



MARCO TÚLIO DE PAIVA SILVEIRA

**UTILIZAÇÃO DA GEOESTATÍSTICA COMO
FERRAMENTA AUXILIAR EM PROGRAMAS DE
MELHORAMENTO GENÉTICO DE MILHO**

LAVRAS-MG

2017

MARCO TÚLIO DE PAIVA SILVEIRA

**UTILIZAÇÃO DA GEOESTATÍSTICA COMO FERRAMENTA AUXILIAR EM
PROGRAMAS DE MELHORAMENTO GENÉTICO DE MILHO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia/Fitotecnia, área de concentração em Produção Vegetal, para obtenção do título de Mestre.

Prof. Dr. Carlos Maurício Paglis
Orientador

**LAVRAS – MG
2017**

**Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Geração de Ficha Catalográfica da Biblioteca Universitária da UFLA,
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).**

Silveira, Marco Túlio de Paiva.

Utilização da geoestatística como ferramenta auxiliar em programas de melhoramento genético de milho / Marco Túlio de Paiva Silveira. - 2017.

73 p. : il.

Orientador: Carlos Maurício Paglis.

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de Lavras, 2017.

Bibliografia.

1. Variabilidade espacial. 2. Geoestatística. 3. Programas de melhoramento. 4. Milho. I. Paglis, Carlos Maurício. II. Título.

MARCO TÚLIO DE PAIVA SILVEIRA

**UTILIZAÇÃO DA GEOESTATÍSTICA COMO FERRAMENTA AUXILIAR EM
PROGRAMAS DE MELHORAMENTO GENÉTICO DE MILHO**

USE OF GEOSTATISTICS AS AUXILIARY TOOL IN CORN BREEDING PROGRAMS

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia/Fitotecnia, área de concentração em Produção Vegetal, para obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 4 de agosto de 2017

Prof. Dr. Marcelo Silva de Oliveira UFLA

Prof. Dr. Eduardo Bucsan Emrich IFTM

Prof. Dr. Carlos Maurício Paglis
Orientador

LAVRAS – MG

2017

*Aos meus pais Anésio e Ione,
meus avós Juvenil e Maria, José Eliziário e Elza (in memoriam),
minha irmã Ana Paula,.
Dedico*

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus pela saúde e paz em todos os momentos sem o qual não teria sentido, pelas ótimas oportunidades que me proporcionou e pelas pessoas importantes que colocaram nesta minha caminhada.

À Universidade Federal de Lavras (UFLA) e ao Departamento de Agricultura (DAG), pela excelência no aprendizado, universidade esta a qual nutro um enorme carinho e orgulho.

Agradeço ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela concessão das bolsas de estudos.

Aos meus pais, pelo apoio e confiança depositada sobre mim, presentes em todos os momentos não medindo esforços para que eu pudesse alcançar todos os meus objetivos e por me ensinarem a ser sempre uma pessoa honesta e digna.

Aos meus professores que, sempre dispostos a compartilharem seus conhecimentos e orientações. Em especial ao Prof. Dr. Carlos Maurício Paglis, por sua orientação, compreensão e grandes ensinamentos.

Ao Prof. Dr. Renzo Garcia Von Pinho, por sua dedicação e cumplicidade.

A todos os funcionários dos departamentos, que de alguma forma contribuíram para o meu aprendizado. Aos colegas de cursos, que foram amigos, professores, alunos... companheiros nesta caminhada.

Aos amigos de Lavras pelo apoio incondicional, pelos inesquecíveis momentos compartilhados e pela ajuda e paciência durante todos os momentos que precisei.

A todos que de certa forma contribuíram para que mais essa etapa fosse cumprida.

Muito Obrigado!

RESUMO

O milho (*Zea mays*) está entre as três principais espécies de cereais cultivados no mundo, e o Brasil ocupa um lugar de destaque na produção mundial. A importância econômica do milho é caracterizada pelas diversas formas de sua utilização, que vai desde a alimentação animal até a indústria de alta tecnologia. Importantes mudanças tecnológicas na cultura, obtidas em intensos trabalhos de melhoramento genético, resultaram em melhor adaptabilidade a condições desfavoráveis e expressivos ganhos de produtividade. Em programas de melhoramento de plantas, em certas fases do projeto de pesquisa, a independência entre as observações baseada nos conceitos da estatística clássica pode ser violada, pois geralmente há uma grande quantidade de tratamentos e pouca disponibilidade de material genético para propagação obrigando a utilização de parcelas reduzidas. Dessa forma, a homogeneidade dos blocos fica prejudicada se fazendo presente a variabilidade espacial do solo. A heterogeneidade do solo é a principal causa do erro experimental nos experimentos de campo. Objetivou-se com este trabalho estudar e descrever a influência da variabilidade espacial de atributos químicos do solo nas áreas experimentais e avaliar a utilização da geoestatística como forma de auxiliar em um processo de seleção de genótipos de milho em função da produtividade. O experimento foi realizado em duas áreas experimentais na propriedade Fazenda Vitorinha da UFLA, na cidade de Lavras MG, utilizando o delineamento em blocos casualizados, com 17 tratamentos e 3 repetições, totalizando 51 parcelas para cada área. Utilizou-se malhas amostrais de 60 pontos espaçados 5,5 x 4,0m para coletas de solo para a área 1 e 65 pontos de solo espaçados 9,0 x 3,0m para a área 2. Em ambas as áreas também foram estabelecidos um grid com 51 pontos para a obtenção da produtividade, cada ponto localizado na área central da parcela. Foi utilizado a Geoestatística para caracterizar a dependência espacial e prever valores dos atributos nos locais não amostrados. Constatou-se que todos os atributos estudados na área 1 apresentaram dependência espacial e apenas para o potássio e a CTC potencial foi constatada a dependência para a área 2. Verifica-se pelos mapas de isolinhas dos parâmetros químicos de solo que a produtividade de alguns híbridos foi afetada pela variabilidade espacial do solo, constatando-se uma associação. A dependência espacial encontrada e o comportamento semelhante entre as variáveis permitiram inferir que, caso fosse instalado um experimento que exigisse homogeneidade da área, a variabilidade encontrada interferiria nas respostas dos tratamentos. A utilização técnicas de geoestatística permitiu a identificação de genótipos superiores em determinados teores de nutrientes.

Palavras-chave: Variabilidade espacial. Geoestatística. Programas de melhoramento. Milho.

ABSTRACT

Maize (*Zea mays*) is among the three main cereal species grown in the world, and Brazil occupies a pride of place in world production. The economic importance of corn is characterized by the different forms of its use, ranging from animal feed to the high technology industry. Important technological changes in the crop, obtained through intense genetic plant breeding, have resulted in better adaptability to unfavorable conditions and significant gains in productivity. In plant breeding programs, at certain stages of the research project, the independence between observations based on the concepts of classical statistics can be violated, as there are usually a large number of treatments and little availability of genetic material for propagation, requiring the use of reduced installments. In this way, the homogeneity of the blocks is impaired if the spatial variability of the soil is present. Soil heterogeneity is the main cause of experimental error in field experiments. The objective of this work was to study and describe the influence of the spatial variability of soil chemical attributes in the experimental areas and to evaluate geostatistics as a tool of support in a process of selection of maize genotypes as a function of productivity. The experiment was conducted in two experimental areas at Vitorinha's Farm, in the city of Lavras – MG. The experiment was in randomized complete blocks design, with 17 treatments and 3 replications, totalizing 51 plots for each area. On the area 1 where soil sampling grid were used with 60 collection points spaced 5,5 x 4,0 m lines and in the area 2 where grid were tested with 65 sampling points spaced 9,0 x 3,0 m lines. It was installed in both areas a grid with 51 points for the plant yield, each point located in the central area of the plot. Geostatistics was used to characterize the spatial dependence and predict attribute values in unsampled locations. It was verified that all the attributes studied in area 1 presented spatial dependence and for Potassium and potential CTC was verified the dependence for area 2. It was observed by isolines maps of the soil quimics parameters that the productivity of some hybrids was affected by soil spatial variability, confirming an association. The spatial dependence found and the similar behavior among the variables allowed to infer that, if an experiment were installed that required homogeneity of the area, the variability found would interfere in the responses of the treatments. The use of geostatistics techniques allowed the identification of superior genotypes in certain nutrient contents.

Keywords: Spatial variability. Geostatistics. Breeding programs. Corn.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Semivariograma ilustrativo demonstrando alcance (A), patamar (C'), patamar parcial (C) e efeito pepita (Co).	22
Figura 2 - Ajuste dos modelos matemáticos ao semivariograma experimental.	23
Figura 3 - Localização das áreas dentro da fazenda Vitorinha.....	25
Figura 4 - Malhas amostrais para fertilidade e produtividade de parcelas - área 1.	28
Figura 5 - Malhas amostrais para fertilidade e produtividade de parcelas - área 2.	29
Figura 6 - Mapa de distribuição espacial do atributo fósforo mg.dm^{-3} para área 1.	43
Figura 7 - Mapa de distribuição espacial do atributo potássio mg.dm^{-3} para área 1.....	45
Figura 8 - Mapa de distribuição espacial do atributo cálcio $\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ para área 1.	46
Figura 9 - Mapa de distribuição espacial do atributo magnésio $\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ para área 1.	47
Figura 10 - Mapa de distribuição espacial da saturação por bases para área 1.	48
Figura 11 - Mapa de distribuição espacial da CTC efetiva $\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ para área 1.....	49
Figura 12 - Mapa de distribuição espacial da CTC potencial $\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ para área 1.....	49
Figura 13 - Mapa de distribuição espacial do pH em H_2O para área 1.	50
Figura 14 - Mapa de distribuição espacial dos atributos potássio mg.dm^{-3} e CTC potencial $\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ para área 2.....	52

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Identificação e classificação dos híbridos.....	26
Tabela 2 - Estatística descritiva para os atributos químicos de solo para a área 1, Fazenda Vitorinha.....	35
Tabela 3 - Estatística descritiva para os atributos químicos de solo para a área 2, Fazenda Vitorinha.....	35
Tabela 4 - Parâmetros dos modelos ajustados ao semivariograma para os atributos químicos do solo para área 1.	39
Tabela 5 - Parâmetros dos modelos ajustados ao semivariograma para os atributos químicos do solo para área 2.	40
Tabela 6 - Produtividade média de grãos (kg ha ⁻¹), obtida pelos 17 tratamentos na área 1, Fazenda Vitorinha.....	44
Tabela 7 - Produtividade média de grãos (kg ha ⁻¹), obtida pelos 17 tratamentos na área 2, Fazenda Vitorinha.....	53
Tabela 8 - Resumo das análises de variância conjunta dos experimentos para quantificação da produtividade de híbridos de milho envolvendo as duas áreas, Fazenda Vitorinha.	54
Tabela 9 - Produtividade média de grãos (kg ha ⁻¹) dos híbridos utilizados, considerando-se as duas áreas de cultivo, Fazenda Vitorinha.....	55
Tabela 10 - Coeficientes de correlação de Pearson entre produtividade dos tratamentos e os atributos do solo para área 1.....	57
Tabela 11 - Coeficientes de correlação de Pearson entre produtividade dos tratamentos e os atributos do solo para área 2.....	58

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1	Aspectos gerais da cultura do milho	13
2.2	Melhoramento genético do milho	14
2.3	Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo	16
2.4	Análise espacial e melhoramento de plantas	17
2.5	Geoestatística e mapas de isolinhas	18
2.6	Semivariograma	20
2.7	Modelos de semivariogramas	23
2.8	Krigagem e validação	24
3	MATERIAIS E MÉTODOS	25
3.1	Caracterização da área experimental	25
3.2	Híbridos avaliados	26
3.3	Delineamento experimental e condução dos experimentos	26
3.4	Malhas amostrais para a fertilidade do solo e produtividade das parcelas	27
3.5	Coleta e análise de solo, produtividade e mapa de isolinhas	29
3.6	Análises estatísticas	31
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	33
4.1	Análise da estatística descritiva para os atributos químicos para as duas áreas experimentais	33
4.2	Análise geoestatística para os atributos químicos para as duas áreas experimentais	37
4.3	Mapas de isolinhas para os atributos químicos de solo e análise da produtividade	41
4.4	Análise de correlação de Pearson	56
5	CONCLUSÕES	60
	REFERÊNCIAS	61
	APÊNDICE A - SEMIVARIOGRAMAS DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS E DADOS DE PRODUTIVIDADE	69

1 INTRODUÇÃO

O milho (*Zea mays*) é o cereal com maior volume de produção no mundo atingindo aproximadamente 960 milhões de toneladas, sendo Estados Unidos, China, Brasil e Argentina os maiores produtores, representando 70% da produção (USDA, 2016). De acordo com dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), o Brasil apresentou na safra 2016/2017 uma área cultivada com milho de 17,2 milhões de hectares e uma produção de 92 milhões de toneladas (CONAB, 2017).

Até a década de 60, as cultivares de milho utilizadas, além de pouco produtivas, eram altas, acamavam com facilidade, tinham baixa eficiência fisiológica e não suportavam altas densidades de semeadura. Com os trabalhos dos programas de melhoramento, ocorreram mudanças expressivas não só na produtividade como também na arquitetura da planta, o que garantiu menores perdas por acamamento; maior adaptabilidade a condições adversas; maior capacidade de resposta à adubação; maior resistência a doenças e pragas; bem como aprimoramento da qualidade nutricional dos grãos (SAWAZAKI; PATERNIANI, 2004).

A utilização de sementes de milho de alta qualidade geneticamente melhoradas contribui significativamente com os ganhos de produtividade. Segundo Duvick (2005), estima-se que o ganho genético seja responsável por 50 a 60% dos avanços observados no desempenho da referida cultura. Para obtenção destes materiais genéticos, são realizados trabalhos em campo para verificar a capacidade combinatória e os desempenhos dos genótipos, posto que o resultado é função da constituição genética, do ambiente e da interação genótipo x ambiente.

Protocolos utilizados nos estágios iniciais dos programas de melhoramento são apoiados por algumas ferramentas e metodologias que lhes permitem detectar indivíduos com valor comercial melhorado, como o método de seleção regional, que permite que as interações genótipo x ambiente sejam exploradas (GREGO et al., 2010). Segundo Vencovsky e Barriga (1992), o conhecimento dos componentes das interações é muito importante para tomada de decisão dos melhoristas.

A interação genótipo x ambiente (GE) é determinante para o desenvolvimento de materiais genéticos adaptados a uma determinada região. Essa interação pode ser caracterizada pela alteração na variância fenotípica de um conjunto de genes submetidos a diferentes condições ambientais, ou pela inconsistência das correlações entre as respostas dos genótipos em um conjunto de ambientes. Dessa forma, pode-se ocasionar superestimativas do

valor herdabilidade, porque a interação GE infla as estimativas de variância genotípica com sobrevalorização constante do ganho predito com a seleção (PACHECO et al., 2009).

O estudo das causas que afetam as interações dos genótipos com ambientes é de grande importância e desperta atenção especial em várias áreas de pesquisa, principalmente para a seleção de genótipos em uma determinada área experimental, pois tem o objetivo de aperfeiçoar o aproveitamento de recursos.

O solo é um dos principais fatores responsáveis pela interação GE (BORÈM; MIRANDA, 2013). Em áreas experimentais de seleção de variedades, presume-se que o efeito da variabilidade espacial do solo é insuficiente para modificar as respostas do solo. Essa variabilidade do solo existente é capaz de gerar diferenças significativas no resultado final da seleção devido a interpretações imprecisas as respostas obtidas de parâmetros estudados. Isto porque pode haver correlação entre parcelas adjacentes, o que pode violar a suposição de independência entre as observações, se fazendo presente a dependência espacial. Desta maneira, entende-se que há uma grande influência desses fatores no desenvolvimento das cultivares (GREGO; VIEIRA, 2005).

A investigação nessas áreas ainda é incipiente (HORVAT et al., 2006). Os atributos do solo raramente são uniformes e a variabilidade é ativa, necessitando de uma verificação adequada (VIEIRA, 2000). Neste sentido, desenvolveu-se a necessidade de considerar a variabilidade do solo existente em uma área de seleção de genótipos, buscando a interferência da inconstância dos atributos químicos do solo no julgamento de plantas.

De acordo com Duarte e Vencovsky (2005), a eficiência da análise espacial para a seleção de genótipos onde a dependência espacial é atuante, os materiais selecionados pelas duas abordagens (espacial e não-espacial) podem diferir substancialmente pelas duas abordagens em decorrência do ajuste para os efeitos de posição.

A geoestatística tem sido relatada como uma ferramenta eficiente para inferir variabilidade espacial e temporal em campos agrônômicos, possibilitando a interpretação dos resultados com base na estrutura da variabilidade obtida nos mapas de solo (VIEIRA, 2000). Logo, a análise de mapas se torna fundamental na tentativa de averiguar e compreender as causas da variabilidade da produtividade e desempenho dos materiais, podendo vir a ser um suporte na tomada de decisão.

Assim, objetivou-se com este estudo avaliar e descrever a variabilidade espacial de atributos químicos do solo nas áreas experimentais; avaliar a influência desta variabilidade na produtividade e seleção de genótipos de milho; e avaliar a utilização da geoestatística como ferramenta de auxílio na escolha de genótipos de melhor comportamento.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Aspectos gerais da cultura do milho

O milho (*Zea mays* L.) é uma espécie pertencente à família Poacea (*Gramineae*) e descende do ancestral conhecido como Teosinto. Possui sua origem no continente americano (México e Guatemala) e é uma das mais antigas plantas cultivadas. Está entre os cereais mais cultivados no mundo e possui alta dependência da ação humana, devido ao seu elevado nível de domesticação associado ao extenso trabalho do melhoramento genético (GALINAT, 1995; SILOTO, 2002).

Há possibilidade de cultivo do milho em uma larga faixa do globo, com grandes variações climáticas, apesar de sua origem tropical, ocupando o posto de cereal mais produzido no mundo, com aproximadamente 960 milhões de toneladas. Representando 70% da produção mundial estão os Estados Unidos, China, Brasil e Argentina. O Brasil possui grande importância dentro deste cenário agrícola mundial, contando com uma área cultivada com milho de mais de 15 milhões de hectares e produção em torno de 83 milhões de toneladas. Atualmente é o terceiro maior produtor e o segundo maior exportador mundial de milho (CONAB, 2016).

O milho é utilizado como insumo para produção de diversos tipos de produtos, que abrange diversas áreas da indústria como o farmacêutico, o alimentício entre outros. Possui assim as mais diversificadas formas de uso, podendo ser destinado tanto para o consumo humano e para alimentação de animais quanto para a indústria de alta tecnologia, caracterizando assim sua grande importância econômica. O grão possui a característica de ser um alimento essencialmente energético, pois seu principal componente é o amido. O teor de proteína normalmente encontrado está na faixa de 9 a 11%.

Como o milho é uma planta de origem tropical, exige, durante o seu ciclo vegetativo, calor e umidade para se desenvolver e produzir (FANCELLI; DOURADO NETO, 2000). Caracteriza-se também por ser é uma das espécies vegetais mais estudadas e de maior conhecimento agrônomo. Para dar suporte a todo esse conhecimento, investimentos substanciais são feitos, a começar pelos programas de melhoramento, os quais ofertam híbridos mais produtivos e adaptados às condições específicas do ambiente. Isso permite o melhor aproveitamento dos fatores de produção, além de minimizar as perdas por estresses ambientais.

Com o surgimento da biotecnologia, desenvolveu-se uma nova tática de controle de pragas e plantas daninhas, consistindo nas plantas geneticamente modificadas resistentes a

insetos e tolerantes a certos herbicidas. Gerando um impacto em todo sistema de produção na cultura do milho (ARMSTRONG et al., 1995).

Os progressos alcançados com o melhoramento da cultura têm permitido obter resultados de produtividade bastante elevados, que associados ao uso de sementes de alta qualidade podem reduzir o custo dos alimentos por possibilitar ao agricultor a obtenção de um custo de produção menor em sua atividade.

A utilização de sementes de híbridos melhoradas aumenta, mas não garante sozinha alta produtividade. O agricultor necessita da utilização de outras tecnologias de manejo. Estas práticas envolvem a calagem, fertilização, práticas de cultivo, controle de pragas, doenças, plantas daninhas entre outras, que somadas com as sementes, possam incrementar a produtividade final (MAGALHÃES et al. 2002).

2.2 Melhoramento genético do milho

Com os avanços na agricultura, trabalhos de melhoramento foram se desenvolvendo para obtenção de novas cultivares adaptadas a diferentes regiões de acordo com o solo, clima, altitude, etc. Os resultados dos trabalhos de melhoramento podem ser evidenciados no incremento da produtividade média nacional, a qual era de 1220 kg ha⁻¹ na safra 77/78, e atualmente corresponde a 5490 kg ha⁻¹ em 2016/2017 (CONAB, 2017).

Segundo Bueno et al. (2006), as contribuições do melhoramento genético aliadas ao aperfeiçoamento do manejo fitotécnico da cultura, representam grande expressividade devido ao ganho de produtividade. Grande parte desse aumento de produção se deve ao desenvolvimento e a utilização de sementes híbridas.

