341-352 g kg⁻¹ com maior cobertura. Com relação ao mapa de silte, é possível observar a presença das faixas acima de 245 g kg⁻¹ e 226-245 g kg⁻¹ na porção superior e central do mapa. A faixa predominante é de 206-225 g kg⁻¹ na parte superior e inferior. O mapa do teor de argila apresenta um aspecto de contornos, e há mudança entre as classes de teor de argila no sentido de cima para baixo, de modo que a menor classe 235-250 g kg⁻¹ é encontrada na extremidade superior e a maior faixa está localizada na extremidade inferior e próximo ao centro da área.

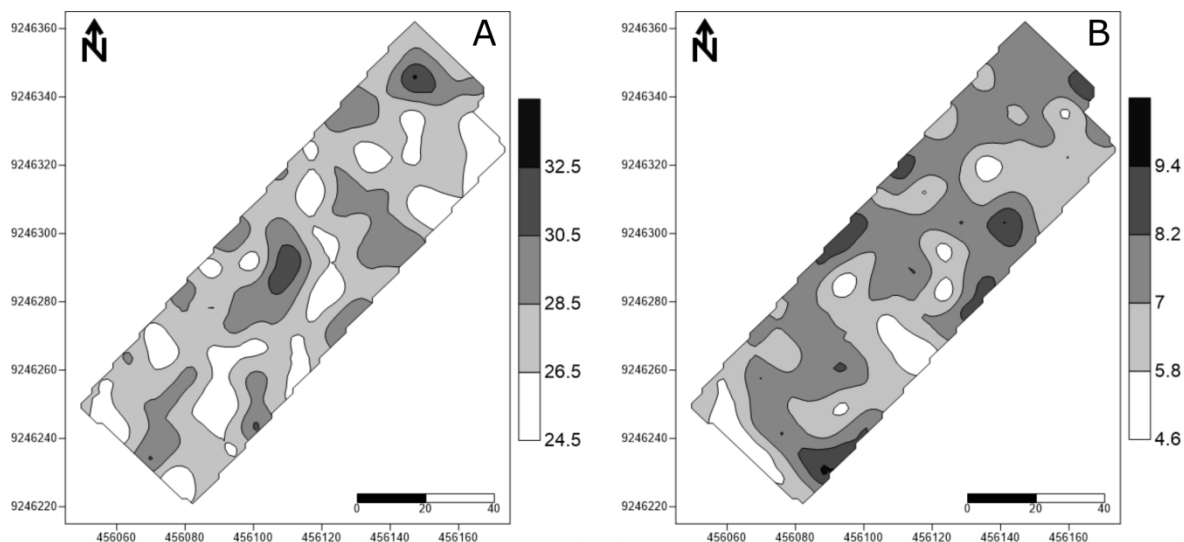


Figura 6. Mapas de isolinhas dos componentes de produtividade do milho, massa de cem grãos (A), produtividade do milho (B) de Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico sob plantio direto.

Com base no mapa de massa de cem grãos é possível notar o predomínio da faixa de 26,5-28,5 g, com mínima participação das faixas de 30,5-32,5 g e acima de 32,5 g, enquanto as demais faixas estão distribuídas em manchas sob a área. É possível perceber que existe na área a predominância de rendimentos médios na faixa de 7,1-8,2 Mg ha⁻¹. Esta faixa de produtividade ocorreu do noroeste da área até o sudeste e a faixa de 5,8-7,0 Mg ha⁻¹ apresentou distribuição em manchas na face leste e sudoeste da área, figura 6 (B). Portanto, é perceptível a identificação de áreas que apresentam valores de produtividade abaixo da faixa de produtividade média, o que permite o planejamento para adoção de práticas de manejo adequadas.

No geral, ao avaliar os mapas de resistência a penetração do solo nas profundidades de 0,0-0,05, 0,06-0,10, 0,11-0,15, 0,16-0,20 m, Figura 7 (A, B, C, D) é notável um aumento gradual da resistência do solo a medida que há aumento em profundidade, semelhante ao obtido por Negreiros et al. (2014), em que ao aumentar gradativamente a profundidade de 0,0 a 0,4 m, acarretou variações de 1,23 a 2,80 MPa. Na profundidade de 0,0-0,05 m é visível a predominância de valores abaixo de 0,35 MPa e 0,36-0,7 MPa, principalmente na parte central e em manchas nas extremidades da área respectivamente, enquanto as maiores faixas de resistência a penetração ocorreram de forma pontual, próximo aos limites da área, o que permite supor que não há restrição de resistência do solo para crescimento do sistema radicular na camada mais superficial do solo, provavelmente devido a ação da matéria orgânica sobre as propriedades físicas do solo.

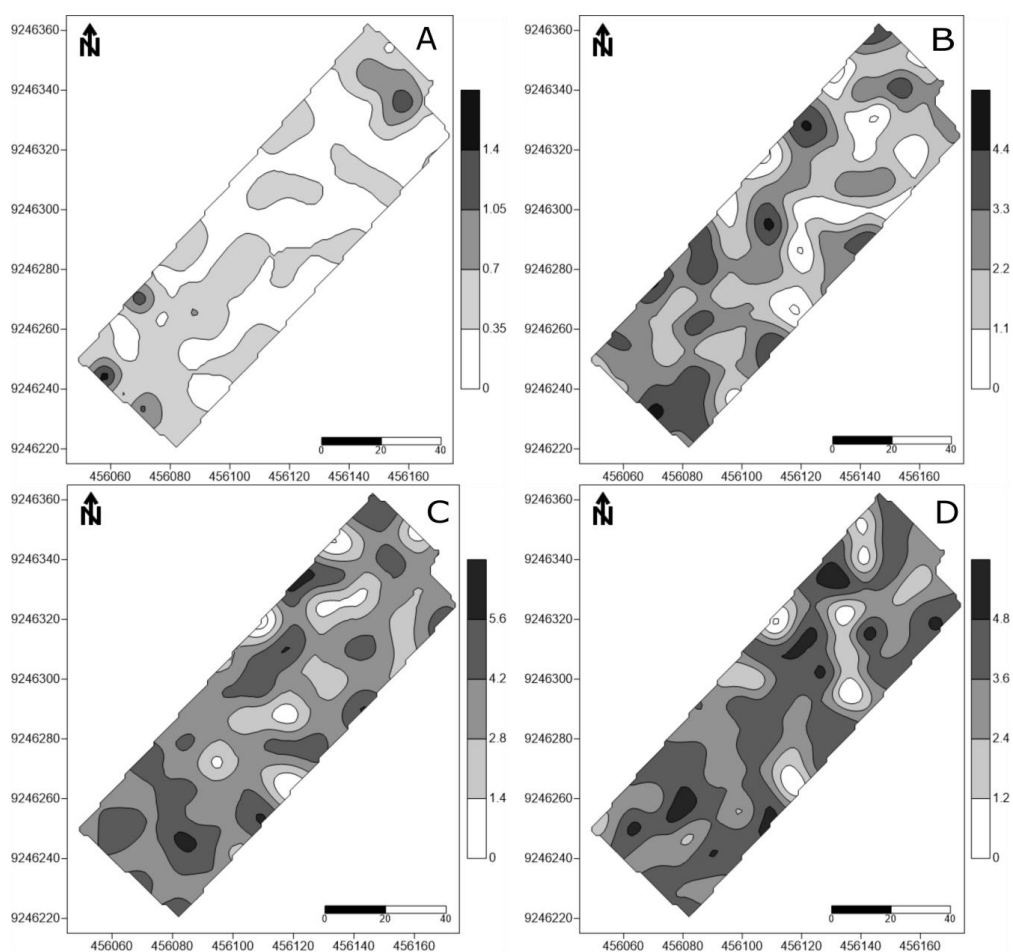


Figura 7. Mapas de isolinhas da distribuição espacial da resistência a penetração do solo nas profundidades 0,0 a 0,05 m (A), 0,06 a 0,10 m (B), 0,11 a 0,15 m (C), 0,16 a 0,20 m (D) de Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico sob plantio direto.

Na profundidade de 0,06-0,10 m é perceptível uma menor continuidade espacial da resistência a penetração, com maior representatividade das faixas 1,1-2,2 MPa, 2,3-3,3 MPa respectivamente e mínima representatividade da faixa acima 4,4 MPa, Figura 7(B). Ao observar o mapa referente a profundidade de 0,11-0,15 m, é visível um maior prosseguimento espacial que a camada anterior, e superioridade da faixa de resistência a penetração de 2,8-4,2 MPa e mínima expressão da faixa acima de 5,7 MPa, Figura 7(C). Na profundidade de 0,16-0,20 m ocorreu o predomínio das faixas de 3,7-4,8 MPa e 2,4-3,6 MPa e pequena participação das faixas limite, menor que 1,2 MPa e acima de 4,8 MPa. No geral, é perceptível a ausência de restrição da camada superficial do solo para o desenvolvimento do sistema radicular da planta, contudo, nas camadas subsuperficiais há um aumento considerável dos valores de resistência a penetração, principalmente para as profundidades de 0,11-0,15 m e 0,16-0,20 m, pois segundo Andrade et al. (2013) valores de resistência do solo a penetração determinados