O desenvolvimento de avançadas técnicas de melhoramento genético resultou na obtenção dos milhos híbridos, que tiveram início nos EUA por volta de 1905. No Brasil, os trabalhos começaram na década de 30, e em 1939, no Instituto Agrônomo de Campinas, foi obtido o primeiro híbrido duplo no Brasil (PATERNIANI; CAMPOS, 1999).

A partir do processo de autofecundação das plantas de milho, gera-se descendentes com pouco vigor, porém são fixados alelos correspondentes a expressão de características agronômicas importantes. Repetindo o processo por seis ou oito gerações seguintes, resulta-se no desenvolvimento de linhas puras ou linhagens, que cruzadas entre si, restauram-se o vigor perdido e dão origem a semente híbrida que é utilizada nos plantios comerciais. Assim, através dos programas de melhoramento, conseguiu-se a introdução de características que resultaram em uma planta melhor adaptada e com maior potencial produtivo (BUENO et al., 2006; SILVA et. al., 2006).

Segundo Paterniani (1978), as vantagens da utilização do vigor de híbrido são: (1) associar características de genitores distintos no menor espaço de tempo possível; (2) obter genótipos superiores em um prazo relativamente curto; (3) utilizar interações gênicas na geração híbrida; (4) produzir genótipos uniformes; (5) conseguir menor interação com o ambiente na geração F1 e (6) produzir sementes de milho híbrido comercialmente, com reflexos favoráveis sobre a economia da região.

A base genética dos milhos mais cultivados são os híbridos de linhagem (simples, duplo e triplo) e as variedades. É sabido que o melhoramento de populações conduz a uma base genética mais estreita, porém, certa variabilidade sempre persiste. A população resultante será constituída por uma mistura de um grande número de genótipos, o que confere melhor estabilidade fenotípica. E a variabilidade genética que é mantida, está melhor preparada para as condições adversas de clima, pragas e patógenos (BUENO et al., 2006).

Os programas de melhoramento das empresas produtoras de sementes de milho possuem um forte dinamismo, sendo intensivos e variados para que possam atender a diversas regiões com os melhores genótipos adaptados a elas. Devido a variabilidade do ambiente, a base genética precisa ser conciliada às condições específicas dele (MARTIN et al., 2005).

Um programa de melhoramento é dependente dos ambientes escolhidos para teste e do germoplasma que será utilizado na seleção, tornando-se essencial o estudo dos fatores que afetam a interação genótipo x ambiente. Fatores como condições edafoclimáticas, associadas a práticas culturais, à ocorrência de patógenos, e outras variáveis que afetam o desenvolvimento das plantas que não são de origem genética, constituem o ambiente (BORÉM; MIRANDA, 2013).

Geralmente, considera-se que nas áreas experimentais dos programas de melhoramento as condições ambientais sejam uniformes. Sabe-se também que a heterogeneidade do solo é a principal causa do erro experimental nos experimentos de campo. Dessa forma, a variabilidade espacial do solo pode não ser contabilizada interferindo no desempenho de um genótipo. Especialmente sob condições tropicais, nas quais ocorrem chuvas de grandes intensidades, em curtos períodos e associadas a áreas declivosas, a ocorrência de erosão é freqüente. Nessa situação é esperada uma grande variação na fertilidade do solo (RAMALHO et al., 2000).

2.3 Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo

O solo é heterogêneo e sua variabilidade espacial (horizontal e vertical) é condicionada não só por fatores e processos de formação do solo, mas também por fatores temporais, como diferentes cultivos e formas de manejo dentro de uma mesma área aparentemente homogênea (VIEIRA et al., 1983).

Assim, com objetivo de aprimorar o emprego de recursos naturais, reduzir custos de manejo e melhorar a qualidade dos solos, mensurar a variabilidade espacial e temporal dos atributos do solo que interferem na produtividade das culturas tem se mostrado fundamental (MONTANARI et al., 2010). Dessa forma, a avaliação da variabilidade espacial desses atributos é uma importante ferramenta na determinação de estratégias de manejo do solo que procuram aumentar a produtividade agrícola.

Essa variabilidade espacial é a diferença no teor de um atributo do solo entre um ponto de amostragem e outro, e pode ocorrer até mesmo em pequenas distâncias. Barbieri et al. (2008) encontraram variabilidade nos atributos teor de fósforo, potássio e necessidade de calagem em espaçamentos de 10 metros entre pontos.

A variabilidade espacial dos diversos atributos envolvidos no processo de produção agrícola do solo pode ser relativamente elevada. A análise química do solo para o manejo da fertilidade na agricultura baseia-se nos teores médios dos nutrientes, o que implica em aplicações desbalanceadas em determinadas áreas do campo. Os dados obtidos de uma análise que representam resultados de todo um talhão, desconsidera a presença da variabilidade e considera que todas as propriedades do solo são semelhantes dentro da área amostrada (PONTELLI, 2006; CAVALCANTE et al., 2007). Essas variações nos teores de nutrientes no solo normalmente resultam em “manchas de fertilidade”, e como resultado desta variabilidade o desempenho produtivo das culturas é variável e pouco satisfatório.

Neste contexto, para que se possa conhecer a variabilidade espacial dos atributos de uma área, precisa-se realizar amostragens capazes de descrevê-la. Para tal, é necessária a retirada de diversas amostras em uma área. Sendo assim, torna-se imprescindível a criação das chamadas malhas amostrais, as quais permitem estabelecer modelos que descrevam a variação espacial dos dados (CASSEL; WENDROTH; NELSEN, 2000).

Solos considerados relativamente homogêneos podem apresentar variação dos seus atributos químicos, resultante das alterações provocadas pela aplicação de diferentes práticas de manejo agrícola, e ainda pelos processos erosivos. Conclui-se dessa forma que o manejo

do solo e o da cultura são importantes condicionadores da variabilidade de atributos químicos do solo. (CAVALCANTE et al., 2007).

Assim, o conhecimento da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo torna-se importante para aperfeiçoar os recursos empregados em uma área de produção agrícola, bem como também reduzir a degradação ambiental, buscando a eficiência no sistema de produção (SILVA et al., 2007).

Partindo do pressuposto que a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo não ocorre ao acaso, a geoestatística tem sido relatada como uma ferramenta eficiente para a caracterização dessa variabilidade. Segundo Trangmar et al. (1985), a análise da variabilidade do solo, por meio da geoestatística, pode indicar alternativas de manejo, não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo sobre a produção das culturas, mas também para aumentar a possibilidade de estimar respostas das culturas sob determinadas práticas de manejo. Estes métodos foram originalmente desenvolvidos e aplicados em mineração, mas passaram a ser usados para uma análise e descrição detalhada da variabilidade das propriedades do solo (CARVALHO et al., 2002; VIEIRA, 2000).

2.4 Análise espacial e melhoramento de plantas

A cultura do milho, entre os cereais, possui baixa precisão experimental. Esta é avaliada pelo coeficiente de variação (CV) que se constitui numa estimativa do erro experimental em relação à média geral do ensaio, e é muito utilizado como medida de avaliação da qualidade experimental. A precisão experimental é afetada pela heterogeneidade do solo e do material experimental, competições intraparcelar e interparcelar, amostragem na parcela, atendimento às pressuposições do modelo matemático, entre outros fatores (STORCK et al., 2008).

A análise de variância tradicional baseia-se nas seguintes pressuposições: aditividade dos efeitos do modelo matemático, homogeneidade das variâncias, normalidade da distribuição dos erros estimados e independência entre os resíduos. Com exceção da última pressuposição, as demais podem ser verificadas por meio de testes específicos e caso não sejam satisfeitas pode-se optar pela transformação dos dados em uma nova escala ou utilizar a análise não-paramétrica. Já a independência entre os erros deve ser garantida através da casualização, a qual tende a distribuir os efeitos correlacionados de parcelas adjacentes. Devido à variabilidade espacial do solo somado ao tamanho das parcelas, aumenta-se a chance da interação com as parcelas vizinhas gerando a autocorrelação espacial ou dependência espacial (STROUP et al., 1994).

Segundo Duarte (2000), a dependência espacial em áreas de seleção de genótipos pode ocorrer, pois existe um grande número de novos genótipos para serem avaliados e uma pequena quantidade de material para a sua propagação (sementes, tubérculos, etc). Isso faz com que se limite o número de unidades experimentais ou até mesmo diminua o tamanho, o que implica em provável maior similaridade entre parcelas vizinhas. O conceito de homogeneidade dentro do bloco fica prejudicado, assim como o de independência entre as parcelas.

Outras situações que não afetam os tratamentos ao acaso são gradientes de fertilidade ou manchas irregulares na área experimental, ataques de insetos em direções preferenciais, desenvolvimento de doenças a partir de reboleiras e blocos com orientações inadequadas e/ou formatos desfavoráveis (DUARTE, 2005). O autor reforça que a utilização de blocos grandes (com mais de oito parcelas) também contribui para a heterogeneidade dentro do bloco. Nestes casos, considerar as posições espaciais das parcelas em que os tratamentos foram alocados poderá melhorar a eficiência das estimativas obtidas (CAMPOS et al., 2016).

A heterogeneidade na fertilidade dos solos ocupa lugar de destaque nos experimentos de campo. Como o desempenho das plantas é dependente dos nutrientes, a variação na sua ocorrência contribui para a diferença no desempenho das linhagens e, por conseguinte, amplia o erro experimental (KRAUSE et al., 2007).

Segundo Duarte e Vencovsky (2005), devido a pouca utilização de técnicas que contabilizam a variabilidade espacial para melhorar a precisão dos ensaios de variedades, se faz necessário avaliar os seus efeitos sobre a seleção de genótipos para finalmente demonstrar o seu verdadeiro potencial. Atualmente, o interesse dos melhoristas por métodos que possibilitem o ajuste das médias de tratamentos para efeitos de posição tem aumentado, principalmente devido à disponibilidade de técnicas computacionais para a resolução do grande volume de cálculos exigidos (CARGNELUTTI FILHO et al., 2003).

2.5 Geoestatística e mapas de isolinhas

Geralmente, associa-se a análise com dependência espacial à geoestatística, que surgiu quando o engenheiro sul-africano D. G. Krige em 1951, trabalhando com dados de concentração de ouro em minas, notou que a variância entre os teores era relacionada com a distância entre as amostras (VIEIRA 2000). Assim, Matheron em 1963, baseando-se nas observações de Krige, desenvolveu a Teoria das Variáveis Regionalizadas. Esta foi definida como uma função espacial numérica que varia de um local para outro, com uma continuidade

espacial aparente e cuja variação não pode ser representada por uma função matemática simples. Essa continuidade é denominada dependência espacial.

A dependência espacial é o quanto o valor de uma amostra pode influenciar no valor de outra amostra, tendo a distância como variável principal, onde amostras mais próximas tendem a apresentar resultados mais parecidos do que quando as distâncias entre estas amostras são maiores (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989).

A geoestatística caracteriza a variabilidade espacial dos atributos de solo e plantas avaliados, possibilitando a interpretação dos resultados com base na estrutura da variabilidade espacial, considerando a dependência espacial dentro do intervalo de amostragem (VIEIRA, 2000).

Como o ponto de coleta de dados é georreferenciado, este possui sua posição no espaço definida em um sistema de localização. Dessa forma, os dados deixam de ser tratados com a estatística clássica, que pressupõe que as observações de um dado atributo são independentes entre si não considerando sua localização na área e passa-se a utilizar a geoestatística (MOLIN, 2015).

Além da obtenção de um modelo de dependência espacial que é obtido através da análise espacial, torna-se importante também a predição de valores em pontos não amostrados. O interesse pode ser em um ou mais pontos específicos da área, ou obter uma malha de pontos interpolados que permitam visualizar o comportamento da variável na região, por meio de um mapa (SILVA, 2006).

Segundo Corá e Beraldo (2006), esses mapas podem ser divididos em: mapas de condição, que identificam a distribuição espacial dos parâmetros analisados antes das intervenções, mapas de recomendação, que derivam de um ou mais mapas de condição e informam sobre as quantidades necessárias de insumos a aplicar, e o mapa de desempenho o qual permite avaliar como a área se apresenta após o manejo específico.

O processo de criação de mapas em Agricultura de Precisão depende de técnicas de interpolação. A interpolação se baseia na premissa de correlação entre os atributos para definir a distribuição dos pontos amostrais em locais não amostrados, permitindo conhecer a distribuição espacial dos fatores em estudos proporcionando o manejo da variável de maneira localizada (MONTOMIYA; CORÁ; PEREIRA, 2006).

A qualidade do resultado da interpolação depende não só do modelo matemático utilizado, como também da correta medição do dado (no caso de amostragem de solo, é preciso boa qualidade na coleta do solo e nas análises laboratoriais), da densidade dos pontos amostrados e da distribuição espacial desses pontos (MOLIN, 2015).

A krigagem ordinária é um dos métodos de interpolação mais utilizados para o mapeamento dos atributos do solo. Segundo Souza et al. (2004), a krigagem usa a base de dados amostrais, assim como as propriedades do semivariograma obtido através destes dados para confecção de mapas temáticos, que permitem avaliar o comportamento de uma variável na região estudada.

2.6 Semivariograma

Para avaliar se há dependência espacial entre as amostras utiliza-se o semivariograma. Segundo Oliver (2013), o semivariograma é a ferramenta central da geoestatística, utilizado para medir e descrever a dependência espacial, expressa o grau de semelhança entre o ponto e os seus vizinhos e fornece suporte às técnicas de krigagem, pois reflete a estrutura do fenômeno estudado.

O semivariograma é um modelo gráfico que expressa o quanto um dado fator varia espacialmente com a distância medindo as relações estatísticas (ANDRIOTTI, 1989; CAMARGO, 2014). Esse gráfico permite determinar a variância do erro que se comete ao estimar um valor desconhecido em determinado local. Para se obter esse modelo em uma área, são calculadas as semivariâncias como uma combinação de todos os pontos amostrais.

As semivariâncias avaliam a dependência espacial de uma característica em função da distância entre pontos amostrados e baseia-se na estatística clássica, considerando as coordenadas geográficas dos pontos amostrados (ASSUMPÇÃO et al., 2007). Sendo assim, quanto maior a distância entre os pontos amostrados, maior a variabilidade até não ocorrer mais a dependência espacial da variável entre os pontos.

A variabilidade entre as variáveis aleatórias $Z(x)$ e $Z(x + h)$ é demonstrada pelo semivariograma. Para o estudo do deste, deve-se assumir a hipótese de estacionariedade, a fim de se caracterizar uma variável aleatória ao longo do espaço. Uma variável aleatória $Z(x)$ é estacionária, quando possui oscilações aleatórias contínuas em torno de um valor médio, não há mudanças severas nas oscilações no tempo ou no Espaço, como também na amplitude média Segundo Valência, Meirelles e Bettini (2004) as definições de estacionariedade mais comuns são: a estacionariedade de segunda ordem e a hipótese intrínseca.

A hipótese intrínseca é mais abrangente e menos restritiva quando comparada a hipótese de estacionariedade de segunda ordem. A função intrínseca do semivariograma depende dos espaçamentos entre os pontos de coleta. Um semivariograma que tenha a grandes distâncias um aumento mais acentuado que o crescimento de $(h)^2$ apresenta incompatibilidade

com a hipótese intrínseca ou seja, demonstra uma esperança matemática não estacionária sendo que esta ocorrência indica a presença de deriva (ANDRIOTI, 1989).

Segundo Matheron (1962), valores de semivariância são encontrados pela seguinte Equação 1:

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

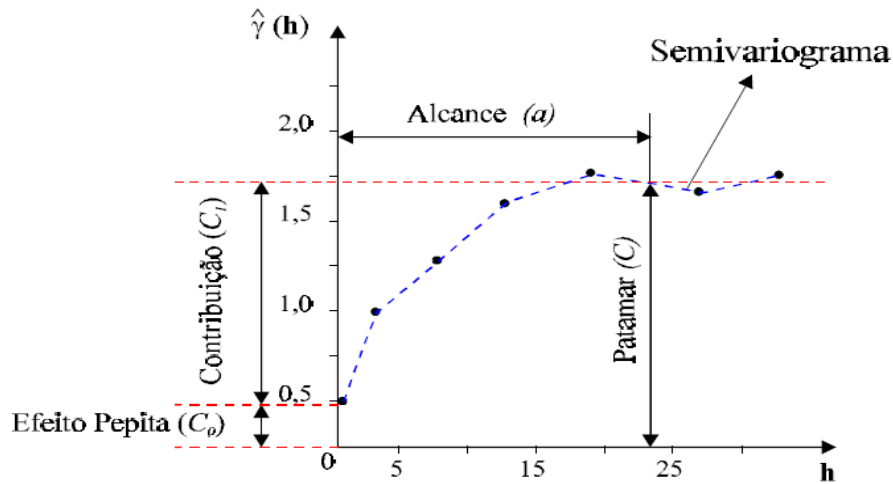
Nos quais, as variáveis são: semivariância $\gamma(h)$, $N(h)$ é o número de pares experimentais separados por uma distância h , $Z(x_i)$ é o valor determinado em cada ponto amostrado e (x_i+h) é o valor medido em um ponto mais uma distância h .

Quando a distância $h=0$ tem-se a semivariância $\gamma(0) = 0$. Com o aumento de h , há crescimento da semivariância $\gamma(h)$. Assim, a correlação espacial é verificada até o ponto em que é observado aumento gradual da semivariância. Ao atingir um valor constante para $\gamma(h)$ há uma ruptura de crescimento, apresentando-se assintoticamente ao patamar que corresponde às variações aleatórias, ou seja, variações que não apresentam relação de dependência entre um ponto a outro (CAMARGO, 2014). Dessa forma, é aconselhável examinar os semivariogramas para as diferentes direções devido a variabilidade do fenômeno estudado. As principais direções que devem ser examinadas são: 0° na direção do eixo X, 90° na direção do eixo Y, 45° e -45° - nas duas diagonais (VIEIRA, 2000).

O semivariograma é uma função do vetor h , e, portanto, dependem da magnitude e direção de h . Quando o gráfico do semivariograma é idêntico para qualquer direção de h , ou seja, observa-se zona de mesma influência para todas direções estudadas, ele é chamado isotrópico e representa uma situação bem mais simples do que quando é anisotrópico. Neste último caso o semivariograma apresenta medidas de variabilidades diferentes para diferentes direções.

A Figura 1 mostra um semivariograma ilustrativo típico com seus parâmetros, demonstrando alcance (A), patamar (C), patamar parcial ou contribuição (C_1) e efeito pepita (C_0).

Figura 1 - Semivariograma ilustrativo demonstrando alcance (A), patamar (C'), patamar parcial (C) e efeito pepita (Co).



Fonte: adaptado de Camargo (2014).

O alcance (A), distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente, é definido pela distância (h) em que a semivariância $\gamma(h)$ se torna praticamente constante. Ele caracteriza o raio de abrangência da dependência espacial da amostra.

A medida de semivariância $\gamma(h)$ no momento em que se torna constante, mesmo com aumento da distância (h), é denominada patamar (C). Deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras ($\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]$) torna-se invariante com a distância. Ele é composto pelo efeito pepita (C_0) e pelo patamar parcial (C_1) (VIEIRA, 1997).

O efeito pepita (C_0) revela a descontinuidade do semivariograma no eixo das ordenadas para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras (CAMARGO, 2014). Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição (ISAAKS E SRIVASTAVA, 1989).

O patamar parcial (C_1) refere-se a diferença entre o patamar (C) e o efeito pepita (C_0), que representa a região do semivariograma que a partir do efeito pepita apresenta redução de dependência espacial.

Existem situações onde o semivariograma não apresenta patamar e até mesmo o efeito pepita e o patamar apresentam valores praticamente iguais ao longo da distância (h), dessa forma tem-se o que é conhecido como efeito pepita puro, ou seja, não existe dependência espacial. Isto significa que o alcance para os dados em questão é menor do que o menor espaçamento entre amostras, caracterizando-se assim uma distribuição espacial completamente aleatória (SILVA et al., 1989).

A relação do grau de aleatoriedade presente nos dados pode ser verificada através desses parâmetros representados anteriormente. O grau de dependência espacial é dado pela razão do efeito pepita e o patamar (C_0/C') (TRANGMAR; YOST; UEHARA, 1985).

2.7 Modelos de semivariogramas

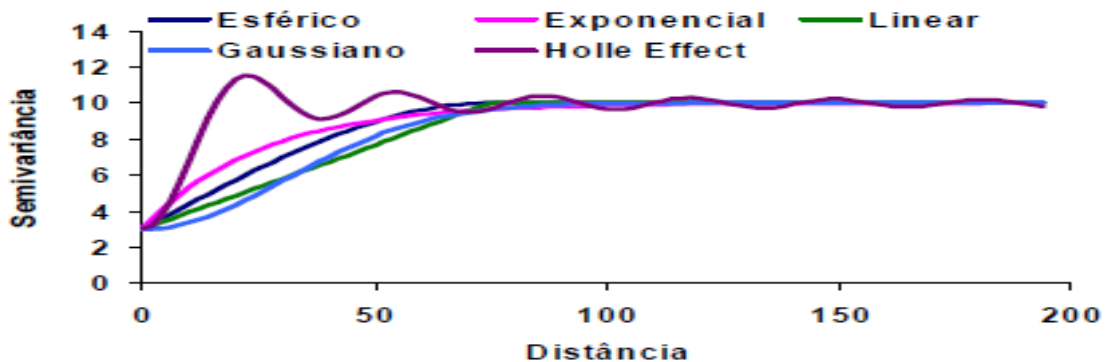
É de fundamental importância o ajustamento do semivariograma a um determinado modelo matemático para a sua análise (LANDIM, 2010). Isso se dá após o cálculo do semivariograma experimental com objetivo de descrever a correlação espacial do evento em estudo.

De acordo com (Vieira 2000) para os estudos de variáveis de interesse agrônomo, tais como solo e planta, os principais modelos matemáticos ajustados aos semivariogramas experimentais são:

- a) esférico $\gamma(h) = C_0 + C_1[3/2(h/A) - 1/2(h/A)^3]$ $0 < h < a$
- b) exponencial $\gamma(h) = C_0 + C_1[1 - \exp(-3 h/A)]$ $0 < h < d$
- c) gaussiano $\gamma(h) = C_0 + C_1[1 - \exp(-3 h/A)^2]$ $0 < h < d$

Em que (d) representa a distância máxima na qual o semivariograma é definido. Existem outros modelos de semivariograma como por exemplo o linear e holle effect (wave). Quando não se detecta uma estrutura espacial, isto é quando não é possível, por causa da amostragem ou da escala de análise (OLIVER; WEBSTER, 2014), é assumido o efeito pepita puro. Na Figura 2 estão representados os principais modelos matemáticos.

Figura 2 - Ajuste dos modelos matemáticos ao semivariograma experimental.



Fonte: Vieira et al. (2008).

O ajuste dos modelos de semivariogramas são necessários para o processo de interpolação, onde são estimados dados em toda a superfície. Poderá ser selecionado o melhor modelo de semivariograma com base na análise dos erros de estimação. Depois de definido o semivariograma, os valores das propriedades em locais que não foram amostrados dentro da área podem ser estimados por meio da Krigagem.

2.8 Krigagem e validação

Por meio da técnica de interpolação krigagem, estima-se valores para locais não amostrados, tendo como parâmetro a correlação espacial dos fatores em estudo (SOUZA et al, 1997).

A krigagem é considerada uma ferramenta muito eficiente para a determinação de valores entre os pontos mediante interpolação dos resultados encontrados nos pontos vizinhos, estimando valores em qualquer posição dentro do terreno, sem tendência e com variância mínima diferindo assim, de outros métodos de interpolação devido aos pesos associados às diferentes amostras (VIEIRA, 2000; VICENTE, 2004; ASSUMPÇÃO et al., 2007). Ela busca minimizar a variância dos erros incorporando a influência da dependência espacial dos dados amostrados. Permite também representar a variabilidade espacial através de confecção de mapas (CARVALHO et al., 2003).

Após a escolha do modelo de semivariograma, necessita-se saber se ele fornece informações precisas para a Krigagem através da validação, que valida o modelo escolhido de semivariograma e os valores obtidos na amostragem (SILVA NETO et al., 2011).

A validação compara valores teóricos do modelo geoestatístico escolhido e os valores obtidos na amostragem. Entre os principais critérios para validação, encontram-se os de Informação de Akaike (AIC) que procura uma solução satisfatória entre o bom ajuste e o princípio da parcimônia (AKAIKE, 1973) e de validação cruzada técnica de avaliação dos erros de estimativas através dos valores preditos e os observados (ISAAKS, SRIVASTAVA, 1989).

3 MATERIAIS E MÉTODOS

Os experimentos utilizados no trabalho são provenientes dos orientados do professor Dr. Renzo Garcia Von Pinho do departamento de Agricultura da Universidade Federal de Lavras (UFLA).

3.1 Caracterização da área experimental

Os trabalhos foram conduzidos na cidade de Lavras - Minas Gerais, no ano agrícola de 2015/2016. As duas áreas experimentais estão situadas na fazenda experimental da UFLA, no Centro de Desenvolvimento Científico e Tecnológico em Agropecuária - Fazenda Vitorinha.

O município de Lavras encontra-se nas coordenadas geográficas 21°14'30" de latitude Sul e 45°00'10" de longitude Oeste, com altitude de 919m. De acordo com a classificação de Köppen, o clima da região é do tipo Cwa – clima tropical de altitude (mesotérmico) e a temperatura média anual é 19,3° C. A precipitação pluviométrica anual média é de 1411, mm.

Nas áreas experimentais é adotado o sistema de plantio direto a mais de 20 anos e realizada a rotação de culturas: feijão/soja/milho. O cultivo anterior a implantação do experimento foi com a cultura do milho. O solo foi classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo, de textura argilosa. As áreas reservadas para os plantios da área 1 e área 2 possuíam 734,4 m² e 804,7 m² respectivamente.

Figura 3 - Localização das áreas dentro da fazenda Vitorinha.



Fonte: Google Earth (2016).

3.2 Híbridos avaliados

Os híbridos (tratamentos) utilizados no experimento foram oriundos do banco ativo de germoplasma de milho da Universidade Federal de Lavras. Os genótipos utilizados foram: P2830®, 2B610®, RK3014®, 2B688®, RB9006®, RB9005®, RB9308®, DKB290®, RB9004®, RB9110®, RB9210®, 2A401®, 2B810®, 30A91®, 30A37®, RB9067®, 30F53®. Na Tabela 1, os materiais estão descritos de acordo com a tecnologia e o ciclo.

Cada tratamento recebeu um número (1 a 17) para que pudesse ser realizado o sorteio para alocar os materiais nas áreas do experimento.

Tabela 1 - Identificação e classificação dos híbridos.

Tratamentos	Híbridos	Empresa	Ciclo
1	P2830®	PIONNER/DUPONT	Precoce
2	2B610®	DOW AGROSCIENCES	Precoce
3	2B688®	DOW AGROSCIENCES	Precoce
4	RB9005®	RIBER KWS	Normal
5	DKB290®	DEKALB	Precoce
6	RB9110®	RIBER KWS	Superprecoce
7	2A401®	DOW AGROSCIENCES	Superprecoce
8	30A91®	DOW AGROSCIENCES	Precoce
9	RB9067®	RIBER KWS	Normal
10	RK3014®	RIBER KWS	Precoce
11	RB9006®	RIBER KWS	Precoce
12	RB9308®	RIBER KWS	Precoce
13	RB9004®	RIBER KWS	Semiprecoce
14	RB9210®	RIBER KWS	Superprecoce
15	2B810®	DOW AGROSCIENCES	Normal
16	30A37®	MORGAN SEMENTES	Precoce
17	30F53®	PIONNER/DUPONT	Precoce

3.3 Delineamento experimental e condução dos experimentos

O delineamento utilizado para o experimento foi o de blocos casualizados, com três repetições, totalizando 51 parcelas para cada área experimental. As parcelas experimentais foram constituídas de quatro linhas de cinco metros de comprimento, espaçadas em 0,60 metros entre si. A área útil foi formada por quatro metros das duas linhas centrais (a bordadura foi atribuída às duas linhas das extremidades).

Os tratos culturais das áreas experimentais iniciaram-se no mês setembro do ano de 2015 com a aplicação de 2.000 kg ha⁻¹ de calcário dolomítico para correção do solo. Houve dessecação com o herbicida glifosato (Roundup Transorb), na dosagem de 960 gramas/litro de princípio ativo, 15 dias antes do plantio.

Na semeadura, foi feita a abertura mecanizada dos sulcos de plantio, seguida da semeadura manual, que foi realizada no dia 11 do mês de dezembro de 2015 para a área 1, e para a área 2 no dia 30 janeiro de 2016. Após a emergência das plântulas, foi realizado desbaste mantendo-se cinco plantas por metro linear.

A adubação de semeadura foi realizada com base na análise de solo nas recomendações de (FANCELLI, 2010). Foram aplicados 350 kg ha⁻¹ do fertilizante mineral formulado NPK 08-28-16. Quando as plantas apresentaram cinco folhas completamente expandidas (estádio V5) foi realizada a adubação de cobertura com o fertilizante mineral uréia na dosagem 140 kg N ha⁻¹. O fertilizante foi distribuído manualmente em faixas e a uma distância de 10 cm do colmo das plantas de milho, sem parcelamento.

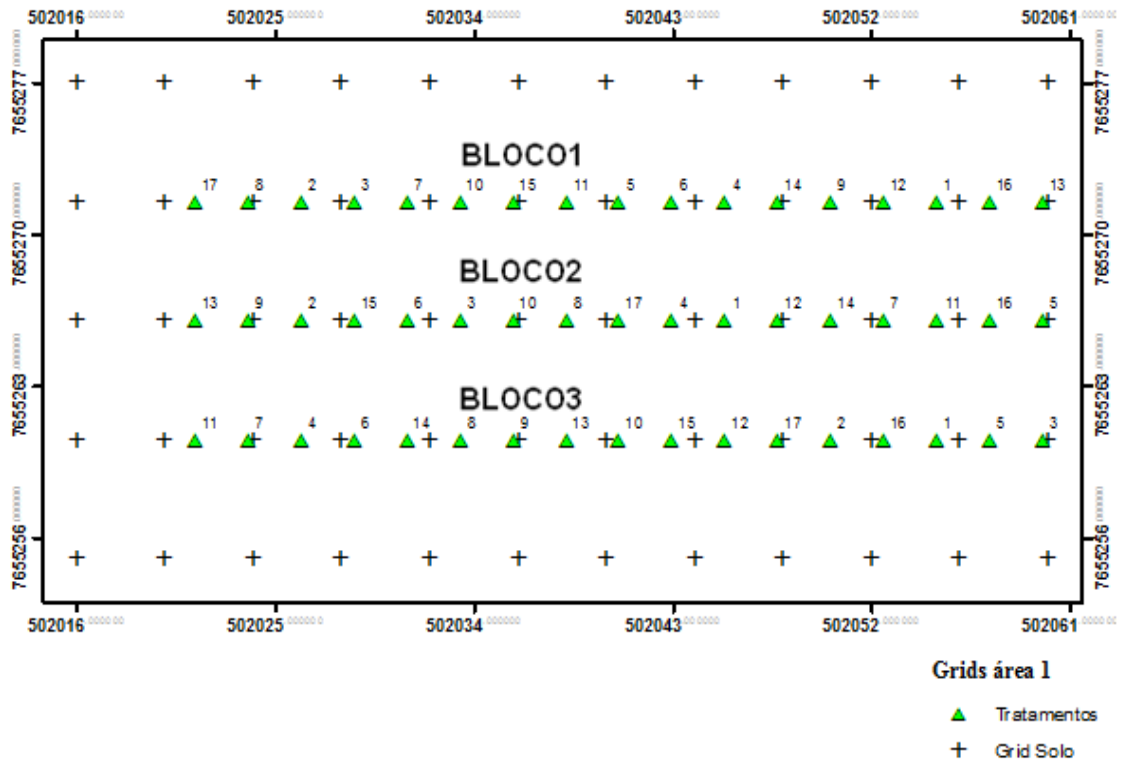
Foram realizadas duas aplicações de herbicidas após a semeadura com bomba costal. A primeira após 25 dias das datas de semeadura para ambas as áreas, foi aplicado Tembotriene (Soberan®) na dose de 1 ml L⁻¹ e Atrazina na dose de 15 ml L⁻¹. Após o período de 25 dias da última aplicação foi realizada a última aplicação dos mesmos herbicidas utilizados na primeira aplicação. Foi necessário também uma aplicação de inseticida 70 dias após as semeaduras das duas áreas. Foram utilizados o Luferom (MatchEC®) na dose de 50g L⁻¹ e lambda-cialotrina (Karate Zeon®) na mesma dosagem do inseticida anterior.

3.4 Malhas amostrais para a fertilidade do solo e produtividade das parcelas

Nas duas áreas experimentais foram realizadas demarcações de malhas amostrais regulares propostas para a análise química da fertilidade do solo. Dessa forma, uma malha de 5,5 x 4,0 m linhas foi instalada para a área 1, totalizando 60 pontos (FIGURA 4). Já para a área 2, os pontos foram dispostos em intervalos de 9,0 x 3,0 m estabelecendo-se uma malha amostral de 65 pontos (FIGURA 5).

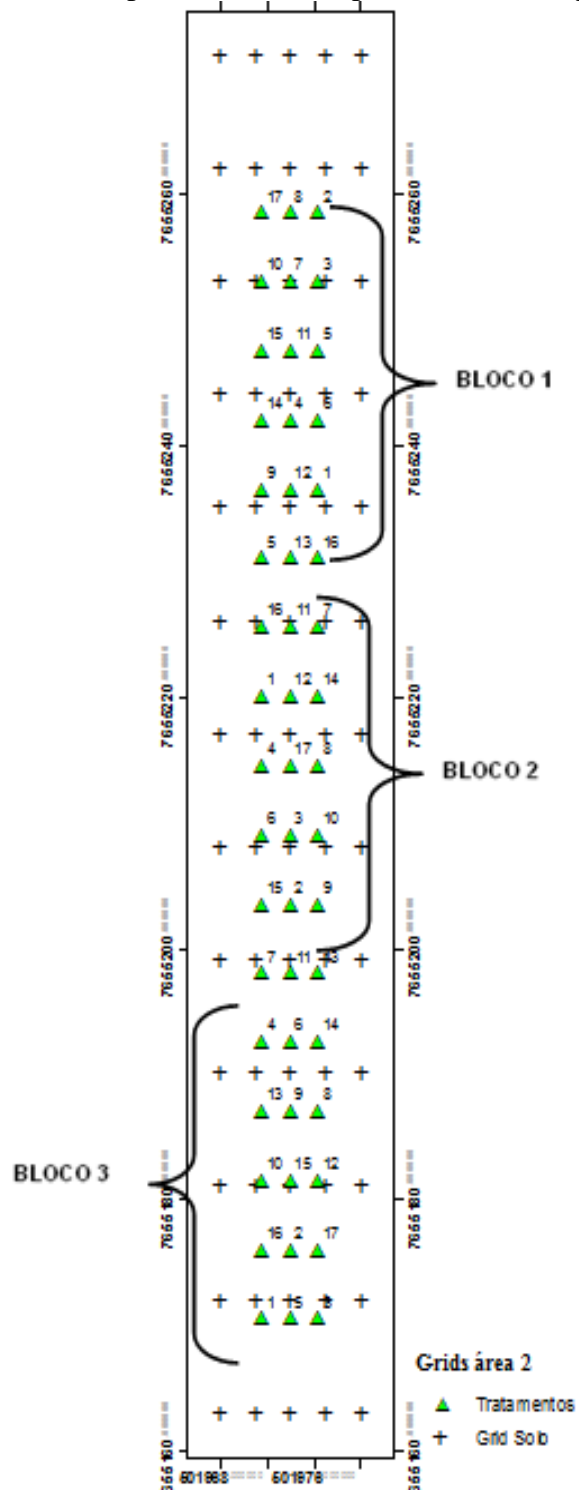
De acordo com a disposição das parcelas dos tratamentos nas áreas experimentais, uma malha regular foi disposta para a determinação da produtividade de grãos para cada tratamento. Cada ponto amostral da malha é correspondente a região central da parcela. Dessa forma, obteve-se o valor médio de produtividade para cada parcela na coordenada demarcada, totalizando 51 pontos para ambas as áreas (FIGURAS 4 e 5).

Figura 4 - Malhas amostrais para fertilidade e produtividade de parcelas - área 1.



Todos os pontos relacionados aos locais de amostragem, nas duas áreas experimentais, foram georreferenciados através do sistema de coordenadas cartesianas bidimensionais UTM (Universal Transversa de Mercator), onde foi fixado um ponto 0, e a partir deste, os demais pontos foram implantados de acordo com o tamanho do grid para a coleta dos dados.

Figura 5 - Malhas amostrais para fertilidade e produtividade de parcelas - área 2.



3.5 Coleta e análise de solo, produtividade e mapa de isolinhas

A coleta de solo para avaliação dos atributos químicos das duas áreas experimentais foi realizada em cada ponto das malhas amostrais de acordo com as Figuras 4 e 5. Para perfazer uma amostra composta, foram necessárias cinco subamostras. Uma retirada no ponto

central da coordenada e as demais localizadas no entorno do ponto central, orientadas pelos pontos cardeais.

A retirada das amostras de solo foi executada em fevereiro de 2016 para a área 1 e em março do mesmo ano para a área 2, na profundidade de 0 a 20 cm, com o uso de um trado tipo holandês. O volume de solo dessas subamostras foi homogeneizado para formar uma amostra composta. As mesmas foram secas ao ar, destorroadas e peneiradas. As partículas <2 mm (TFSA) recolhidas e retirado do montante 300 gramas de solo para o envio ao laboratório de solos da Universidade Federal de Lavras para a análise.

Para a determinação da produção de grãos dos híbridos por hectare, foi realizada a colheita manual das espigas da área útil de cada parcela. As colheitas foram realizadas quando as plantas atingiram a maturidade fisiológica, nos meses de abril para a primeira área plantada e maio para a segunda área de plantio. As espigas foram debulhadas, os grãos pesados e, posteriormente, retiradas amostras para a determinação da porcentagem de umidade. Os dados de produtividade de grãos foram corrigidos para umidade de 13% e expressos em quilos de grãos por hectare (kg ha^{-1}), utilizando-se a seguinte expressão:

$$P_{13\%} = PC \times \left(\frac{1 - u/100}{0.87} \right)$$

Em que ($P_{13\%}$) é a produtividade de grãos (kg ha^{-1}) corrigida para a umidade padrão de 13%, (PC) a produtividade de grãos sem correção (em kg ha^{-1}) e (U) corresponde a umidade dos grãos observada logo após a colheita, em percentagem.

Na presença de dependência espacial houve a confecção de mapas de isolinhas para demonstrar a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em estudo. A especialização dos atributos estudados nas áreas, juntamente com a malha de produtividade das parcelas nos mapas, fornece o estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos na seleção de genótipos mais produtivos. Os mapas foram classificados de acordo com as classes de interpretação de fertilidade proposta por Alvarez V. et al. (1999). Dessa forma, a acidez ativa do solo (pH) foi classificada de acordo com a sua classificação agronômica, já a disponibilidade do fósforo foi classificada de acordo com o teor de argila.

3.6 Análises estatísticas

Para cada atributo químico de solo avaliado, os dados foram submetidos à estatística descritiva utilizando o software estatístico R com o pacote geo R (RIBEIRO JUNIOR; DIGGLE, 2001), e a análise geoestatística utilizando a ferramenta SIG ArcGis 10.1.

A estatística descritiva foi realizada com o objetivo de verificar a existência de tendência central e dispersão dos dados, analisando a média, mediana, valores mínimos e máximos, desvio padrão, coeficiente de variação, curtose e assimetria. Quando foram observados pontos discrepantes em relação à vizinhança, procedeu-se a retirada dos dados para a realização das análises descritiva e análise de dependência espacial com o novo conjunto de dados sem a presença de “outliers”.

Para testar a hipótese de normalidade dos dados foi utilizado o teste Shapiro e Wilk a 5 % utilizando-se do programa Sisvar 5.0 (FERREIRA, 2007).

Para a determinação da existência ou não de tendência dos dados, foi realizado um estudo dos dois gráficos, na direção ao eixo X e Y da malha amostral. Na presença de tendência, a mesma foi removida.

Para verificar a existência de dependência espacial, esta foi analisada por meio dos semivariogramas, em que foi utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários para definir o melhor ajuste do semivariograma considerando os modelos: gaussiano, linear, esférico e exponencial.

Na determinação do melhor modelo, foi realizada a validação dos resíduos dos dados em relação aos modelos teóricos ajustados. A acurácia das previsões foi avaliada a partir do Erro Médio Padronizado, sigla em inglês (MSE), valor esse deve ser próximo de 0. E pela Raiz Quadrática do erro Médio Padronizado (RMSSE), que deve ser próximo de 1 se os erros padrão de previsão forem válidos. Se o RMSSE for maior que 1, há uma subestimação da variabilidade. Quando o valor for menor que 1, há superestimação da variabilidade nas previsões.

$$MSE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [Z_1(X_i) - Z_2(X_i)]$$

$$RMSSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [Z_1(X_i) - Z_2(X_i)]^2}$$

Em que (Z) é o valor medido em um ponto (x,y) , (Z^*) o valor predito no mesmo ponto e N é o número de amostras do conjunto de validação.

De posse do melhor modelo foram obtidos os parâmetros: efeito pepita (C_0), contribuição (C_1) e alcance (A).

A validação é uma ferramenta utilizada para avaliar modelos alternativos de semivariogramas simples e cruzados, que serviram de base para a realização da krigagem ordinária. Na avaliação da validação cruzada, cada ponto contido dentro do domínio espacial é retirado, sendo seu valor estimado.

Para a verificação do grau de dependência espacial dos atributos, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), em que são considerados de dependência espacial forte os semivariogramas que têm um efeito pepita menor ou igual a 25% do patamar, moderado quando está entre 25% a 75% e fraco quando for maior que 75%.

Quando comprovada a dependência espacial entre as amostras através da análise dos semivariogramas, foram confeccionados mapas de isolinhas através da krigagem ordinária como técnica de interpolação dos dados, onde foram confeccionados os mapas de isolinhas, para projeção nas coordenadas métricas UTM zona 23 S.