sob capacidade de campo, maiores que 1,9 MPa, podem ser considerados compactados. Bottega et al. (2011) obtiveram valores de resistência do solo a penetração variando de 4,8 a 5,3 MPa nas profundidades de 0,08-0,20 m em um latossolo vermelho distroférico sob plantio direto com rotação de culturas, e alertaram que apesar de valores altos de resistência do solo a penetração serem permitidos em áreas com sistema de plantio direto, também implicam no manejo inadequado da área, sem considerar o intervalo adequado de umidade do solo para utilização de maquinários agrícolas. O mapa de pressão máxima exibiu predominância para a faixa de resistência a penetração de 3,7-5,4 MPa e a umidade durante a amostragem apresentou a classe de 0,06-0,12 kg kg⁻¹ como a mais representativa, seguida da faixa 0,13-0,18 kg kg⁻¹.

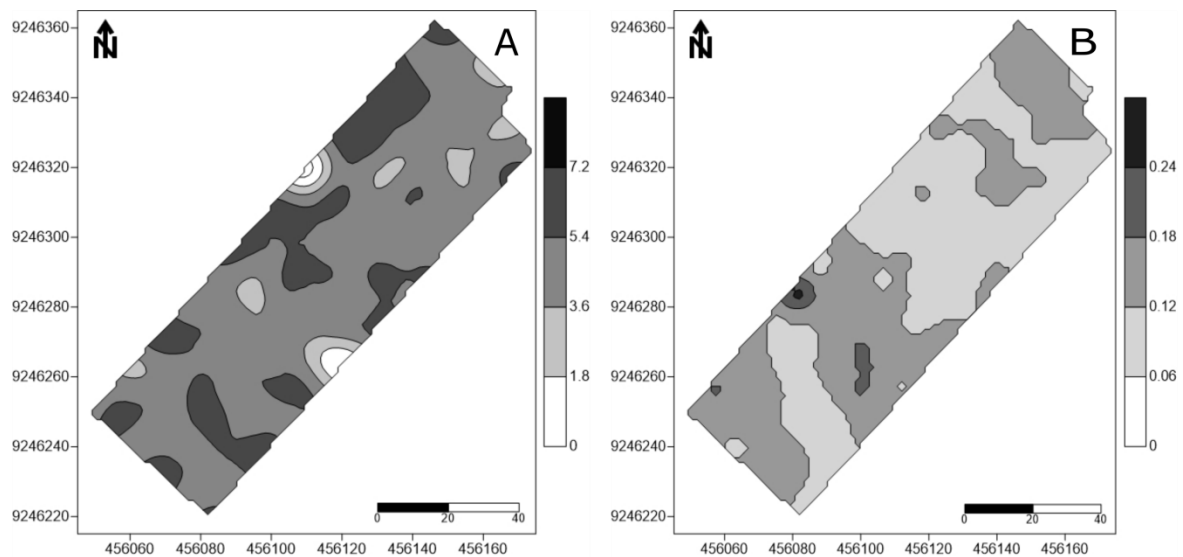


Figura 8. Mapas de isolinhas da distribuição espacial da pressão máxima (A) e umidade no momento da amostragem (B) de Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico sob plantio direto

5 CONCLUSÕES

No geral, a malha de 10 x 10 m foi eficiente para identificação da dependência espacial das variáveis de produtividade do milho e dos atributos físicos do solo. As variáveis número de grãos por espiga, massa de cem grãos, umidade gravimétrica na profundidade de 0,11-0,20 m e profundidade da pressão máxima apresentaram efeito pepita puro.

A partir das análises geoestatísticas foi possível observar que a maioria das variáveis estudadas apresentaram dependência espacial com variação do grau de dependência espacial entre forte e moderado e os melhores modelos teóricos de ajuste aos semivariogramas experimentais foram os modelos teóricos gaussiano, exponencial e esférico.

Foram identificadas relações entre o rendimento da cultura do milho, teor de areia grossa, teor de silte, pressão máxima e profundidade de pressão máxima.

Os mapas temáticos gerados a partir da krigagem ordinária foram eficientes na determinação da variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e de produtividade do milho, e delimitação das zonas de manejo específico que podem auxiliar no manejo do solo e da cultura com o intuito de melhorar os rendimentos da cultura do milho, redução de custos para o produtor e minimização dos impactos ambientais.