A produtividade das parcelas foi submetida à análise de variância sendo as médias comparadas entre si pelo teste de Scott-Knott (1974) a 5% de probabilidade pretendendo verificar os tratamentos que se destacaram e correlacionar com os mapas de variabilidade espacial.

Foi realizada a análise de correlação linear simples de Pearson entre as produtividades dos tratamentos e os atributos químicos do solo, utilizando o teste t de Student ($p < 0,01$) para a significância da correlação (FISHER, 1970) visando observar a influência de cada atributo químico nas produtividades.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise da estatística descritiva para os atributos químicos para as duas áreas experimentais

As médias encontradas com o resultado das análises evidenciaram a fertilidade construída do solo nas duas áreas experimentais (TABELAS 2 e 3), o que pode ser explicado por se tratar de uma fazenda experimental da universidade. Em ambas as áreas os teores de cálcio (Ca) e potássio (K) foram classificados como bom e o magnésio (Mg) como médio na área experimental 1 e bom na área 2, por (ALVAREZ V. et al. 1999). Seguindo as classes de interpretação de fertilidade do mesmo autor, os valores de saturação por bases (V) foram considerados médio para a área 1 e bom para área 2. O pH em água se enquadrou na classificação agrônômica bom e a CTC potencial (T) média nas duas áreas. Já a CTC efetiva (t) foi classificada como média para a área 1 e bom para a área 2. O teor médio do fósforo (P) também apresentou classificação distinta entre as áreas, demonstrando nível bom para área 1 e médio para a área 2. Essas boas características foram desenvolvidas provavelmente pela adoção do sistema de plantio direto e uso freqüente de corretivos de acidez e fertilizantes.

Nota-se que para os teores de P e K (TABELAS 2 e 3), foi encontrado grande variabilidade nas duas áreas do experimento, apresentando maiores coeficientes de variação quando comparados aos demais atributos para a área 1. O Mg (TABELA 2 e 3) nas duas áreas, apresentam também uma grande variabilidade. Segundo Pimentel Gomes (2000) coeficiente de variação maior que 30% representa grande flutuação nos dados. Elevados coeficientes de variação para P e K em relação a outros atributos foram também encontrados por Souza et al. (2006), Campos et al. (2009), Oliveira et al. (2009) e Machado et al. (2007) ao analisarem as características espaciais dos atributos químicos em diferentes condições de solo e manejo evidenciando que a alta variação é uma característica marcante destes elementos. Coeficientes de variação maiores dão a idéia de maior variabilidade e, conseqüentemente, menor dependência espacial entre os pontos.

O coeficiente de variação (CV) é uma medida relativa da dispersão e fornece o grau de concentração em torno da média para variáveis diferentes, sob limites estabelecidos por Pimentel Gomes (2000).

A característica do P em manifestar grande amplitude pode apresentar relação com sua capacidade de adsorção e precipitação com os atributos argila e pH (FURTINI NETO et al., 2001). Elevados teores de K podem ser devido ao material de origem destes solos, do

histórico de adubações, da elevada ciclagem pelas culturas de cobertura e das reduzidas perdas após a adoção do sistema plantio direto (AMADO ET. AL. 2006).

O Ca apresentou o coeficiente de variação classificado como médio para área 1 e alto para área 2 (TABELAS 2 e 3). O atributo V, nas duas áreas experimentais propostas (TABELAS 2 e 3), obteve-se coeficiente de variação alto. Já para a variável Mg, este apresentou coeficiente de variação alto e muito alto, 25.07% e 33.58% (PIMENTEL, 2000), concordando com os resultados obtidos por Corá et al. 2004 e Machado et al. 2007. De acordo com Machado et. al (2007), os atributos P, K, Ca e Mg são muito alterados pelo manejo, em se tratando de variabilidade.

Com relação aos atributos T e pH, nas duas áreas (TABELAS 2 e 3), observa-se coeficiente de variação de baixo a médio. Ao estudar a variabilidade em Latossolos, Corá et al. (2004) e Cavalcante et al. (2007) verificaram também baixos valores de CV para o pH. A ocorrência de menor valor de CV para o pH é esperada, pois seus valores variam dentro de um intervalo estreito (GOMES et al, 2008). Montezano et al. (2006), estudando a variabilidade espacial da fertilidade de um Latossolo no município de Planaltina – GO, na profundidade de 0,00-0,20 m, em área cultivada com milho, obtiveram os valores de coeficiente de variação muito alto para o fósforo de 52,02%; médio para potássio (11,25%), CTC a pH 7,0 (14,66%) e saturação por bases (14,64%).

Para o atributo t, este apresentou médio e alto coeficientes para as áreas 1 e 2 respectivamente. Esse resultado é um importante indicativo dentro do manejo da fertilização. Manejo de adubação em solos com maior variabilidade pode ser menos precisa (SOUZA et al. 2014). Considerando o tamanho das áreas, os coeficientes de variação demonstram a importância de se amostrar intensamente mesmo em áreas pequenas.

Tabela 2 - Estatística descritiva para os atributos químicos de solo para a área 1, Fazenda Vitorinha.

Atributo	Mín ⁽¹⁾	Máx ⁽²⁾	Média	Mediana	Variância	Ass.	CV(%) ⁽³⁾	Curt.	Distribuição P<W ⁽¹³⁾
P ⁽⁴⁾ mg.dm ⁻³	0.96	3.83	2.33	10.39	0.41	0.004	66.15	2.33	N-N ⁽¹²⁾ 10 ⁻⁴
K ⁽⁵⁾ mg.dm ⁻³	50.62	185.20	107.20	104.10	1039.99	0.37	30.09	2.9	N ⁽¹¹⁾ 0.1655
Ca ⁽⁶⁾ mg.dm ⁻³	1.90	4.20	3.10	3.20	0.31	-0.4	18.17	2.63	N 0.0795
Mg ⁽⁷⁾ mg.dm ⁻³	0.30	1.30	0.86	0.90	0.04	-0.1	25.07	1.79	N 0.3193
V(%) ⁽⁸⁾	22.80	73.89	52.56	53.12	37.96	-0.29	22.34	2.62	N 0.3507
T ⁽⁹⁾ cmo _c .dm ³	5.89	10.78	8.08	8.19	1.07	0.35	12.81	2.97	N 0.3102
t ⁽¹⁰⁾ cmo _c .dm ³	2.70	5.71	4.27	4.32	0.49	-0.29	16.42	2.66	N 0.3542
pH	4.70	6.50	5.68	5.70	0.16	-0.1	7.06	3.11	N 0.3081

⁽¹⁾Mínimo, ⁽²⁾Máximo, ⁽³⁾Coeficiente de variação, ⁽⁴⁾Fósforo, ⁽⁵⁾Potássio, ⁽⁶⁾Cálcio, ⁽⁷⁾Magnésio, ⁽⁸⁾Saturação por bases, ⁽⁹⁾CTC potencial, ⁽¹⁰⁾CTC efetiva, ⁽¹¹⁾N = Distribuição normal, ⁽¹²⁾N-N = Distribuição não-normal, ⁽¹³⁾P<W= resultado do teste de normalidade.

Tabela 3 - Estatística descritiva para os atributos químicos de solo para a área 2, Fazenda Vitorinha. (Continua)

Atributo	Mín ⁽¹⁾	Máx ⁽²⁾	Média	Mediana	Variância	Ass.	CV(%) ⁽³⁾	Curt.	Distribuição P<W ⁽¹³⁾
P ⁽⁴⁾ mg.dm ³	2.21	47.30	9.55	6.59	77.50	0.74	57.61	2.30	N-N ⁽¹²⁾ 10 ⁻⁴
K ⁽⁵⁾ mg.dm ³	53.28	183.32	99.49	99.74	478.91	0.73	22.03	5.04	N ⁽¹¹⁾ 0.0437
Ca ⁽⁶⁾ mg.dm ³	1.10	5.20	3.51	3.70	0.88	-0.56	26.78	2.42	N-N 0.0132
Mg ⁽⁷⁾ mg.dm ³	0.20	1.70	1.00	1.00	0.11	-0.13	33.58	2.22	N 0.2627
V(%) ⁽⁸⁾	22.14	83.81	64.84	68.06	207.66	-0.83	22.22	3.14	N-N 4.10 ⁻⁴
T ⁽⁹⁾ cmo _c .dm ³	5.90	9.07	7.39	7.42	0.51	0.33	9.73	2.47	N 0.1226

Tabela 3 - Estatística descritiva para os atributos químicos de solo para a área 2, Fazenda Vitorinha. (Conclusão)

Atributo	Mín ⁽¹⁾	Máx ⁽²⁾	Média	Mediana	Variância	Ass.	CV(%) ⁽³⁾	Curt.	Distribuição P<W ⁽¹³⁾
t ⁽¹⁰⁾ cmo _c .dm ³	2.00	6.99	4.88	5.04	1.38	-0.36	24.06	2.24	N 0.0894
pH	4.20	7.20	6.03	6.00	0.48	-0.48	11.52	2.68	N-N 0.0398

⁽¹⁾Mínimo, ⁽²⁾Máximo, ⁽³⁾Coefficiente de variação, ⁽⁴⁾Fósforo, ⁽⁵⁾Potássio, ⁽⁶⁾Cálcio, ⁽⁷⁾Magnésio, ⁽⁸⁾Saturação por bases, ⁽⁹⁾CTC potencial, ⁽¹⁰⁾CTC efetiva, ⁽¹¹⁾N = Distribuição normal, ⁽¹²⁾N-N = Distribuição não-normal, ⁽¹³⁾P<W= resultado do teste de normalidade.

Grande amplitude entre os valores máximos e mínimos, em ambas as áreas, foram encontradas para todos os atributos avaliados (TABELAS 2 e 3). As variabilidades podem indicar os possíveis problemas causados quando se usa a média como base para tomada de decisão quanto à prática de fertilização e correção de solo, favorecendo condições de sub ou superdosagens. De acordo com Weirich Neto et al. (2006), Barbieri et al. (2008), Oliveira et al. (2008) e Ferraz et al. (2011) adubações e correções feitas pelo método tradicional, com base na média dos resultados, não atende as necessidades pontuais da lavoura.

A hipótese de distribuição normal dos dados é testada pelo teste de Shapiro-Wilk (1965), ferramenta na qual associada às medidas de tendência, propõe se as variáveis avaliadas estão dentro da normalidade dos dados. Nas Tabelas 2 e 3 estão presentes os valores de p para as variáveis em estudo onde não foi verificada a normalidade para a variável P para área 1 e para as variáveis P, Ca, V e pH para área 2.

Os valores de assimetria demonstram distribuições assimétricas para os atributos estudados. O coeficiente de assimetria é mais sensível a valores extremos que a média e desvio padrão já que um único valor pode influenciar fortemente esse coeficiente (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989).

Apesar da ocorrência de distribuições assimétricas dos atributos (TABELAS 2 e 3), nota-se que os dados não apresentam assimetria acentuada, pois apresentam valores de média e mediana, em sua maioria, similares, indicando tendência à normalidade, ou seja, os valores não são dominados por valores atípicos de distribuição e são mais adequados para uso da geoestatística (CAMBARDELLA et al., 1994).

O coeficiente de curtose representa o grau de achatamento de uma distribuição em relação a uma distribuição normal. Quando o coeficiente for 0, classifica-se como uma distribuição normal, mesocúrtica. Quando este for positivo, indicará uma distribuição relativamente em cume, leptocúrtica, e quando negativo indicará uma distribuição relativamente plana, platicúrtica.

A não normalidade dos dados pode estar atribuída a erros amostrais ou até mesmo a heterogeneidade da área devido ao impacto causado pela mecanização e fertilização de diversos experimentos montados ao longo de safras passadas.

Para os dados que não apresentaram distribuição normal realizou-se a modelagem dos semivariogramas com os dados originais e transformados, contudo, apenas o fósforo (P) da área 1 demonstrou melhor comportamento para a transformação Log. Já para os demais atributos, não foram obtidos melhores ajustes dos dados transformados aos semivariogramas. Portanto, optou-se por utilizar a modelagem com os dados originais.

Apesar de importante, a normalidade dos dados não é uma exigência para a aplicação da geoestatística, sendo que a média e a variabilidade dos dados sejam constantes na área de estudo é mais importante, garantindo a hipótese de estacionaridade isotrópica para as variáveis – pré-requisito para a aplicação da geoestatística (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989).

A estatística descritiva é uma ferramenta que auxilia no entendimento do comportamento dos resultados encontrados com a geoestatística; seu uso esclarece diversas circunstâncias, as quais seriam impossíveis de serem solucionadas apenas com uso da geoestatística.

4.2 Análise geoestatística para os atributos químicos para as duas áreas experimentais

Os parâmetros dos semivariogramas ajustados aos modelos teóricos que melhor descrevem o comportamento da variabilidade espacial dos atributos estudados nas áreas experimentais são apresentados nas Tabelas 4 e 5. Os resultados da análise geoestatística mostraram que todos os atributos químicos avaliados na área 1 apresentaram dependência espacial. Na área 2, apenas os atributos potássio (K) e a CTC potencial (T) demonstraram autocorrelação espacial, os atributos fósforo (P), cálcio (Ca), magnésio (Mg), saturação por bases (V), CTC efetiva (t) e pH, não apresentaram dependência espacial, que é denominado efeito pepita puro (EPP). O EPP significa que esses atributos são especialmente independentes, apresentam distribuição casual ou de que o espaçamento de amostragem usado é maior que o necessário para revelar a dependência espacial (VIEIRA, 2000).

Segundo Ortiz (2002), a dependência das observações é avaliada através do ajuste aplicado sobre a nuvem de pontos gerando a estrutura do semivariograma, o que permite observar que cada ponto representa a medida de dessemelhança entre vizinhos próximos. O melhor ajuste encontrado para o semivariograma do P na área com dependência espacial foi o modelo gaussiano e o T apresentou o ajuste do semivariograma o modelo esférico conforme a Tabela 4, corroborando com Artur et al. (2014), que estudando a variabilidade espacial de

atributos químicos do solo, associada ao microrrelevo, encontrou o modelo esférico para o atributo T em duas profundidades avaliadas, 0-20 e 20-40 cm.

No ajuste esférico todos os pontos pertencentes a um círculo com o raio igual ao alcance (distância a partir da qual as amostras não se correlacionam) são similares a ponto de poder ser utilizados para estimar valores para qualquer ponto entre eles (MACHADO et al., 2007).

O ajuste do Mg ao modelo “wave” (TABELA 4) pode ser explicado pela aplicação pontualmente de calcário com maior teor de magnésio na área experimental. Ao serem aplicadas dosagens de calagem ao longo dos anos, ocorre variação do teor de Mg ora em teores elevados, nesses pontos, e ora em teores menores, estando o Mg presente em elevado teor, pontualmente, quase que em toda área do experimento, evidenciando assim a fertilidade construída da área.

Para os demais atributos estudados na área 1, o melhor modelo de ajuste verificado foi o exponencial (TABELA 4), em concordância com Carvalho, Takeda e Freddi (2003), os quais estudando a variabilidade espacial de atributos químicos do solo obtiveram resultados semelhantes. Com relação as variáveis que apresentaram dependência espacial na área 2, foram obtidos os modelos exponencial e gaussiano para os atributos K e T respectivamente (TABELA 5). Os modelos esféricos e exponenciais apresentam-se como os mais utilizados atribuídos ao comportamento do solo e da planta segundo Alvarenga et al. (2011), Cambardella et al. (1994) e Trangmar et al. (1985).

O menor valor de efeito pepita (C_0), na área 1, foi encontrado para o atributo K, que foi igual a zero (0), seguido do Mg (0.026), Ca (0.0320), t (0.034), pH (0.0362), T (0.1) e P (0.185). Dessa forma, esses atributos apresentam uma maior continuidade espacial do que o atributo V, que apresentou valor de C_0 de 51.12. Na área 2, para os atributos que apresentaram variabilidade, demonstraram baixos valores de C_0 , K (0) e T (0.05). Vale ressaltar que o efeito pepita mostrou-se nulo para a variável K. De acordo com Trangmar et al. (1985), um C_0 de 0, indica que o erro experimental é praticamente nulo e que não existe variação significativa a distâncias menores que a amostrada.

O alcance é um importante parâmetro no estudo dos semivariogramas, que representa a distância máxima em que uma variável está correlacionada espacialmente, para amostras acima do alcance têm distribuição aleatória, garantindo assim a independência entre elas (VIEIRA et al., 1983). Os alcances para os atributos da área 1 variaram de 7.59 a aproximadamente 30 metros (TABELA 4), sendo que o maior alcance encontrado foi para a variável Mg. Já na área 2, K apresentou o valor de 14.28 metros e T de 5.98 metros

(TABELA 5). Assim, o planejamento de amostragem de solo nas áreas, que considerasse a variabilidade espacial existente, teria de observar estas diferenças de alcance existentes nos atributos estudados, utilizando-se sempre de valores menores que o menor valor de alcance encontrado para se construir a grade de amostragem mais adequada.

Valores de alcance muito baixos podem acarretar queda na qualidade das estimativas, visto que poucos pontos são usados na interpolação para estimar os valores em locais não medidos (CORÁ et al., 2004). No presente, os valores do alcance dos atributos dos solos apresentaram semelhanças nos limites da área estudada.

Verificaram-se semelhanças entre os semivariogramas dos atributos K, Ca, V, t e pH para área 1 (FIGURAS 2A, 3A, 5A, 7^a e 8A). O alcance desses atributos foi semelhante variando entre 9 e 12 metros próximo. Esse comportamento similar indica semelhante padrão de distribuição espacial (SILVA et al., 2003).

Tabela 4 - Parâmetros dos modelos ajustados ao semivariograma para os atributos químicos do solo para área 1.

Atributo	Mod ⁽¹⁾	C ₀ ⁽²⁾	C ₁ ⁽³⁾	A ⁽⁴⁾	MSE ⁽⁵⁾	RMSS ⁽⁶⁾	GD ⁽⁷⁾	DE ⁽⁸⁾
P ⁽⁹⁾ mg.dm ³	Gau. ⁽¹⁰⁾	0.185	0.264	7.59	-0.027	0.811	41.30	Mod ⁽²⁰⁾
K ⁽¹¹⁾ mg.dm ³	Exp. ⁽¹²⁾	0	861.39	9.04	-0.012	0.961	0	Forte
Ca ⁽¹³⁾ mg.dm ³	Exp.	0.032	0.243	12.01	0.021	1.007	11.63	Forte
Mg ⁽¹⁴⁾ mg.dm ³	Wav. ⁽¹⁵⁾	0.026	0.017	29.91	-0.003	1.021	61.00	Mod.
V(%) ⁽¹⁶⁾	Exp.	51.122	101.09	14.77	-0.033	0.987	33.58	Mod.
T ⁽¹⁷⁾ cmo _c .dm ³	Esf. ⁽¹⁸⁾	0.1 ⁽¹⁶⁾	0.979	7.59	0.019	1.077	9.34	Forte
t ⁽¹⁸⁾ cmo _c .dm ³	Exp.	0.034	0.37	9.42	0.028	1.010	8.41	Forte
pH	Exp.	0.0362	0.1182	11.07	-0.024	1.014	23.50	Forte

⁽¹⁾Modelo; ⁽²⁾Efeito pepita; ⁽³⁾Contribuição; ⁽⁴⁾Alcance; ⁽⁵⁾Erro médio padronizado; ⁽⁶⁾Raiz quadrática do erro médio padronizado; ⁽⁷⁾ Grau de dependência espacial; ⁽⁸⁾Classificação da dependência espacial; ⁽⁹⁾Fósforo; ⁽¹⁰⁾ Gaussiano; ⁽¹¹⁾Potássio; ⁽¹²⁾Exponencial; ⁽¹³⁾Cálcio; ⁽¹⁴⁾Magnésio; ⁽¹⁵⁾Wave; ⁽¹⁶⁾Saturação por bases; ⁽¹⁷⁾ CTC potencial; ⁽¹⁸⁾Esférico; ⁽¹⁹⁾ CTC efetiva, ⁽²⁰⁾ Moderado.

Tabela 5 - Parâmetros dos modelos ajustados ao semivariograma para os atributos químicos do solo para área 2.

Atributo	Mod ⁽¹⁾	C ₀ ⁽²⁾⁴	C ₁ ⁽³⁾	A ⁽⁴⁾	MSE ⁽⁵⁾	RMSS ⁽⁶⁾	GD ⁽⁷⁾	DE ⁽⁸⁾
P ⁽⁹⁾ mg.dm ³	-	EPP ⁽¹⁰⁾	-	-	-	-	-	-
K ⁽¹¹⁾ mg.dm ³	Exp. ⁽¹²⁾	198.11	227.12	14.28	-0.022	1.05	46.58	Mod. ⁽¹⁸⁾
Ca ⁽¹³⁾ mg.dm ³	-	EPP	-	-	-	-	-	-
Mg ⁽¹⁴⁾ mg.dm ³	-	EPP	-	-	-	-	-	-
V(%) ⁽¹⁵⁾	-	EPP	-	-	-	-	-	-
T ⁽¹⁶⁾ cmo _c .dm ³	Exp.	0.158	0.29	5.96	0.104	0.86	35.26	Mod.
t ⁽¹⁷⁾ cmo _c .dm ³	-	EPP	-	-	-	-	-	-
pH	-	EPP	-	-	-	-	-	-

⁽¹⁾Modelo; ⁽²⁾Efeito pepita; ⁽³⁾Contribuição; ⁽⁴⁾Alcance; ⁽⁵⁾Erro médio padronizado; ⁽⁶⁾Raiz quadrática do erro médio padronizado; ⁽⁷⁾ Grau de dependência espacial; ⁽⁸⁾Classificação da dependência espacial; ⁽⁹⁾Fósforo; ⁽¹⁰⁾Efeito pepita puro; ⁽¹¹⁾Potássio; ⁽¹²⁾Exponencial; ⁽¹³⁾Cálcio; ⁽¹⁴⁾Magnésio; ⁽¹⁵⁾Saturação por bases; ⁽¹⁶⁾ CTC potencial; ⁽¹⁷⁾ CTC efetiva; ⁽¹⁸⁾Moderado.

A partir da razão de dependência espacial (GD) proposta por Cambardella et al. (1994), os atributos que apresentaram dependência espacial, tiveram-na como forte e moderada (TABELAS 4 e 5), nas duas áreas experimentais possibilitando um processo de interpolação com certa confiabilidade. Resultados similares foram encontrados por Silva et al. (2003) e Machado et al. (2007). Os atributos químicos K (áreas 1 e 2) e P (área1) mesmo apresentando altos CVs, verificou-se forte dependência espacial. Fica evidente, portanto, que a alta variabilidade apresentada por esses atributos não influenciou na caracterização da estrutura de sua dependência espacial. Estando de acordo com o valor próximo a 1 da Raiz Quadrática do erro Médio Padronizado (RMSSE) (TABELA 4 e 5).

Cambardella et al. (1994) destacaram que a falta ou a dependência espacial fraca entre os atributos está relacionada a características extrínsecas causadas pela aplicação de fertilizantes, práticas de cultivo e manejos adotados ao longo do tempo e atributos que

apresentam forte dependência espacial são mais influenciados por atributos intrínsecos do solo, como a textura e a mineralogia.

Analisando os parâmetros de ajuste dos semivariogramas da área 2 (TABELA 5), pode-se dizer que foi praticamente impossível encontrar locais heterogêneos para a colocação de parcelas. A ausência de dependência espacial da maioria dos atributos é uma indicação do efeito acumulativo, bem como o histórico de constantes experimentos manejando a fertilidade do solo, cuja adubação seguiu as linhas de plantio e a exigência de materiais plantados. Fato este que resultou na sensível diminuição da dependência espacial, predominando a variabilidade aleatória, como relatou Abreu et al. (2003) analisando a variabilidade espacial da resistência a penetração em diferentes profundidades.

Zanão Júnior et al. (2007) estudando a variabilidade espacial de atributos químicos em diferentes profundidades em um Latossolo em sistema de plantio direto, não encontrou dependência para o pH em água, boro, zinco e ferro na profundidade de 0-10 cm; e pH em água e saturação por bases na profundidade de 10-20 cm.

Para todos atributos avaliados de ambas as áreas que apresentaram dependência espacial, foi realizado a interpolação de valores em qualquer posição no campo em estudo, elaborando-se os mapas por meio do processo da krigagem ordinária (VIEIRA, 2000).

4.3 Mapas de isolinhas para os atributos químicos de solo e análise da produtividade

Observa-se nos mapas gerados a distribuição espacial dos teores dos atributos químicos avaliados, P, K, Ca, Mg, V, T, t e pH para a área 1 (FIGURAS 7 a 14), e K e T (FIGURA 15) para a área 2, bem como a localização dos tratamentos dispostos nas áreas experimentais. As classes dos mapas de isolinhas dos atributos estudados foram definidas segundo os limites propostos por Alvarez V. et al. (1999). Estes mapas confeccionados possibilitam planos mais adequados para as áreas e fornecem informações para contabilizar a variabilidade espacial do solo para melhorar a precisão dos ensaios de cultivares. Por exemplo, de posse desses mapas, é possível selecionar materiais através do seu comportamento de acordo com a disponibilidade do atributo químico na área, assim como a disponibilidade espacial das parcelas.

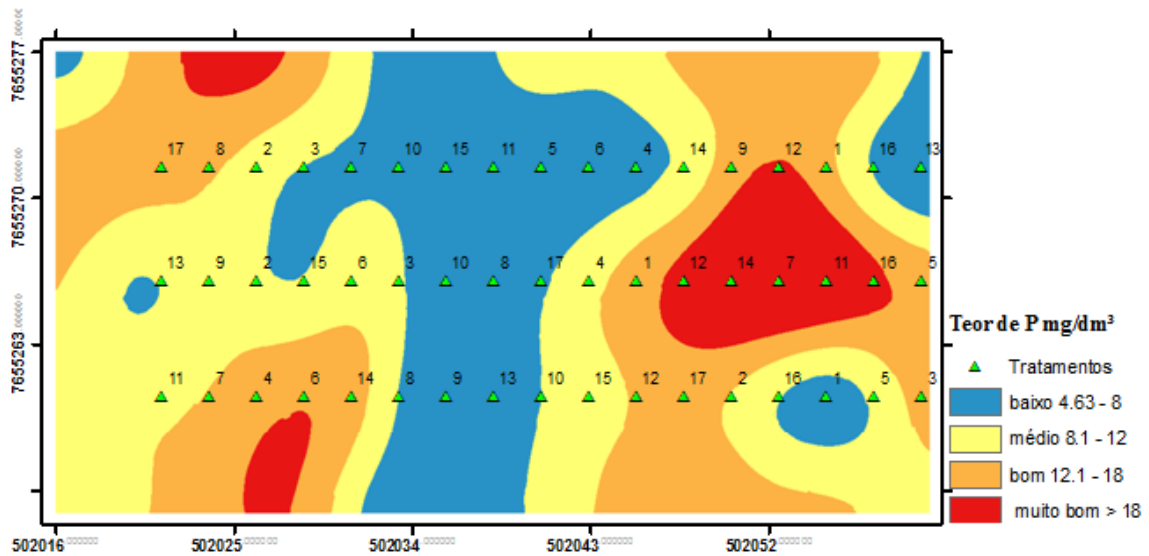
Experimentos de campo são, em sua maioria, divididos em parcelas ou áreas relativamente pequenas amostradas aleatoriamente. Contudo, ao considerar as parcelas experimentais uniformes quanto aos seus atributos, mesmo em pequenas áreas, pode-se interpretar erroneamente as respostas obtidas às questões existentes, pois a hipótese de ocorrência de dependência espacial estará sendo ignorada.

O mapa de variabilidade espacial dos teores de fósforo disponível (P) (FIGURA 7) mostra uma amplitude de variação entre 5.5 a teores maiores que 18 mg.dm⁻³, caracterizando uma distribuição heterogênea na área. Apesar disso, a análise visual do mapa permite observar o predomínio na área em estudo de teores entre médio e bom (ALVAREZ V. et al., 1999). Observa-se na parte central da área experimental uma mancha bem definida com valores entre 5.5 e 8 mg.dm⁻³, classificada como baixo teor de P. Ressalta-se que a interpretação de disponibilidade para o fósforo está de acordo com o teor de argila do solo. Essa variação do teor de P pode ser atribuída, em parte, ao fato de que no sistema de semeadura direta a adubação ocorre somente na linha de semeadura, havendo, portanto, pouco espalhamento do nutriente além da área adubada.

Dentre os macronutrientes essenciais às plantas, o P é um dos elementos que está frequentemente em concentrações inferiores as requeridas pelas culturas na solução do solo. Isso se deve a sua capacidade de formar compostos de alta energia de ligação com os colóides (NOVAIS; MELLO, 2007).

Verifica-se que para um mesmo tratamento, este apresenta um comportamento de produtividade diferente quando disposto em regiões com classificações distintas de teores de P. O tratamento 2 (2B610[®]) quando disposto no teor de P da classe médio, apresentou uma produtividade média de 11617.4 kg ha⁻¹ (TABELA 1A), quando o mesmo tratamento inserido no teor de P da classe bom, a produtividade foi de 13021.8 kg ha⁻¹ (TABELA 1A). Comportamentos semelhantes aconteceram com os materiais 7 (2A401[®]) e 9 (RB9067[®]), que ao serem dispostos em manchas de fósforo classificadas como baixo, demonstram uma produtividade inferior quando situadas em regiões com teores de P classificados como médio e bom.

Figura 6 - Mapa de distribuição espacial do atributo fósforo $\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$ para área 1.



Através da análise de variância, foram detectadas diferenças significativas entre as médias de produtividade dos tratamentos ao se analisar a área 1 sozinha. A Tabela 6 demonstra o teste de média Scott-Knott (1974) ao nível de 5% de probabilidade para os tratamentos na área 1. Verifica-se a formação de dois grupos, e que os tratamentos 4 (RB9005[®]), 11 (RB9006[®]), 2 (2B610[®]), 13 (RB9004[®]), 5 (DKB290[®]), 3 (2B688[®]) e 15 (2B810[®]) apresentaram uma média de produtividade estatisticamente superior aos demais materiais. Todos esses materiais, com exceção o tratamento 2, em determinadas repetições ficaram alocados em uma mancha de solo classificada como baixo para o nutriente fósforo e verifica-se uma produtividade superior quando comparados as repetições alocadas em teores superiores. Dessa forma, pode-se inferir que esses materiais são mais estáveis mesmo quando estão em uma situação de baixa disponibilidade de P.

Tabela 6 - Produtividade média de grãos (kg ha^{-1}), obtida pelos 17 tratamentos na área 1, Fazenda Vitorinha.

Tratamentos	Produtividade (Kg ha^{-1})
4 RB9005 [®]	12986.53 a
11 RB9006 [®]	12262.76 a
2 2B610 [®]	12085.52 a
13 RB9004 [®]	12054.26 a
5 DKB290 [®]	11446.26 a
3 2B688 [®]	11262.60 a
15 2B810 [®]	11262.00 a
17 30F53 [®]	10887.86 b
1 P2830 [®]	10846.46 b
9 RB9067 [®]	10831.20 b
6 RB9110 [®]	10803.33 b
7 2A401 [®]	10731.60 b
16 30A37 [®]	10605.86 b
10 RK3014 [®]	10323.20 b
8 30A91 [®]	9969.33 b
12 RB9308 [®]	9933.93 b
14 RB9210 [®]	9238.66 b

*Médias seguidas de letras iguais não diferem entre si, pelo teste de Scott-Knott a 5% de probabilidade.

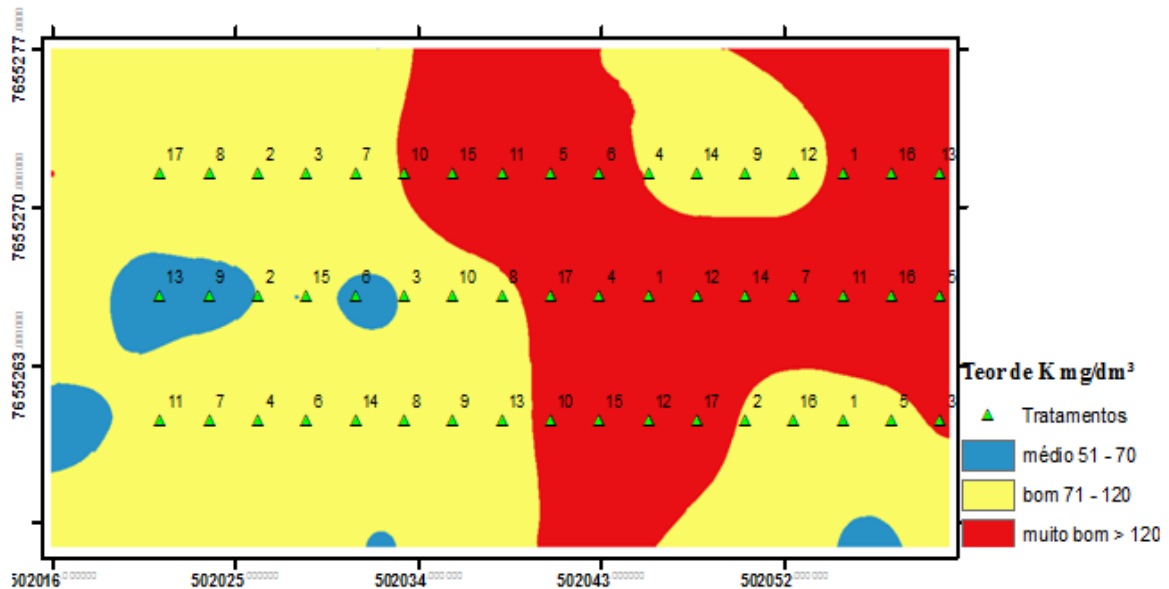
As produtividades médias dos tratamentos estatisticamente superiores aos demais levam a crer serem decorrentes da superioridade genética de cada híbrido. Diferentemente daqueles que apresentaram médias inferiores.

Para a área 1, o atributo potássio (K) apresentou menor amplitude de variação quando comparado ao fósforo, como pode ser visualizado no respectivo mapa de variabilidade (FIGURA 8). A parte direita do mapa apresentou regiões com maiores teores de K, variando de 71 a acima de 120 mg.dm^{-3} , sendo classificado como bom e muito bom. Teores menores de K foram encontrados na parte esquerda do mapa, com manchas menores do atributo, variando de 51 a 70 mg.dm^{-3} , classificado como teor médio. O K na área 1, apesar do mapa apresentar 3 classes para os teores, apresentou uma boa fertilidade da área para esse atributo.

Após o nitrogênio, o K é o elemento mais absorvido pelo milho, sendo que 20% são exportados nos grãos. Está associado principalmente com o controle osmótico e translocação de açúcares, proporcionando assim maior qualidade, além de maior massa e resistência aos grãos (BARBOZA et al., 2011).

Pela disponibilidade dos tratamentos na área experimental 1, observa-se que o tratamento 7 (2A401[®]), na repetição que ficou disposto na classe de K muito bom, apresentou uma produtividade de 11440.2 kg ha⁻¹ (TABELA 1A). O mesmo tratamento quando situado na classe com menor teor de K, apresentou uma produtividade inferior, com uma média de 10692.2 kg ha⁻¹ (TABELA 1A). Destaca-se que o tratamento 6 (RB9110[®]), apresentou um comportamento inverso ao tratamento 7. Houve um declínio de produtividade quando se situado em uma mancha de solo com maior teor de K. O híbrido 13 (RB9004[®]), na repetição 2, ficou alocado numa mancha com teores de K médio, e apresentou uma produtividade inferior de quando situado em manchas com teores bom e muito bom. Esse tratamento apresentou uma produtividade média de 12054.36 kg ha⁻¹ (TABELA 1A).

Figura 7 - Mapa de distribuição espacial do atributo potássio mg.dm⁻³ para área 1.



O mapa de variabilidade espacial do cálcio (Ca), para área 1, apresentou classificação de teor bom (2,41 a 4 cmolc.dm⁻³) em grande parte da área experimental (FIGURA 9). Porém a análise do mapa apresenta que a área possui uma mancha distinta e definida na região central, representando teores médios do nutriente, variando de 2 a 2.4 cmolc.dm⁻³. O Ca é um nutriente com papel preponderante no crescimento radicular das plantas. A absorção de cálcio ocorre apenas nas partes mais novas da raiz havendo, assim, necessidade de absorção contínua desse nutriente, para assegurar o desenvolvimento do sistema radicular, o que implica na distribuição adequada do cálcio no solo (PRADO; NATALE, 2004).

Já o mapa do magnésio (Mg), apresentou teores classificados como médio (0.5 a 0.9 cmolc.dm^{-3}) e bom (0.91 a 1.2 cmolc.dm^{-3}), sendo que o teor médio demonstrou domínio da área experimental (FIGURA 10). O magnésio apresenta várias funções, entre elas o crescimento e o desenvolvimento das plantas. Ele é componente central da molécula de clorofila, influenciando diretamente o processo fotossintético e o metabolismo energético vegetal (MARSCHNER, 1995).

Os teores de cálcio e magnésio na área são explicados pelo uso de calcário dolomítico na gleba nas últimas 5 safras. Esses teores contribuem para incrementar a produtividade de grãos, suas interações com os demais nutrientes e aspectos morfológicos da planta, a exemplo do volume de raiz, podem contribuir para as variações observadas na produtividade de grãos dos tratamentos.

Figura 8 - Mapa de distribuição espacial do atributo cálcio cmolc.dm^{-3} para área 1.

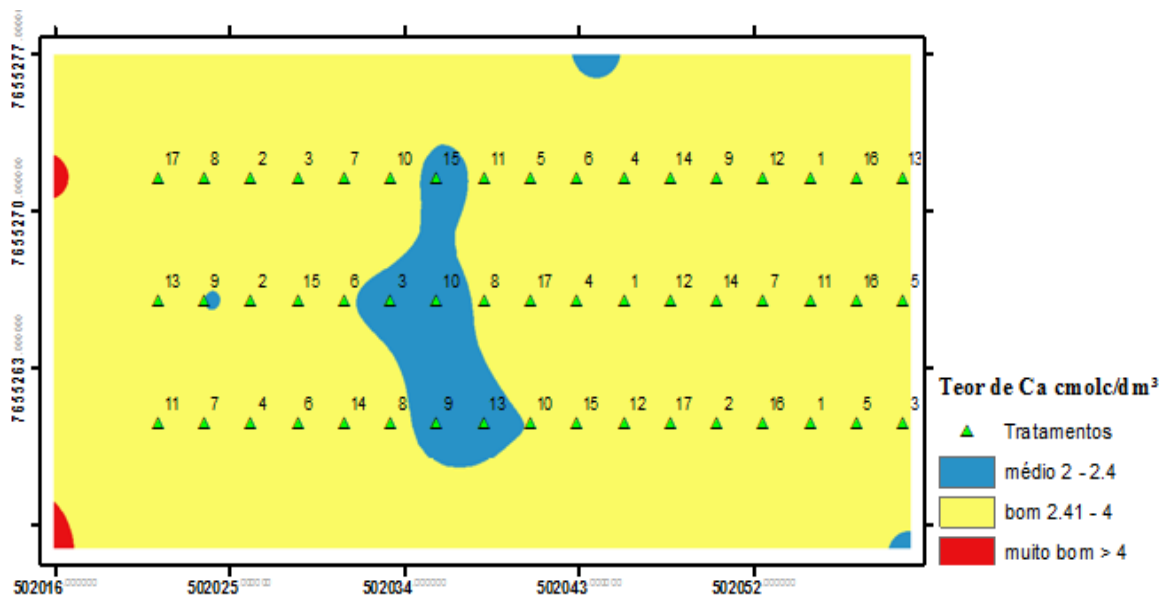
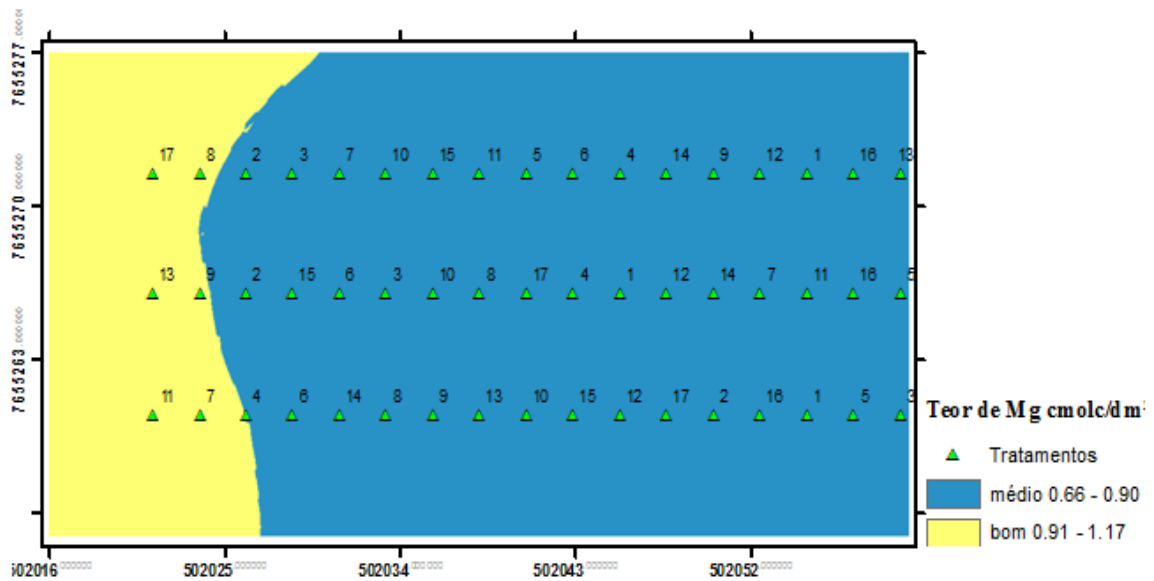


Figura 9 - Mapa de distribuição espacial do atributo magnésio $\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ para área 1.