REFERÊNCIAS

- ALVARENGA, M. I. N.; DAVIDE, A. C. Características físicas e químicas de um latossolo vermelho-escuro e a sustentabilidade de agroecossistemas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 23, p. 933-942, 1999.
- ANDRADE, R. S.; STONE, L. F.; GODOY, S. G. Estimativa da resistência do solo à penetração baseada no índice S e no estresse efetivo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. v. 17, n.9, p. 932-937, 2013.
- ARAÚJO, D. C.S.; MONTENEGRO, S. M. G. L.; MONTENEGRO, A. A. A.; SILVA JÚNIOR, V. P.; SANTOS, S. M. Spatial variability of soil attributes in an experimental basin in the semi-arid region of Pernambuco, Brazil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 22, n. 1, p.38-44, 2018.
- BALAFOUTIS, A.; BECK, B.; FOUNTAS, S.; VANGEYTE, J.; VAN DER WAL, T.; SOTO, IRIA.; GÓMEZ-BARBERO, M.; BARNES, A.; EORY, V. Precision agriculture technologists positively contributing to GHG emissions mitigation, farm productivity and economics. **Sustainability**, v. 9, n. 8, p. 1-28, 2017.
- BERNARDI, A. C.C.; BETTIOL, G. M.; FERREIRA, R. P.; SANTOS, K. E. L.; RABELLO, L. M.; INAMASU, R. Y. Spatial variability of soil properties and yield of a grazed alfalfa pasture in Brazil. **Precision agriculture**, v. 17, n. 6, p. 737-752, 2016.
- BIONDI, F.; MYERS, D.E. & AVERY, C.C. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 24, n. 7, p. 1354-1368, 1994.
- BOMMARCO, R.; KLEIJN, D.; POTTS, S. G. Ecological intensification: harnessing ecosystem services for food security. **Trends in Ecology and Evolution**, v. 28, n. 4, p. 230-238, 2013.
- BORGHI, E.; AVANZI, J. C.; BORTOLON, L.; LUCHIARI JUNIOR, A.; BORTOLON, E. S. O. Adoption and use of precision agriculture in Brazil: perception of growers and service dealership. **Journal of Agricultural Science**, v. 8, n 11, p. 89-104, 2016.
- BOTTEGA, E. L.; BOTTEGA, S. P.; SILVA, S. A.; QUEIROZ, D. M.; SOUZA, C. M .A.; RAFULL, L. Z. L. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em um Latossolo Vermelho distroférico. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 6, n.2, p.331-336, 2011.
- BOTTEGA, E. L.; PEGORARO, C.; GUERRA, N.; OLIVEIRA NETO, A. M. de; QUEIROZ, D. M. de. Spatial and temporal distribution of weeds in no-tillage system. **Revista brasileira de engenharia agrícola e ambiental**, v. 20, n. 12, p. 1107-1111, 2016.
- BOTTEGA, E. L.; QUEIROZ, D. M.Q.; CARVALHO PINTO, F. A.; SOUZA, C. M. A. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no cerrado brasileiro. **Revista Ciência Agrônômica**, v. 44, n.1, p. 1-9, 2013.

CAMBARDELLA, C. A.; KARLEN, D. L. Spatial Analysis of Soil Fertility parameters. **Precision Agriculture**, v. 1, n. 1, p. 5–14, 1999.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field scale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994.

CAMBOURIS, A. N.; ZERBATH, B. J.; ZIADI, N.; PERRON, I. Precision agriculture in potato production. **Potato research**, v.57, n. 3-4, p. 249-262, 2014.

CARDOSO, M. J.; MELO, F de. B.; LEITE, L. F. C.; RIBEIRO, V. Q. Níveis de nitrogênio e densidade de plantas de milho em sistemas plantio direto nos municípios de Baixa Grande do Ribeiro, PI e São Raimundo das Mangabeiras, MA. **Embrapa Meio-Norte, Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento (INFOTECA-E)**, v. 69, p. 15, 2007.

CARON, P.; BIÉNABE, E.; HAINZELIN, E. Making transition towards ecological intensification of agriculture a reality: the gaps in the role of scientific knowledge. **Environmental Sustainability**, v. 8, p. 44-52, 2014.

CARVALHO, L. C. C.; SILVA, F. M. da; FERRAZ, G. A. e S.; STRACIERI, J.; FERRAZ, P. F. P.; AMBROSANO, L. Geostatistical analysis of Araibic coffee yield in two crop seasons. **Revista brasileira de engenharia agrícola e ambiental**, v. 21, n.6, p. 410-414, 2017.

CASSMAN, K. G. Ecological intensification of cereal production systems: yield potential, soil quality, and precision agriculture. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**. v. 96, n. 11, p. 5952-2959, 1999.