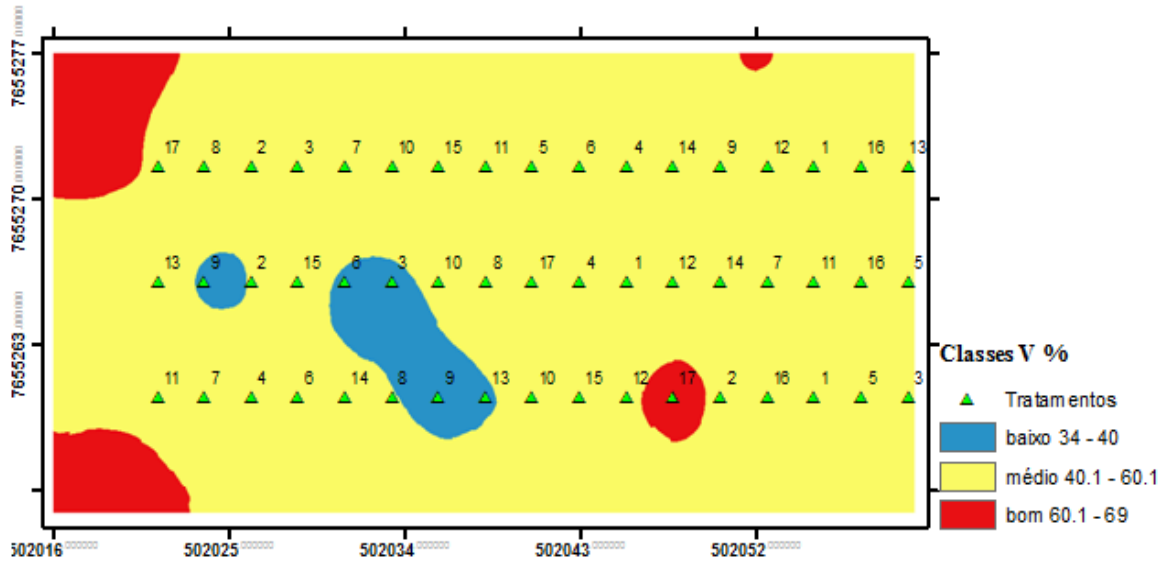
O resultado da distribuição espacial da saturação de bases (V) para a área 1 é visualizada na Figura 11. Observa-se que o atributo apresentou uma variação de 32 a 60% dentro da área. Na região central da área, há a presença de manchas representando as classes baixo (32 a 40%) e bom (60.1 a 70%). Nada obstante, há um predomínio da classe médio (40.1 a 60%) para o atributo estudado em toda a área.

Pesquisas demonstram para uma resposta diferencial de certos híbridos de milho à calagem, principalmente no sistema plantio direto no Sul do Brasil (SÁ, 1993). Prado (2001) relata que saturação por bases de 65% apresentou maior contribuição para os incrementos nos componentes do rendimento e no rendimento de grãos dos híbridos de milho avaliados. Segundo Alvarez V. et al. (1999), a saturação por bases recomendada para a cultura do milho é de 60%.

Verifica-se que o tratamento 17 (30F53[®]), na repetição que ficou disposto na classe de V muito bom, apresentou uma produtividade de 11943 Kg ha⁻¹ (TABELA 1A). E quando disposto nas repetições com teor médio, apresentou uma produtividade menor de 10360.3 Kg ha⁻¹ (TABELA 1A). De forma semelhante ocorre para o tratamento 9 (RB9067[®]). Em duas repetições ele está arranjando sobre manchas que apresentam classificação baixo e apresenta uma produtividade baixo de 10121.3 Kg ha⁻¹ (TABELA 1A). Quando o mesmo tratamento ficou disposto na classe médio, uma produtividade superior foi verificada, de 12251 Kg ha⁻¹ (TABELA 1A).

Salienta-se que a alteração na saturação por bases no solo é lenta podendo não ser alcançada a meta no mesmo ano de aplicação do calcário devido à acidificação natural do solo pela mineralização da matéria orgânica, adição de fertilizantes nitrogenados, perdas por lixiviação e absorção e acidificação do solo pelas raízes das plantas.

Figura 10 - Mapa de distribuição espacial da saturação por bases para área 1.



As Figuras 12 e 13 demonstram a variabilidade espacial da Capacidade de troca efetiva (t) e potencial (T) da área 1. Observa-se que houve uma predominância de concentração de valores considerados médios nos mapas de isolinhas, para os dois atributos, alcançando níveis favoráveis para o desenvolvimento da cultura e um melhor rendimento. Percebe-se que os mapas seguiram semelhantes padrões de distribuição espacial quando comparados entre si.

A CTC é característica de cada tipo de solo e dependente, principalmente, dos teores de argila e de matéria orgânica. Capacidade de trocas de cátions elevadas possibilitam maior retenção de nutrientes catiônicos (K, Ca e Mg), propiciando maior produtividade de grãos de milho, principalmente em “segunda safra” (LEAL, 2015).

Figura 11 - Mapa de distribuição espacial da CTC efetiva $\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ para área 1.

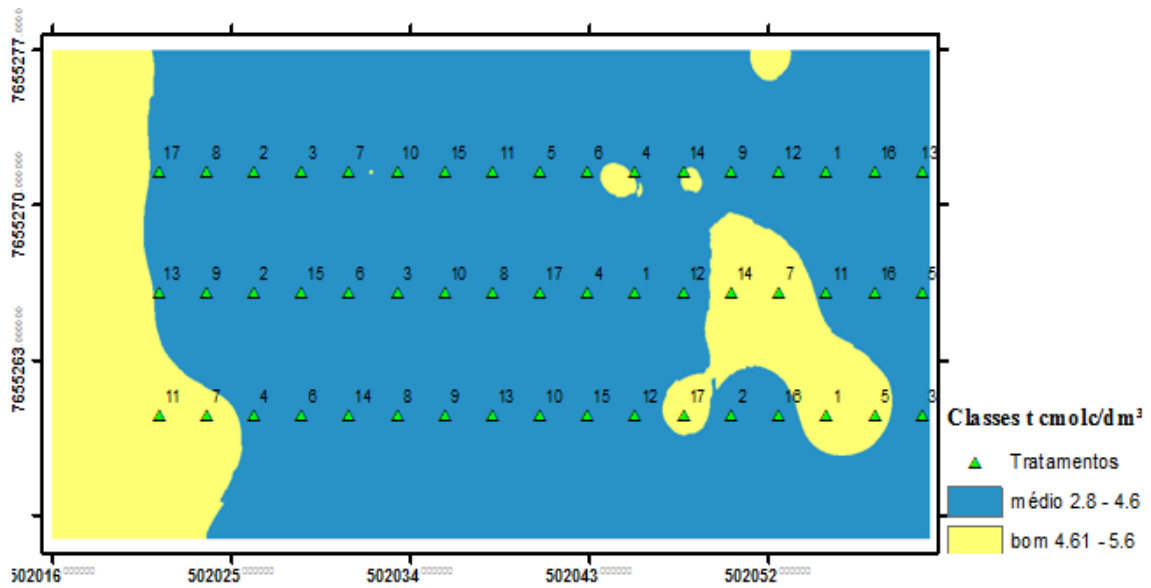
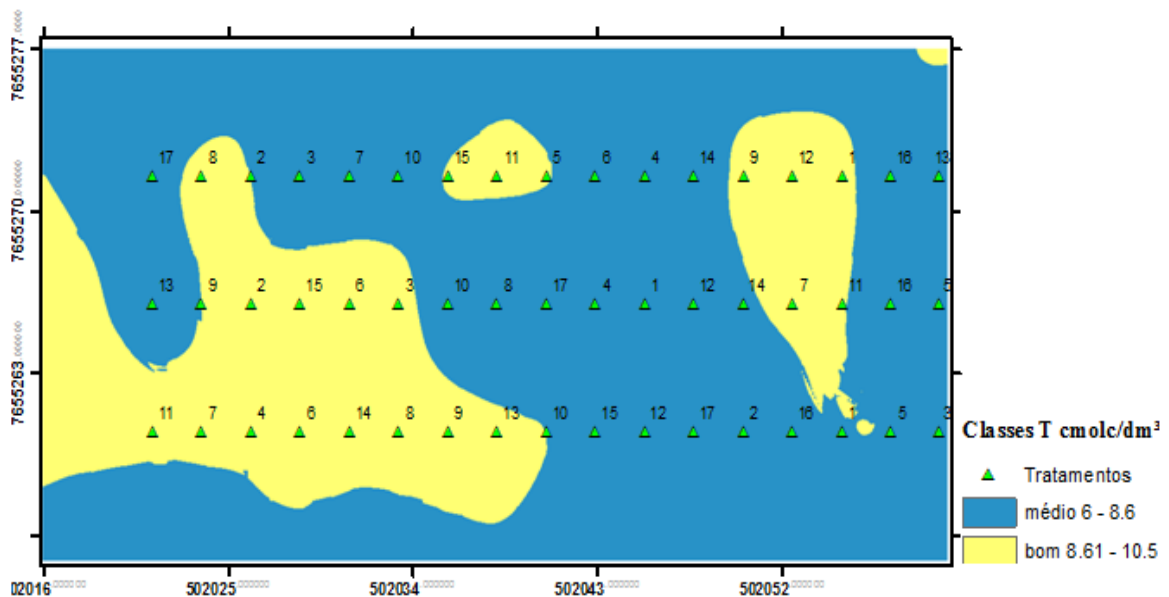


Figura 12 - Mapa de distribuição espacial da CTC potencial $\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ para área 1.

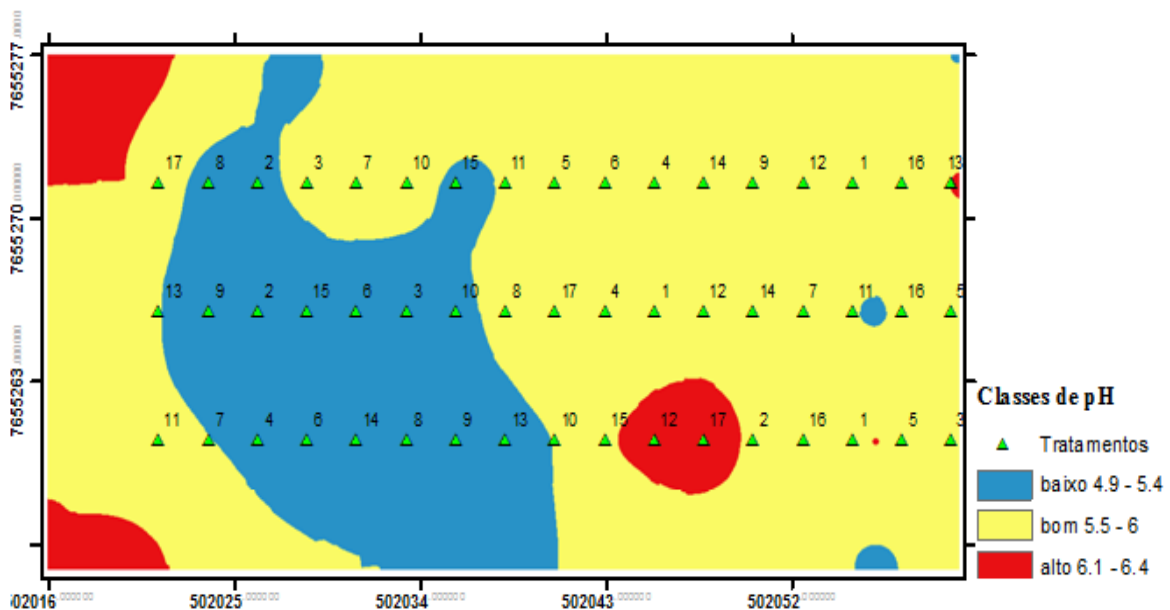


Observa-se que na parte esquerda do mapa de variabilidade espacial do pH em H_2O uma mancha de maior acidez, evidenciada por menores valores de pH classificada como baixo (4.9 a 5.5), engloba diversos tratamentos na área experimental 1 (FIGURA 14). O mapa também apresentou as classes bom, que possui a amplitude de 5.5 a 6 e a classe muito bom, cuja variação se inicia no 6.1 indo até 6.4. Classe esta demonstrada por uma mancha de dimensões menores na região inferior do mapa.

A correção da acidez do solo é muito importante ao adequado desenvolvimento do milho, embora existam materiais genéticos mais tolerantes às condições de acidez (CANTARELLA, 1993). O aumento do pH do solo altera a disponibilidade de nutrientes, aumentando a absorção de N (GOODROAD; JELLUM, 1988), P, K, Ca e Mg (LUTZ JR. et al., 1972) pelo milho. Dessa forma, a identificação de materiais genéticos de milho tolerantes ao alumínio assume grande importância nos programas de melhoramento dessa cultura visando uma melhor adaptabilidade e tolerância a solos com elevada acidez e com problemas de excesso de alumínio.

Os tratamentos 2 (2B610[®]) e 9 (RB9067[®]) nas repetições que ficaram situados sobre manchas de pH classificadas como baixo, apresentaram produtividades médias de 11617.4 e 10121.3 Kg ha⁻¹ (TABELA 1A) respectivamente, contrastando com a as produtividades encontradas nas repetições que ficaram dispostos na classificação de pH bom, apresentando produtividade de 13021.8 Kg ha⁻¹ para o tratamento 2 e 12251 Kg ha⁻¹ (TABELA 1A) para o tratamento 9. Situação inversa ocorreu com os tratamentos 4 (RB9005[®]) e 6 (RB9110[®]), nas repetições que ficaram situados na classificação baixo, a produtividade foi superior quando comparada as repetições que os tratamentos ficaram dispostos na classificação bom. Isso se dá por que as culturas, e mesmo os cultivares, variam muito na sua capacidade de tolerância ou sensibilidade à acidez ativa, à acidez trocável, saturação por bases, saturação por alumínio e disponibilidade de nutrientes.

Figura 13 - Mapa de distribuição espacial do pH em H₂O para área 1.



O conhecimento dos híbridos adaptados a cada condição de solo é de significativa importância técnica que se reflete na econômica, tendo em vista os incrementos na produtividade da cultura sem aumento desnecessário de custo no sistema de produção.

Estes resultados reforçam ainda mais a influência da variabilidade espacial em áreas experimentais para as propriedades químicas do solo, apesar de serem consideradas áreas relativamente pequenas, ficando claro que não é o tamanho da parcela ou da área que determina seu grau de homogeneidade. Dessa forma, Greco e Vieira (2005) sugerem que se analise a variabilidade espacial das propriedades do solo em conjunto, antes de adotar um delineamento experimental ao acaso, visto que qualquer tratamento adotado em determinada parcela ou bloco que necessite da homogeneidade levará a resultados errôneos devido a dependência espacial dos atributos.

Estimativas imprecisas das características dos tratamentos, devido à maior variância associada ao resíduo ou ao favorecimento de algum tratamento pode ser resultado da heterogeneidade dentro dos blocos (STROUP et al., 1994; DUARTE; VENCOVSKY, 2005).

Duarte (2000) relata que ao analisar espacialmente um ensaio de competição de linhagens de soja delineado em blocos aumentados, os resultados se mostraram melhores quanto a discriminação de tratamentos, quando comparados a análise clássica. A seleção foi menos influenciada por efeitos da variação local. Diversos trabalhos têm demonstrado resultados promissores na utilização da análise espacial em áreas de seleção de genótipos (Cargnelutti Filho et al., 2003; Smith; Casler, 2004; Yang et al., 2004; Duarte e Vencovsky, 2005; Candido et al., 2009; Maia et al., 2013).

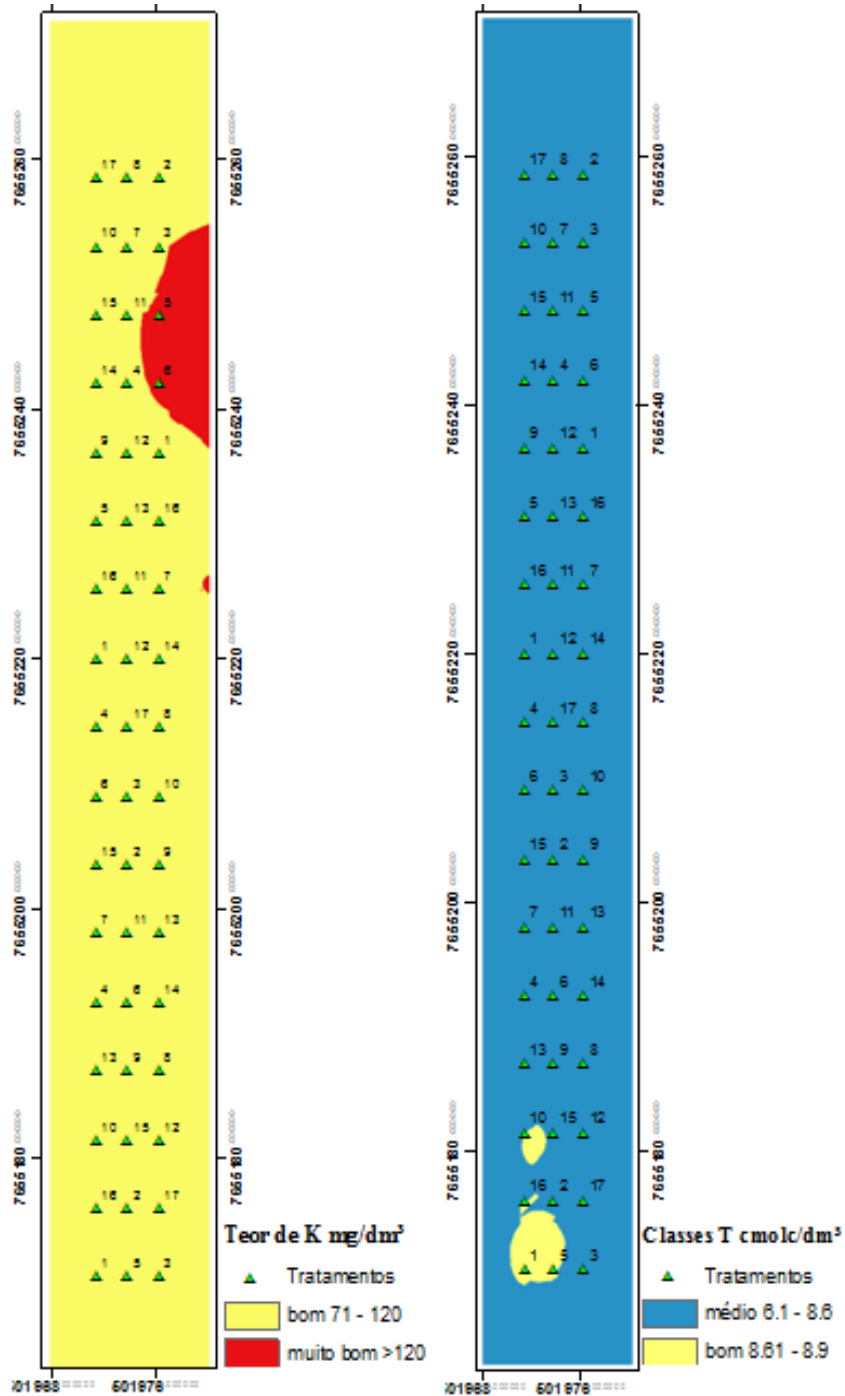
Cargnelutti Filho et al. (2003) e Storck et al. (2008) evidenciaram a contribuição desse tipo de análise na redução do erro experimental e no aumento da eficiência na seleção, em diferentes culturas.

Maia et al. (2013) relata que a modelagem espacial dos erros utilizando modelos autorregressivos separáveis de primeira ordem, para experimentos de seleção de clones de laranja Pêra, normalmente trazem ganhos pequenos, porém significativos. Henriques et al. (2015) destaca a identificação da presença de correlação espacial no ambiente se torna necessária para que não haja desconfiguração da informação durante as análises estatísticas e, com isso, alterando as conclusões obtidas.

Os mapas para os atributos que apresentaram dependência espacial para a área 2 são apresentados a seguir na Figura 15. Observa-se pela distribuição espacial dos atributos potássio (K) e CTC potencial (T) uma forte homogeneidade na área para ambos e se mostram similares. Os dois atributos apresentaram baixa amplitude na área, 71 a teores maiores que

120 mg.dm⁻³ para o K, e 6.1 a 8.9 cmom_c.dm⁻³ para o T. Observa-se uma pequena mancha de K na parte superior direita do mapa com teor muito bom e duas pequenas manchas circulares com teor bom na parte inferior do mapa de T. Essa baixa variabilidade reforça o histórico da área, que ao longo de mais de 20 anos funciona como uma estação experimental.

Figura 14 - Mapa de distribuição espacial dos atributos potássio mg.dm⁻³ e CTC potencial cmoc.dm⁻³ para área 2.



Essa intensa homogeneidade dos mapas segue a tendência dos outros atributos estudados para a área, os quais não apresentaram dependência espacial, ou seja, não apresentaram variabilidade. Para o mapa do K, verificou-se que o tratamento 5 (DKB290[®]) quando ficou disposto em uma região de teor classificado como muito bom, apresentou uma produtividade superior quando comparada as produtividades das repetições que se situaram em um teor de K inferior.

A análise de variância em que todos os tratamentos foram comparados para a área 2, não acusou diferenças significativas pelo teste F. Os genótipos testados não diferem para o caráter produtividade (TABELA 7).

Tabela 7 - Produtividade média de grãos (kg ha^{-1}), obtida pelos 17 tratamentos na área 2, Fazenda Vitorinha.

Tratamentos	Produtividade (Kg ha^{-1})
7 2A401 [®]	7785.00 a
4 RB9005 [®]	7716.46 a
17 30F53 [®]	6953.73 a
3 2B688 [®]	6852.80 a
8 30A91 [®]	6831.60 a
1 P2830 [®]	6580.26 a
13 RB9004 [®]	6529.66 a
16 30A37 [®]	6340.06 a
6 RB9110 [®]	5811.73 a
14 RB9219 [®]	5783.06 a
11 RB9006 [®]	5544.53 a
2 2B610 [®]	5311.66 a
5 DKB290 [®]	5047.60 a
15 2B810 [®]	4940.80 a
10 RK3014 [®]	4860.20 a
9 RB9067 [®]	4768.00 a
12 RB9308 [®]	4719.26 a

*Médias seguidas de letras iguais não diferem entre si, pelo teste de Scott-Knott a 5% de probabilidade.

Ao realizar a análise de variância conjunta para as áreas em estudo (TABELA 8), verifica-se que ocorreu diferença significativa apenas para a fonte de variação áreas. Para as médias de produtividade dos tratamentos e para a interação tratamentos x áreas não houve diferenças significativas. A análise conjunta permite a quantificação do efeito do ambiente

bem como sua interação com genótipos, isolando o efeito somente dos genótipos. Assim, o efeito de genótipos está misturado ao efeito ambiental bem como da interação genótipos x ambientes quando se avalia em apenas um local, levando o pesquisador tomar decisões errôneas a respeito do desempenho dos materiais avaliados.

Tabela 8 - Resumo das análises de variância conjunta dos experimentos para quantificação da produtividade de híbridos de milho envolvendo as duas áreas, Fazenda Vitorinha.

FV	GL	QM
Áreas (A)	1	648209100.6**
Tratamentos (T)	16	3132652.86 ^{NS}
A x T	16	2320417.47 ^{NS}
Blocos	2	1851005.79
Erro	66	2156859.97
CV(%)		17.26
Média (kg/tratamento)		8510.35

**Significativos pelo teste de F ($p \leq 0,01$); NS Não Significativo.

Considerando que nas duas áreas experimentais o manejo e a época de semeadura foram semelhantes, a diferença na produtividade média dos tratamentos deve ser atribuída a diferenças de fertilidade nos dois locais. Como o efeito de tratamentos bem como a interação foram não significativos, indica que toda variação apresentada nas médias de produtividade dos tratamentos, considerando as áreas em estudo, foi devido a variações ambientais. O desempenho dos genótipos foi coincidente nos locais em estudo, pois a interação foi não significativa. A Tabela 9 demonstra o desempenho dos tratamentos para análise conjunta. A ocorrência de interação genótipos x ambientes, na cultura do milho na região, é frequentemente, relatada na literatura (RIBEIRO; ALMEIDA, 2011).

Este fato foi relatado no trabalho realizado por Li et al. (2014), onde foi comparado o desempenho de linhagens e seus respectivos híbridos em cinco locais.

Como foram utilizados genótipos comerciais que possuem uma alta capacidade produtiva, estes possuem características que conferem estabilidade e adaptabilidade nos mesmos, resultando em plantas menos sensíveis a mudanças de fertilidade solo, água, pragas, quando comparados a materiais mais rústicos. Desta forma, a diferença significativa entre as áreas era de se esperar, visto que, pela análise geoestatística das áreas experimentais, a área 1

demonstrou-se heterogênea para todos os atributos químicos analisados, enquanto para a área 2, esta demonstrou uma certa homogeneidade em relação a variabilidade espacial dos atributos químicos aferidos.

Ao se comparar a análise conjunta com as análises individuais das áreas, a significância entre os tratamentos na análise de variância da área 1 foi influenciada pela heterogeneidade apresentada na área. O efeito ambiental levou a concluir de forma errônea que havia efeito genotípico, o que não foi constatado na análise conjunta.

Tabela 9 - Produtividade média de grãos (kg ha^{-1}) dos híbridos utilizados, considerando-se as duas áreas de cultivo, Fazenda Vitorinha.

Tratamentos	Produtividade (Kg ha^{-1})
4 RB9005 [®]	10073.50 a
13 RB9004 [®]	9291.96 a
7 2A401 [®]	9258.30 a
3 2B688 [®]	9057.70 a
17 30F53 [®]	8920.80 a
11 RB9006 [®]	8903.65 a
1 P2830 [®]	8713.36 a
2 2B610 [®]	8698.60 a
16 30A37 [®]	8472.96 a
8 30A91 [®]	8400.46 a
6 RB9110 [®]	8307.53 a
5 DKB290 [®]	8246.93 a
15 2B810 [®]	8101.40 a
9 RB9067 [®]	7799.60 a
10 RK3014 [®]	7591.70 a
14 RB9219 [®]	7510.86 a
12 RB9308 [®]	7326.60 a

*Médias seguidas de letras iguais não diferem entre si, pelo teste de Scott-Knott a 5% de probabilidade

Verifica-se que através dos ranqueamentos obtidos pelos testes de média de produtividade das áreas em conjunto e individuais, há classificações de posições distintas dos híbridos. Concluindo-se que a variabilidade espacial dos atributos químicos influencia o desempenho dos mesmos. Mesmo com a interferência do ambiente nas produtividades dos genótipos, nota-se que os tratamentos 4 (RB9005[®]) e 3 (2B688[®]) apresentaram produtividades superiores em todos os rankings, ou seja, variaram pouco de posição e se

mantiveram bem colocados. Dessa forma, pode-se afirmar que estes híbridos possuem melhores desempenhos. Considerando que os materiais utilizados nos experimentos são híbridos comerciais largamente utilizados ou recomendados para região, mesmo estes sendo de empresas diferentes, é esperado que os mesmos não apresentem grandes diferenças em seus potenciais genotípicos. Assim, necessita-se de testes com um maior número de repetições e em um maior número de locais.

Estes resultados demonstram um aspecto importante para que a seleção de genótipos de milho em áreas experimentais seja bem sucedida. Levar em consideração a interação genótipo x ambiente, ou seja, considerar as posições espaciais dos tratamentos dentro das áreas experimentais.

Na análise tradicional, mesmo adotando os princípios básicos da experimentação (repetição, casualização e controle local dos tratamentos), pode ocorrer aumento indesejável do erro experimental, em razão das variações causadas por fatores não controláveis, como por exemplo, a heterogeneidade do solo ou das parcelas ou, ainda, a competição entre e dentro das parcelas experimentais (RAMALHO et al., 2000). A análise clássica dos experimentos de campo não considera que as observações tomadas em plantas ou parcelas vizinhas sejam correlacionadas, uma vez que uma das pressuposições do modelo é a independência entre os erros.

Dessa forma, a utilização de análises que modelam a dependência espacial no melhoramento de plantas tem por objetivo de exercer maior controle local e aumentar a precisão experimental. Deve-se atentar para a influência da variabilidade espacial de atributos químicos no desempenho híbrido e que dependência espacial se faz presente nas áreas podendo mascarar o resultado obtido nas análises tradicionais.

4.4 Análise de correlação de Pearson

Geralmente, a variabilidade das produtividades das culturas acompanha a variabilidade do solo, dessa maneira conhecer quais atributos exercem as maiores influências se torna relevante (MARQUES JÚNIOR et al., 2000).

As Tabelas 10 e 11 fornecem os coeficientes de correlação da produtividade dos tratamentos com os atributos de solo estudados que apresentaram dependência espacial. A correlação foi realizada entre a média de produtividade das 3 repetições com a média dos valores dos atributos, valores estes estimados de acordo com os mapas de isolinhas e correspondentes ao mesmo local de coleta de produtividade.

A análise de correlação revelou que os coeficientes significativos de correlação foram altos, ou seja, maiores que 0,80, de modo geral.

Neste estudo, os coeficientes de correlação linear de Pearson (r) para a maioria dos atributos de fertilidade do solo versus produtividade do milho não foram significativos a 5%.

Tabela 10 - Coeficientes de correlação de Pearson entre produtividade dos tratamentos e os atributos do solo para área 1.

Tratamentos (Produtividade)	Atributos							
	P mg.dm ⁻³	K mg.dm ³	Ca mg.dm ⁻³	Mg mg.dm ⁻³	V %	T cmo _c .dm ⁻³	t cmoc.dm ⁻³	pH
1 (P2830 [®])	-0.998*	-0.998*	0.748	0.991*	0.370	0.304	0.784	0.447
2 (2B610 [®])	0.956	0.884	0.998*	0.897	0.939	-0.967*	0.999*	0.982*
3 (2B688 [®])	0.075	0.274	0.09	0.918	0.849	-0.985*	-0.985*	0.798
4 (RB9005 [®])	0.032	0.257	-0.094	0.961*	-0.926	0.984*	0.342	-0.994*
5 (DKB290 [®])	0.947	0.179	0.225	0.737	0.834	-0.644	0.358	0.847
6 (RB9110 [®])	0.559	-0.968*	-0.844	-0.438	0.993*	0.974	-0.853	-0.964
7 (2A401 [®])	0.998*	0.970*	0.975*	0.229	-0.74	0.879	0.911	-0.284
8 (30A91 [®])	0.278	-0.970*	0.696	-0.013	-0.967	0.763	0.601	-0.81
9 (RB9067 [®])	0.972*	0.319	0.999*	0.883	0.987*	0.058	0.991*	0.946
10 (RK3014 [®])	0.224	-0.005	-0.228	-0.228	0.537	0.537	-0.704	-0.629
11 (RB9006 [®])	0.765	0.31	0.208	0.164	-0.236	-0.821	0.216	-0.476
12 (RB9308 [®])	0.881	-0.154	0.381	0.488	0.030	0.021	-0.298	-0.451
13 (RB9004 [®])	-0.949	0.658	0.549	0.373	0.373	-0.932	0.597	0.969
14 (RB9210 [®])	0.389	-0.491	-0.958*	-0.813	0.990*	0.999*	-0.889	-0.96
15 (2B810 [®])	-0.512	-0.705	0.961*	0.647	-0.823	0.999*	-0.201	-0.939
16 (30A37 [®])	-0.35	-0.916	0.999*	0.741	0.713	0.94	0.853	-0.114
17 (30F53 [®])	0.608	0.649	0.853	0.177	0.977*	-0.534	0.982*	0.982*

* Significativo a 5% de probabilidade de acordo com o teste t (Student).

Tabela 11 - Coeficientes de correlação de Pearson entre produtividade dos tratamentos e os atributos do solo para área 2.

Tratamentos (Produtividade)	Atributos	
	K mg.dm ⁻³	T cm ₀ .dm ⁻³
1 (P2830 [®])	0.854	-0.758
2 (2B610PW [®])	-0.223	-0.078
3 (2B688PW [®])	-0.114	0.059
4 (RB8005 [®])	0.148	0.181
5 (DKB290 [®])	0.966*	-0.749
6 (RB9110 [®])	0.162	0.496
7 (2A401PW [®])	-0.750	0.391
8 (30A91PW [®])	0.253	-0.232
9 (RB9067 [®])	-0.908	0.155
10 (RK3014 [®])	0.224	-0.907
11 (RB9006 [®])	0.999*	-0.998*
12 (RB9308 [®])	-0.903	0.872
13 (RB9004 [®])	0.061	0.870
14 (RB9210 [®])	0.742	-0.703
15(2B810PW [®])	-0.193	-0.999*
16 (30A37PW [®])	0.107	-0.368
17 (30F53 [®])	-0.578	0.897

* Significativo a 5% de probabilidade de acordo com o teste t (Student).

A maioria das correlações para área 1 foram positivas, ou seja, com o aumento do teor do atributo, ocorre um aumento da produtividade. O atributo pH apresentou um número maior de correlações negativas. Isto pode ser um indicativo que os materiais utilizados no experimento, possuem uma melhor adaptabilidade para solos mais ácidos. Os tratamentos que apresentaram as melhores correlações com os atributos químicos de solo estudados foram 2 (2B610[®]), 5 (DKB290[®]), 9 (RB9067[®]) e o 17 (30F53[®]), todas positivas ou com apenas uma correlação negativa (TABELA 10).

A saturação por bases apresentou valores de r que foram de 0,030 (tratamento 12 RB9308[®]) a 0.990 (tratamento 14 RB9219[®]) (TABELA 10). Nos estudos realizados por

Pontelli (2006) e Montezano et al. (2006) os maiores valores de r entre produtividade de milho e saturação por bases não ultrapassaram 0.390.

Com relação a área 2, houve poucas correlações significativas e ocorreu uma variação entre coeficientes positivos e negativos. Apenas no tratamento 11 (RB9006) foi verificado um r significativo para os dois atributos analisados, sendo que para a CTC potencial, esta apresentou um r negativo.

Todos os atributos analisados apresentaram variação de seus valores de coeficiente de correlação e significância entre os tratamentos. Quando se obtém um r alto e significativo, isto indica que esses atributos foram os que mais influenciaram a produtividade de milho para aquele tratamento. Uma explicação possível para a ocorrência de baixos valores de r está relacionada com a intensidade de amostragem da produtividade e dos atributos do solo.

O estudo da correlação de Pearson fornece informações sobre o comportamento do tratamento com relação a variação de um determinado atributo químico estudado.

5 CONCLUSÕES

Foi verificado a dependência espacial forte a moderada na área 1 para os atributos fósforo, potássio, cálcio, magnésio, saturação por bases, CTC potencial e efetiva e pH em H₂O. Apenas para os atributos potássio e CTC potencial foi constatado a dependência espacial moderada na área 2.

A variabilidade espacial dos atributos químicos de solo afetou a produtividade média dos genótipos utilizados. Com a confecção dos mapas de isolinhas dos atributos, identificou-se repetições de tratamentos com diferentes comportamentos de produtividade quando situados em diferentes classes para os atributos fósforo, potássio, saturação por bases e pH em H₂O para a área 1. Os atributos cálcio, magnésio, CTC potencial e efetiva apesar de apresentarem dependência espacial, os mapas demonstraram forte homogeneidade, assim como os atributos potássio e CTC potencial para a área 2.

A maioria dos tratamentos apresentou mudanças consideráveis de colocações nos ranqueamentos obtidos pelos testes de média das áreas, com exceção dos tratamentos 1 (P2830®), 3 (2B688PW®), 4 (RB8005®), 10 (RK3014®), 12 (RB9308®) e 13 (RB9004®), os quais apresentaram posições semelhantes, apesar de apresentarem produtividades distintas para as duas áreas.

Diante do que foi exposto, entende-se que a necessidade da difusão da abordagem espacial em áreas de seleção de genótipos é necessária, uma vez que a consideração da informação sobre a dependência espacial dos atributos químicos de solo pode alterar as conclusões sobre um programa de melhoramento. Faz-se necessário a identificação da variabilidade espacial de atributos químicos devido a heterogeneidade das áreas.

REFERÊNCIAS

- ABREU, S.L.; REICHERT, J.M.; SILVA, V.R.; REINERT, D.J. e BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo franco arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, vol.33, n.2, p. 275-282, 2003.
- ALVAREZ V. V.H.; NOVAES, R. F.; BARROS, N. F.; CANTARUTTI, R. B.; LOPES, A.S. **Interpretação dos resultados das análises de solos**. In: RIBEIRO, A.C.; GUIMARAES, P.T.G.; ALVAREZ V., V.H. (Ed.). Recomendação para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5º Aproximação. Viçosa: Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais, p. 25-32, 1999.
- AKAIKE, H. Information theory as an extension of the maximum likelihood principle. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON INFORMATION THEORY, 2., 1973, Budapest. Proceedings. Budapest: **Akademia Kiadó**. p. 267-281, 1973.
- ANDRIOTTI, J. L. S. Introdução à geoestatística. **Acta Leopoldensia**, São Leopoldo, v. 11, n. 27, p. 5-81, 1989.
- ARMSTRONG, C.L.et al. Field evaluation of European corn borer control in progeny of 173 transgenic corn events expressing an insecticidal protein from *Bacillus thuringiensis*. **Crop Science**, v.35, p.550-557, 1995.
- ARTUR, A. G. et al. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo, associada ao microrrelevo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 18, n. 2, p. 141-149, 2014.
- ASSUMPÇÃO, R. A. B.; URIBE-OPAZO, M. A.; GODOY, E.; JOHANN, J. A. Uso da krigagem indicatriz na avaliação da probabilidade da produtividade de soja segundo os padrões regional, estadual e nacional. **Acta Scientiarum: Agronomy**, vol. 29, p. 165-171, 2007
- BARBIERI, D. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.. Variabilidade espacial de atributos químicos de um argissolo para aplicação de insumos à taxa variável em diferentes formas de relevo. **Engenharia Agrícola**. vol.28, n.4, p. 645-653, 2008.
- BORÉM, A.; MIRANDA, G.V. **Melhoramento de plantas**. 6 ed. Rev. e ampl. – Viçosa, MG. Editora UFV, p. 523, 2013.
- BUENO, L. C. S.; MENDES, A. N. G.; CARVALHO, S. P. **Melhoramento genético de plantas: princípios e procedimentos**. 2. ed. Lavras: UFLA, p. 319, 2006.
- CAMARGO, E. C. G. **Geoestatística: fundamentos e aplicações**. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf>. Acesso em: 8 ago. 2016.
- CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, p. 1501-1511, 1994.

CAMPOS, J. F. D., CARNEIRO, A. P. S., PETERNELLI, L. A., CARNEIRO, J. E. D. S., SILVA, M. J. D., CECOM, P. R. Classification of common bean families under different scenarios of spatial dependence and experimental precision. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 51, n. 2, p. 105-111, 2016.

CAMPOS, M. C. C.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, J. T.; SOUZA, Z. M.; MONTANARI, R. Planejamento agrícola e implantação de sistema de cultivo de cana-de-açúcar com auxílio de técnicas geoestatísticas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. vol.13, n.3, p. 297-304, 2009.

CANDIDO, L. S.; PERECIN, D.; LANDELL, M. G. A., PAVAN, B. E. Análise de vizinhança na avaliação de genótipos de cana-de-açúcar. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 44, n. 10, p. 1304-1311, 2009.

CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L.; LÚCIO, A. D. Ajustes de quadrado médio do erro em ensaios de competição de cultivares de milho pelo método de Papadakis. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, n. 4, p. 467-473, 2003.

CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M. & VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 37, p. 1151-1159, 2002.

CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.27, p.695-703, 2003.

CASSEL, D. K.; WENDROTH, O.; NIELSEN, D. R. Assessing spatial variability in an agricultural experiment station field: opportunities arising from spatial dependence. **Agronomy Journal**, Madison, v. 92, n. 4, p. 706-714, 2000.

CAVALCANTE, E.G.S. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.31, p.1329-1339, 2007.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. Grãos, **Safra: 2016/2017**. Oitavo levantamento, Maio de 2017 Brasília: CONAB, p.154, 2017. Disponíveis em: <http://www.conab.gov.br/conabweb/download/safra/estudo_safra.pdf>. Acesso em: 07/05/2017

CORA, J. E.; ARAUJO, A. V.; PEREIRA, G. T.; BERALDO, J. M. G.. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. vol.28, n.6, p. 1013-1021, 2004.

DUARTE, J.B. **Sobre o emprego e a análise estatística do delineamento em blocos aumentados no melhoramento vegetal**. Tese (Doutorado) - Universidade de São Paulo, Piracicaba. p. 293, 2000.

DUARTE, J.A. ; VENCOSKY. Spatial statistical analysis and selection of genotypes in plant breeding. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.40, n.2, p.107-114, fev. 2005.

DUVICK, D. N. The Contribution of breeding to yield advances in maize (*Zea mays*. L.). **Advances in Agronomy**, San Diego, v. 86, n. 1, p. 84-138, Jan./Dec. 2005

FANCELLI, A. L.; DOURADO NETO, D. Fisiologia da produção e aspectos básicos de manejo para alto rendimento. In: SANDINI, I. E.; FANCELLI, L. A. **Milho estratégias de manejo para a região sul**. Guarapuava – PR: Fundação Agrária de Pesquisa Agropecuária, p. 103-116, 2000.

FANCELLI, A. L. Milho. p. 43-89. In. PROCHNOW, L. I.; CASARIN, V.; STIPP, S. R. **Boas práticas para uso eficiente de fertilizantes**. Piracicaba, SP, International Plant Nutrition Institute. p. 467, 2010.

FERRAZ, G. A. E S.; SILVA, F. M.; CARVALHO, F. M.; COSTA, P. A. N.; CARVALHO, L. C. C. Viabilidade econômica do sistema de adubação diferenciado comparado ao sistema de adubação convencional em lavoura cafeeira: um estudo de caso. **Engenharia Agrícola**. vol.31, n.5, p. 906-915, 2011.

FERREIRA, D. F. **Sistema de análise de variância – SISVAR**. Versão 5.0. Lavras: Universidade Federal de Lavras/Departamento de Ciências Exatas, 2007.

FURTINI NETO, A. E. et al. Fertilidade do solo. Lavras: UFLA/FAEPE, p. 252, 2001.

GALINAT, W.C. The origin of maize: grain of humanity. New York: New York Botanical Garden Journal, v. 44, p.3-12, 1995.

GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R.. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa , v. 29, n. 2, p. 169-177, Apr. 2005.

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

GOODROAD, L.L. & JELLUM, M.D. Effect of N fertilizer rate and soil pH on N efficiency in corn. **Plant Soil**, 106:85-89, 1988.