CAVALCANTE, E. G. S.; ALVES, M.C.; SOUZA, Z. M. de; 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. 237–243, 2011.

CHANG, J.; CLAY, D. E.; CARLSON, G.; MALO, D.; CLAY, S. A. Precision farming protocols: Part 1. Grid distance and soil nutrient impact on the reproducibility of spatial variability measurements. **Precision Agriculture**, v. 1, n. 3, p. 277-289, 1999.

COELHO, A. M. Agricultura de precisão: manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e culturas. **Embrapa Milho e Sorgo**, p. 60, 2005.

CRESSIE, N. A. C. Geostatistical Data. In:____. Statistic for spatial data. **New York: John Wiley & Sons**, 1993. cap. 2, p. 29-104.

CRIST, E.; MORA, C.; ENGELMAN, R. The interaction of human population, food production, and biodiversity protection. **Science**, v. 356, p. 260-264, 2017.

DAMOS, P. Geostatistical characterization of fruit damage caused by *Anarsia lineatella* (Lepidoptera: Gelechiidae) in organic fruit orchards and implications for its management. **International journal of pest management**, v. 64, n. 2, p. 148-156, 2017.

DONAGEMA, G.K.; CAMPOS, D.V.B. de; CALDERANO, S.B.; TEIXEIRA, W.G.; VIANA, J.H.M. (Org.). **Manual de métodos de análise de solos**. 2.ed. rev. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2011. 230p. (Embrapa Solos. Documentos, 132).

DORÉ, T.; MAKOWSKI, D.; MALÉZIEUX, E.; MUNIER-JOLAIN, N.; TCHAMITHCIAN, M.; TITTONELL, P. Facing up to the paradigm of ecological intensification in agronomy: Revisiting methods, concepts and knowledge. **European Journal of Agronomy**, n. 4, v. 34, p. 197-210, 2011.

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. 3-4, p. 327-339, 2007.

EKROOS, J.; OLSSON, O.; RUNDLÖF, M.; WÄTZOLD, F.; SMITH, H. G. Optimizing agri-environment schemes for biodiversity, ecosystem services or both?. **Biological conservation**, v. 172, p. 65-71, 2014.

EMBRAPA. **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisas de Solos, 1997.

EMBRAPA. **Manual de métodos de análise do solo**. 3. ed. Brasília: Embrapa, p. 573, 2017.

FAR, S. T.; MOGHADDAM, K. R. Impacts of the precision agricultural technologies in Iran: An analysis Experts' perception & their determinants. **Information Processing in Agriculture**, v.5, n. 1, p. 173-184, 2018.

FERRAZ, G. A e. SILVA.; SILVA, F. M da.; ALVES, M de. C.; BUENO, R de. L.; COSTA, P. A. N da. Geostatistical analysis of fruit yield and detachment force in coffee. **Precision Agriculture**, v. 13, n. 1, p. 76-89, 2012.

FREDDI, O . S.; CARVALHO, M. P.; VERONESI JÚNIOR, V.; CARVALHO, G. J. Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. **Engenharia agrícola**, v. 26, n. 1, p. 113-121, 2006.

GOLDEN SOFTWARE. Surfer Version 7 – Surface Mapping System. Golden, Golden.

GOOVAERTS, P. Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties. **Biology and Fertility of Soils**, v. 27, n. 4, p. 315-334, 1998.

GUIMARÃES, W. D.; GRIPP JUNIOR, J.; MARQUES, E. A.; SANTOS, N. T.; FERNANDES, R. B. Spatial variability of the physical attributes of soil under pasture. **Revista Ciência Agrônômica**, v. 47, n. 2, p. 247–255, 2016.

HUNTER, M. C.; SMITH, R. G.; SCHIPANSKI, M. E.; ATWOOD, L. W.; MORTENSEN, D. A. Agriculture in 2050: recalibrating targets for sustainable intensification. **BioScience**, v. 67, n. 4, p. 386-391, 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **São Raimundo das Mangabeiras**: Maranhão. Rio de Janeiro. (Coleção de monografias municipais: nova série),

n. 225. 1984. ISSN 0102-1087. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/biblioteca-catalogo?id=7761&view=detalhes>>. Acesso em: 14 de abr. 2018.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA. Normais Climatológicas do Brasil 1981-2010. Brasília, 1992 Disponível em: <<http://www.inmet.gov.br/portal/>>. Acesso em: 14 de abr. 2018.

IQBAL, J., THOMASSON, J. A., JENKINS, J. N., OWENS, P. R., WHISLER, F. D. Spatial Variability Analysis of Soil Physical Properties of Alluvial. **Soil Science Society of America Journal**, v.69, n.4, p. 1-14, 2005.

JEMO, M.; JAYEOBA, O. J.; ALABI, T.; MONTES, A. L. Geostatistical mapping of soil fertility constraints for yam based cropping systems of north-central and southeast Nigeria. **Geoderma regional**, v. 2-3, p. 102-109, 2014.

KITAMURA, A. E.; CARVALHO, M. P.; LIMA, C. G. R. Relação entre a variabilidade espacial das frações granulométricas do solo e a produtividade do feijoeiro sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 31, n. 2, p. 361-369, 2007.

KLASEN, S.; MEYER, K. M.; DISLICH, C.; EULER, M.; FAUST, H.; GATTO, M.; HETTIG, E.; MELATI, D. N.; JAYA, N. S.; OTTEN, F.; PÉREZ-CRUZADO, C.; STEINEBACH, S.; TARIGAN, S.; WIEGAND, K. Economic and ecological trade-offs of agricultural specialization at different spatial scales. **Ecological Economics**, v. 122, p. 111-120, 2016.

KOTTEK, et al. World Map of the Köppen-Geiger climate classification updated. *Meteorol. Z., Stuttgart*, n. 3, v. 15, p. 259-263. Acesso em: 14 de abr. 2018.

LAEKEMARIAM, F.; KIBRET, K.; MAMO, T.; SHIFERAW, H. Accounting spatial variability of soil properties and mapping fertilizer types using geostatistics in southern Ethiopia. **Communications in soil science and plant analysis**, v. 49, n. 1, p. 124-137, 2018.

LAURANCE, W. F.; SAYER, J.; CASSMAN, K. G. Agricultural expansion and its impacts on tropical nature. **Trends in Ecology & Evolution**, v. 29, n.2 p.1-10, 2013.

LEMAIRE, G.; FRANZLUEBBERS, A.; CARVALHO, P. C. F.; DEDIEU, B. Integrated crop-livestock systems: Strategies to achieve synergy between agricultural production and environmental quality. **Agriculture, Ecosystems and Environment**, v. 190, p. 4 - 8, 2014.

LOPES, M. A.; CONTINI, E. Agricultura, sustentabilidade e tecnologia. **Agroanalysis**, v. 32, n. 2, p. 28-34, 2012.

LÜDER, R. M. H.; QIN, R.; RICHNER, W.; STAMP, P.; NOULAS, C. Spatial variability of selected soil properties and its impact on the grain yield of oats (*Avena sativa* L.) in small fields. **Plant Nutrition**, v. 41, n. 19, p. 2246-2469, 2018.

MATSON, P. A.; PARTON, W. J.; POWER, A. G.; SWIFT, M. J. Agricultural intensification and ecosystem properties. **Science**, v. 277, n. 5325, p. 504-509 1997.

MCBRATNEY, A.; WHELAN, B.; ANCEV, T.; BOUMA, J. Future directions of precision agriculture. **Precision Agriculture**, v. 6, n. 1, p. 7–23, 2005.

MIGUEL, F. R. M. **Variabilidade espacial de atributos do solo e produtividade em área cultivada com cana-de-açúcar**. Dissertação (Mestrado) - Instituto Agronômico, Campinas, p.80. 2010.

MONDAL, P.; BASU, M. Adoption of precision agriculture technologies in India and in some developing countries: Scope, present status and strategies. **Progress in Natural Science**, v. 19, n. 6, p. 659-666, 2009.

MOURA, E. E. Agroambientes de Transição Avaliados numa Perspectiva da Agricultura Familiar. In: MOURA, E. E (Coord. e Org.). **Agroambientes de transição: entre o trópico úmido e o semi-árido**. 1. ed. São Luís: UEMA, 2002. p. 9-43.

MZUKU, M.; KHOSLA, R.; REICH, R.; INMAN, D.; SMITH, F.; MACDONAL, L. Spatial variability of measured soil properties across site-specific management zones. **Soil Science Society of America Journal**, v. 69, n. 5, p. 1572-1579, 2005.

NETO, N. J. V.; SANTOS, A. C.; GUARNIERI, A.; SOUZA, D. J. A. T.; DARONCH, D. J.; DOTTO, M. A.; ARAÚJO, A. S. Variabilidade espacial de atributos físico-químicos de um latossolo vermelho-amarelo distrófico em sistema plantio direto. **Semina: Ciências Agrárias**, v. 35, n. 1, p. 193-204, 2014.

NEVES NETO, D. N.; SANTOS dos., A. C.; SANTOS, P. M.; MELO, J. C.; SANTOS, J. S. Análise espacial de atributos do solo e cobertura vegetal em diferentes condições de pastagem. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. v. 17, n. 9, p. 995-104, 2013.

OKUMURA, M. H. **Nova abordagem para a interpretação da reserva legal com auxílio da geoestatística**. Tese (Doutorado) – Escola Politécnica de São Paulo, Departamento de Engenharia de Minas e Petróleo, São Paulo, p. 71. 2014.

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

PARFITT, J. M. B.; TIMM, L. C.; PAULETTO, E. A.; SOUSA, R. O de.; CASTILHOS, D. D.; ÁVILA, C. L de.; RECKZIEGEL, N. E. Spatial variability of the chemical, physical and biological properties in lowland cultivated with irrigated rice. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 33, n. 4, p. 819-830, 2009.

PAUSTIAN, M.; THEUSVEN, L. Adoption of precision agriculture technologies by german crop farmers. **Precision agriculture**, v. 18, n. 5, p. 701-716, 2017.

PAZ-GONZÁLEZ, A.; VIEIRA, S.R.; CASTRO, T. The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of an umbric horizon. **Geoderma**, v. 97, n. 3-4, p. 273-292, 2000.

PICCINI, C.; MARCHETTI, A.; FRANCAVIGLIA, R. Estimation of soil organic matter by geostatistical methods: Use of auxiliary information in agricultural and environmental assessment. **Ecological indicators**, v. 36, p. 301-314, 2014.

POPPY, G. M.; CHIOTHA, S.; EIGENBROD, F.; HARVEY, C. A.; HONZÁK, M.; HUDSON, M. D.; JARVIS, A.; MADISE, N. J.; SCHRECKENBERG, K.; SHACKLETON, C. M.; VILLA, F.; DAWSON, T. P. Food security in a perfect storm: using the ecosystem services framework to increase understanding. **Philosophical transactions of the royal society B**, v.369, n.1639, p. 1-13, 2014.

POZDNYAKOVA, L.; ZHANG, R. Geostatistical analyses of soil salinity in a large field. **Precision Agriculture**, v. 1, n. 2, p. 153–165, 1999.

R Core Team (2017). **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL. Disponível em:<<https://www.R-project.org/>>

REINERT, D. J.; ALBUQUERQUE, J. A.; REICHERT, J. M.; AITA, C.; ANDRADA, M. M. C. Limites críticos de densidade do solo para o crescimento de raízes de plantas de cobertura em argissolo vermelho. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, v. 32, n. 5, p. 1805-1816, 2008.

REZA, S. K.; NAYAK, D. C.; CHATTOPADHYAY, T.; MUKHOPADHYAY, S.; SINGH, S. K.; SRINIVASAN, R. Spatial distribution of soil physical properties of alluvial soils: A geostatistical approach. **Archives of Agronomy and Soil Science**, v. 68, n. 7, p. 972-981, 2015.

RIBEIRO, E. **Agropecuária Santa Luzia começou com uma experiência de 10 ha e hoje adota integração lavoura-pecuária em quase 6 mil ha. Integração Lavoura-Pecuária-Floresta**, [201-?]. Disponível em: < https://www.embrapa.br/web/rede-ilpf/home/-/asset_publisher/z7gSStIGxUq6/content/case-agropecuaria-santa-luzia/maximized?inheritRedirect=false>, Acesso em: 17 jul. 2018.

ROCHA, F. C.; OLIVEIRA NETO, A. M.; BOTTEGA, E. L.; GUERRA, N.; ROCHA, R. P.; VILAR, C.C. Weed Mapping using techniques of precision agriculture. **Planta Daninha**, v. 33, n. 1, p. 157-164, 2015.

RODRIGUES, J. B. T. **Variabilidade espacial e correlações entre atributos de solo e produtividade na agricultura de precisão**. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual de São Paulo, Botucatu, p. 116. 2002.

RODRIGUES, M. S. **Variabilidade espacial de atributos do solo e da produtividade do milho**. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinária, Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2010.

RODRIGUES, M. S.; CORÁ, J. E.; FERNANDES, C. Spatial relationships between soil attributes and corn yield in no-tillage system. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 36, n. 2, p. 599–609, 2012.

SAMPAIO, F. M. T.; FERREIRA, M. M.; OLIVEIRA, M. S.; ALMEIDA, A. C.; JOSÉ, M. R. Variabilidade espacial da umidade de um latossolo vermelho-amarelo sob plantio direto. **Engenharia Agrícola**, v. 30, n 5, p. 854-861, 2010.

SANCHEZ, G. M.; MAGALHÃES, P. S. G.; FRANCO, H. C J. Site-specific assessment of spatial and temporal variability of sugarcane yield related to soil attributes. **Geoderma**, v. 334, p. 90-98, 2019.

SANTI, A. L.; BONA, S. D.; LAMEGO, F. P.; BASSO, C. J.; EITELWEIN, M. T.; CHERUBIN, M. R.; KASPARY, T. E.; RUCHEL, Q.; GALLON, M. Phytosociological variability of weeds in soybean field. **Planta daninha**, v. 32, n. 1, p. 39-49, 2014.

SANTOS, M. L.; PASSOS E CARVALHO, M. de; RAPASSI, R. M. A.; MURAISHI, C. T.; MALLER, A.; MATOS, F. A. Correlação linear e espacial entre produtividade de milho (*Zea mays* L.) e atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico sob plantio direto do Cerrado Brasileiro. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 28, n. 3, p. 313–321, 2006.

SCIARRETTA, A.; TREMATERRA, P. Geostatistical tools for the study of insect spatial distribution: Practical implications in the integrated management of orchard and vineyard pests. **Plant protect science**, v. 50, n. 2, p. 97-110, 2014.

SHADDAD, S. M.; MADRAU, S.; CASTRIGNANÒ, A.; MOUAZEN, A. M. Data fusion techniques for delineation of site-specific management zones in a field in UK. **Precision agriculture**, v. 17, n. 2 p. 200-217, 2016.

SILVA MARTINS, A. L.; MOURA, E. G. de; TAMAYO, J. H. C. Variabilidad espacial de la infiltración y su relación con algunas propiedades físicas. **Ingeniería e Investigación**, v. 30, n. 2, p. 116–123, 2010.

SMITH, P. Delivering food security without increasing pressure on land. **Global food security**, v. 2, n. 1, p. 18-23, 2013.

SOUZA, Z. M de.; CAMPOS, M. C. C.; CAVALCANTE, I. H. L.; JÚNIOR, J. M.; CESARÍN, L. G.; SOUZA, S. R de. Dependência espacial da resistência do solo à penetração e do teor de água do solo sob cultivo contínuo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, v. 36, n. 1, p. 128-134, 2006.

STAFFORD, J. V. Implementing Precision Agriculture in the 21st Century. **Journal of Agricultural Engineering Research**, v. 76, n. 3, p. 267–275, 2000.

TITTONELL, P. Ecological intensification of agriculture - sustainable by nature. **Environmental sustainability**, v. 8, p. 53-61, 2014.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; WADE, M. K.; UEHARA, G.; SUDJADI, M. Spatial Variation of Soil Properties and Rice Yield on Recently Cleared Land. **Soil Science Society of America Journal**, v. 51, p. 668–674, 1986.

UNGARO, F.; ZASADA, I.; PIORR, A. Mapping landscape services, spatial synergies and trade-offs. A case study using variogram models and geostatistical simulations in an agrarian landscape in North-East Germany. **Ecological indicators**, v. 46, p. 367-378, 2014.

USOWICZ, B.; LIPIEC, J. Spatial variability of soil properties and cereal yield in a cultivated field on sandy soil. **Soil & Tillage Research**, v. 174, p. 241-250, 2017.

VANLAUWE, B.; COYNE, D.; GOCKOWSKI, J.; HAUSE, S.; HUISING, J.; MASSO, C.; NZIGUHEBA, G.; SCHUT, M.; VAN ASTEN, P. Sustainable intensification and the African smallholder farmer. **Current opinion in environmental sustainability**, v. 8, p. 15-22, 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.

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v. 51, n. 3, p. 1-75, 1983.

WALTER, A.; FINGER, R.; HUBER, R.; BUCHMANN, N. Smart farming is key to developing sustainable agriculture. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**, v. 114, n. 24, p. 6148-6150, 2017.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. 13 - Spatial Variability of Soil Physical Properties in the Field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of Soil Physics**. Academic Press, 1980. cap. 13, p. 319-344.

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in field. **Advances in Soil Science**, v.3, p. 2-56, 1985.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. **Journal of Soil Science**, v. 43, n. 1, p. 177-192, 1992.

YATES, S. R.; WARRICK, A. W. 1.5 Geostatistics. In: DANE, J. H e TOPP, G.G. (Eds.). **Methods of soil analysis: Part 4**. 2.ed. Madison: Soil Science Society of America Books Series No. 5. cap.1, Soil sampling and statistical procedures. p. 81-118, 2002