HENRIQUES, C. N.; OLIVEIRA, M.S.; RAIMUNDO, M.R.; MELLO, J.M.; SCOLFORO, H. F. ; REIS, A. A. ; GOMIDE, L. R. . Modelagem espacial na análise de um plantio experimental de can-deia. **Revista Brasileira de Biometria** , v. 33, p. 14-29, 2015.

HORVAT, R.A.; XAVIER, M.A; GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R. Avaliação da variabilidade espacial do número de perfilhos da cultura de cana-de-açúcar em relação à compactação do solo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO, 2., 2006, São Pedro. **Anais...** Piracicaba: ESALQ/USP, 2006. v.I. (CD-ROM)

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

KRAUSE, W.; RAMALHO, M.A.P.; ABREU, Â. de F.B. Alternativas para melhorar a eficiência dos experimentos de valor de cultivo e uso na cultura do feijoeiro. **Revista Ceres**, v.54, p.199-205, 2007.

LANDIM, P. M. B. **Introdução à análise estatística de dados geológicos multivariados**. Rio Claro: DGA, IGCE, UNESP, 2010. 229 p. (Texto Didático, 15). Disponível em: <http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/DIDATICOS/LANDIM/MULTIVAR.pdf>

LEAL, A. J. F.; MIGUEL, E. P.; BAILO, F. H. R.; NEVES, D. C.; LEAL, U. A. S. Redes neurais artificiais na predição da produtividade de milho e definição de sítios de manejo diferenciado por meio de atributos do solo. **Bragantia**, Campinas, v. 74, n. 4, p. 436-444, 2015.

LI, Y. et al. Contributions of parental inbreds and heterosis to morphology and yield of single-cross maize hybrids in China. **Crop Science**, Madison, v. 54, n. 1, p. 76-88, Nov. 2014.

LUTZ Jr., J.A.; GENTER, C.F. & HAWKINS, G.W. Effect of soil pH on element concentration and uptake by maize: I. P, K, Ca, Mg and Na. **Agron. J.**, 64:581-583, 1972.

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

MAGALHÃES, P.C.; DURÃES, F.O.M.; CARNEIRO, N.P.; PAIVA, E. Fisiologia do Milho. 1 ed. Sete Lagoas: **Circular Técnica**, Embrapa Milho e Sorgo., p. 23, 2002.

MAIA, E.; SIQUEIRA, D.L. de; CARVALHO, S.A. de; PETERNELLI, L.A.; LATADO, R.R. Aplicação da análise espacial na avaliação de experimentos de seleção de clones de laranja Pêra. **Ciência Rural**, v.43, p.8-14, 2013.

MARSCHNER, H. **Mineral nutrition of higher plants**. 2nd ed. London: Academic, p.285, 1995.

MARTIN, T.N; STORCK, L; LUCIO, A.D; CARVALHO, M.P; SANTOS, P.M. Maize genetic variability and modifications on the experimental plan. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Vol.40 no.1 Brasília Jan.2005.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. *Econ. Geology*, n.58, p.1246-1266, 1963.

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

MONTANARI, R.; CARVALHO, M. P.; ANDREOTTI, M.; DALCHIAVON, F. C.; LOVERA, L. H.; HONORATO, M. A. O. Aspectos da produtividade do feijão correlacionados com atributos físicos do solo sob elevado nível tecnológico de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 34, n. 6, p. 908-916, 2010.

MONTEZANO, Z. F.; CORAZZA, E. J.; MURAOKA, T. Variabilidade espacial da fertilidade do solo em área cultivada e manejada homoganeamente. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.30, n.5, p.839-847, 2006.

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

OLIVER, M. A. An overview of Precision Agriculture. In: OLIVER, M. A.; BISHOP, T. F. A.; MARCHANT, B. P. Precision Agriculture for sustainability and environmental protection.: **Routledge**, Abingdon, Oxon, UK, p. 01-58, 2013.

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

OLIVEIRA, R. B.; LIMA, J. S. S.; XAVIER, A. C.; PASSOS, R. R.; SILVA, S. A.; SILVA, A. F. Comparação entre métodos de amostragem do solo para recomendação de calagem e adubação do cafeeiro conilon. **Engenharia Agrícola**. vol.28, n.1, p. 176-186, 2008.

OLIVEIRA, P. C. G.; FARIAS, P. R. S.; LIMA, H. V.; FERNANDES, A. R.; OLIVEIRA, F. A.; PITA, J. D. Variabilidade espacial de propriedades químicas do solo e da produtividade de citros na Amazônia Oriental. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. vol.13, n.6, p. 708-715, 2009.

ORTIZ, G. G. da. **Aplicação de métodos geoestatísticos para identificar a magnitude e a estrutura da variabilidade espacial de variáveis físicas do solo**. Piracicaba: USP, Dissertação Mestrado p. 91, 2002.

PACHECO, R.M.; DUARTE, J.B.; SOUZA, P.I.M. de; SILVA, S.A. da; NUNES JUNIOR, J. Key locations for soybean genotype assessment in Central Brazil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.44, p.478-486, 2009.

PATERNIANI, E. **Melhoramento e produção do milho no Brasil**. Campinas: Fundação Cargill, p. 650, 1978

PATERNIANI, E.; CAMPOS, M. S. Melhoramento do Milho, In: BORÉM, A. (Ed). **Melhoramento das espécies cultivadas**. Viçosa, MG: UFV, p. 429-485, 1999.

PRADO, Renato de Mello. Saturação por bases e híbridos de milho sob sistema plantio direto. **Scientia. Agrícola**, Piracicaba , v. 58, n. 2, p. 391-394, jun. 2001 .

PRADO, R. M.; NATALE, W. Calagem na nutrição de cálcio e no desenvolvimento do sistema radicular da goiabeira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.39, p. 1007-1012, 2004.

PEIXOTO, C. M. **O milho no Brasil, sua importância e evolução**. Dupont,Pioneer. 2013.

PONTELLI, C.B. **Caracterização da variabilidade espacial das características químicas do solo e da produtividade das culturas utilizando as ferramentas de agricultura de precisão**. 2006. 112p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Maria (RS).

- RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: UFLA, p. 303, 2000.
- RIBEIRO, J. Z.; ALMEIDA, M. I. M. de. Estratificação ambiental pela análise da interação genótipo x ambiente em milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 46, n. 8, p. 875-883, 2011.
- SÁ, J.C.M.; KOCHANN, R.A.; GASSEN, D.N.; BORGES, G.O Manejo da fertilidade do solo no sistema plantio direto. In: GOMES, E.P.;(Ed.) **Plantio direto no Brasil**. Passo Fundo: EMBRAPA, CNPT; FUNDACEP, FECOTRIGO; FUNDAÇÃO ABC, . p.37- 60, 1993.
- SAWAZAKI, E.; PATERNIANI, M.E.A.G.Z. Evolução dos cultivares de milho no Brasil. In: GALVÃO, J.C.C.; MIRANDA, G.V. **Tecnologias de produção do milho**. 20.ed. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, v.1, p.13-53, 2004.
- SILOTO, R.C. **Danos e biologia de Spodoptera frugiperda (J.E. Smith, 1797) (Lepidoptera: Noctuidae) em genótipos de milho**. Dissertação de mestrado, ESALQ/USP, Piracicaba. p.92, 2002.
- SILVA, A.P. da; LIBARDI, P.L.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da resistência à penetração de um latossolo vermelho-escuro ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.13, p.1-5, 1989.
- SILVA NETO, S. P.; SANTOS, A. C.; LEITE, R. L. L.; DIM, V. P.; CRUZ, R. S.; PEDRICO, A.; NEVES NETO, D. N. Análise espacial de parâmetros da fertilidade do solo em região de ecótono sob diferentes usos e manejos. **Semina: Ciências Agrárias**, v.32, p.541-552, 2011.
- SILVA, P. M. O. **Modelagem do escoamento superficial e da erosão hídrica na sub-bacia hidrográfica do ribeirão Marcela, Alto Rio Grande, MG**. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, p.155, 2006.
- SILVA, F.M. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos e da produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, n.37, p.401-407, 2007.
- SILVA, V.R.; REICHERT, J.M.; STORCK, L.; FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho-Amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.27, p.1013-1020, 2003.
- SILVA, W.; PATERNIANI, E.; SOLOGUREN, L.; Di CIERO, L. milho tecnologia do campo à mesa. **Conselho de Informações sobre Biotecnologia (CIB)**. 2006. Disponível em: <http://www.cib.org.br/pdf/guia_do_milho_CIB.pdf>. Acesso em: 17/04/2015.
- SMITH, K. F.; CASLER, M. D. Spatial analysis of forage grass trials across locations, years, and harvests. **Crop Science**, Madison, v. 44, n. 1, p. 56-62, Jan./Feb. 2004.
- STORCK, L.; STECKLING, C.; ROVERSI, T.; LOPES, S.J. Utilização do método de Papadakis na melhoria da qualidade experimental de ensaios com soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.43, p. 581-587, 2008.

STROUP, W. W.; BAENZIGER, P. S.; MULITZE, D. K. Removing spatial variation from wheat yield trials: a comparison of methods. **Crop Science**, v. 34, n. 1, p. 62-66, 1994.

SOUZA, L.S.; COGO, N.P.; VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.21, n.3, p.1-10, 1997

SOUZA, Z. M. et al. Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg e V% do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 6, p. 1763-1771, 2004.

SOUZA, Z. M. et al. Número de amostras na análise geoestatística e na krigagem de mapas de atributos do solo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 44, n. 2, p. 261-268, 2014.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; WADE, M.K.; UEHARA, G. Applications of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, San Diego, v.38, n.1, p.45-94, 1985.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. World Agricultural Production. **Circular Series**. WAP 5-6. May 2016. (2016). Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/>>

VALÊNCIA, L. I. O.; MEIRELLES, M. S. P.; BETTINI, C. Geoestatística aplicada à agricultura de precisão. In: MACHADO, P. L. O. de A.; BERNARDI, A. C. de C.; SILVA, C. A. (Ed.). **Agricultura de precisão para o manejo da fertilidade do solo em sistema plantio direto**. Rio de Janeiro: EMBRAPA Solos, 2004. p. 37-56.

VENCONVSKY, R., BARRIGA, P. **Genética Biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto: s.n., 1992. 496 p.

VENCOVSKY, R. Herança quantitativa. In: PATERNIANI, E.; VIEGAS, G. P. (Ed.). **Melhoramento e produção do milho**. 2. ed. Campinas: **Fundação Cargill**, cap. 5, p.137-214, 1987.

VIEIRA SR, HATFIELD JL, NIELSEN, DR & BIGGAR JW Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v.51, p.1-75. 1983.

VIEIRA, S.R. Permeâmetro: novo aliado na avaliação de manejo do solo. **O Agrônomo**, Campinas, v.47-50, p.32-33, 1998.

VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossol Roxo de Campinas, SP. **Bragantia**, v. 56, p.181-190, 1997.

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

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

YANG, R. C.; YE, T. Z.; BLADE, S. B.; BANDARA, M. Efficiency of spatial analyses of field pea variety trials. **Crop Science**, Madison, v. 44, n. 1, p. 49-55, Jan./Feb. 2004.

APÊNDICE A - SEMIVARIOGRAMAS DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS E DADOS DE PRODUTIVIDADE

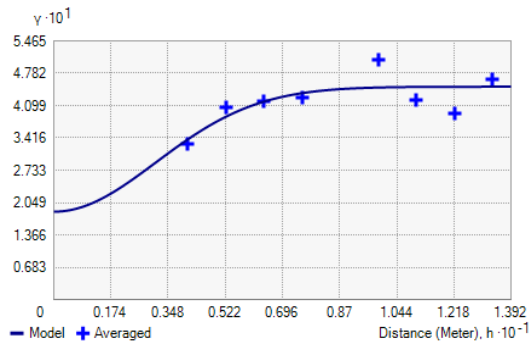


Figura 1 Semivariograma experimental para a variável fósforo, para área 1.

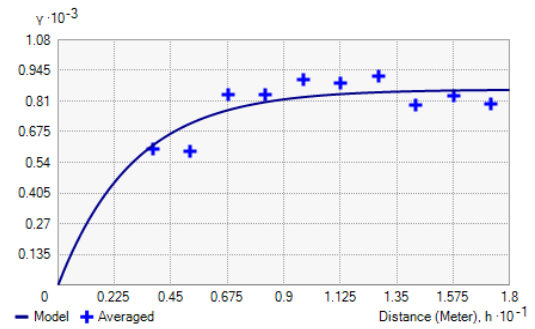


Figura 2 Semivariograma experimental para a variável potássio, para área 1.

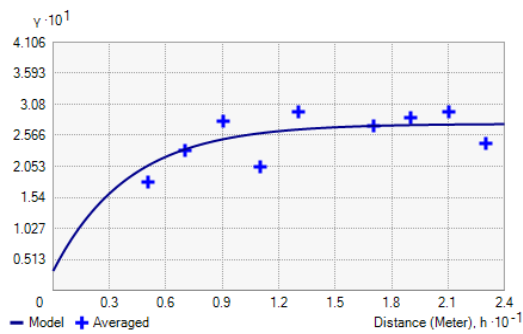


Figura 3 Semivariograma experimental para a variável cálcio, para área 1.

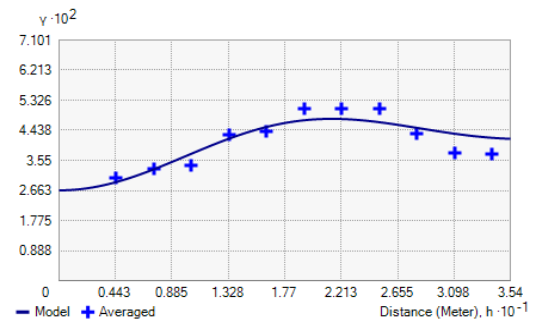


Figura 4 Semivariograma experimental para a variável magnésio, para área 1.

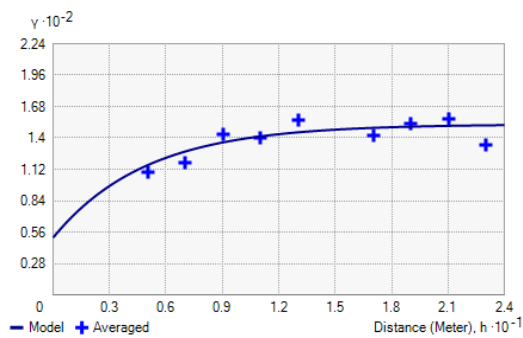


Figura 5 Semivariograma experimental para a variável saturação por bases, para área 1.

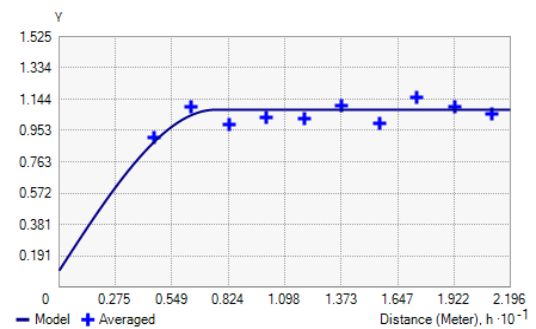


Figura 6 Semivariograma experimental para a variável CTC potencial, para área 1.

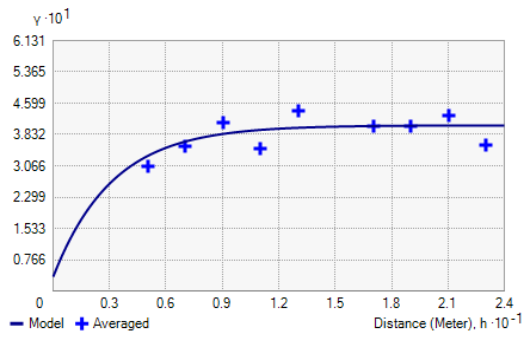


Figura 7 Semivariograma experimental para a variável CTC efetiva, para área 1.

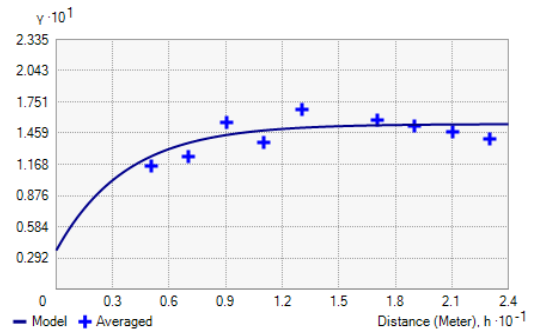


Figura 8 Semivariograma experimental para a variável pH em H₂O, para área 1.

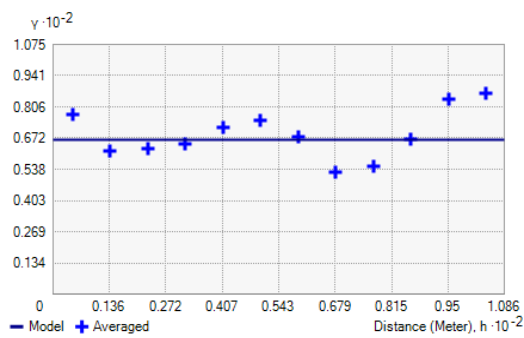


Figura 9 Semivariograma experimental para a variável fósforo, para área 2.

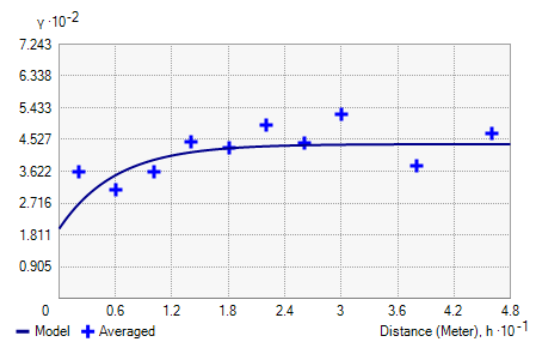


Figura 10 Semivariograma experimental para a variável potássio, para área 2.

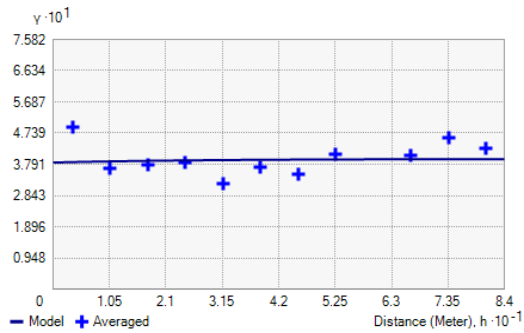


Figura 11 Semivariograma experimental para a variável cálcio, para área 2.

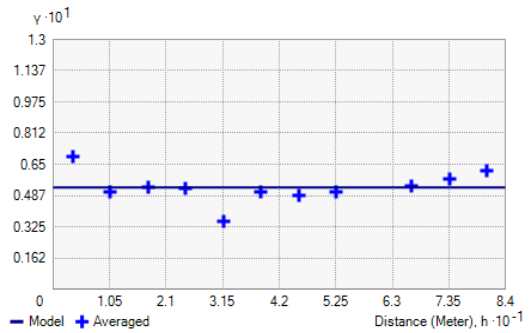


Figura 12 Semivariograma experimental para a variável magnésio, para área 2.

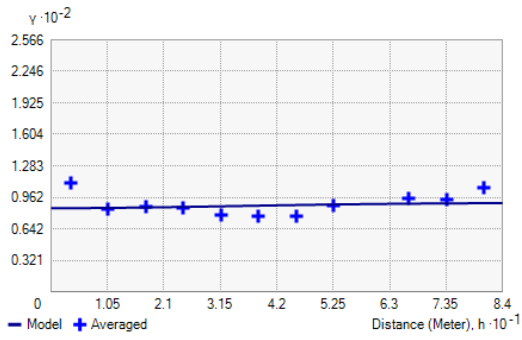


Figura 13 Semivariograma experimental para a variável saturação por bases, para área 2.

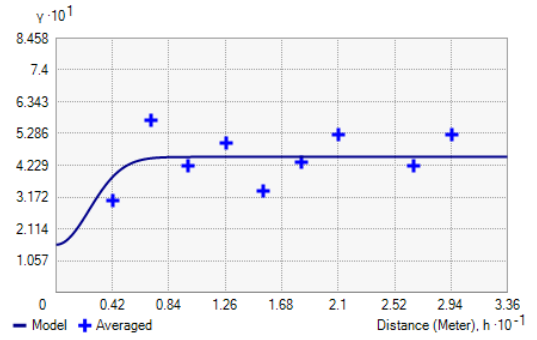


Figura 14 Semivariograma experimental para a variável CTC potencial, para área 2.

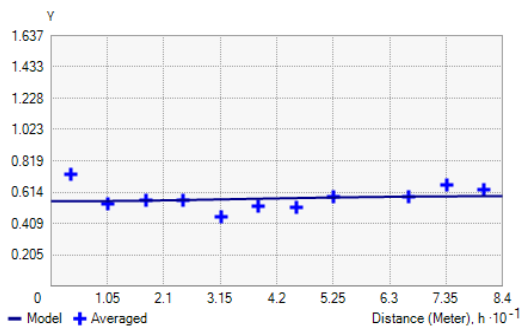


Figura 15 Semivariograma experimental para a variável CTC efetiva, para área 2.

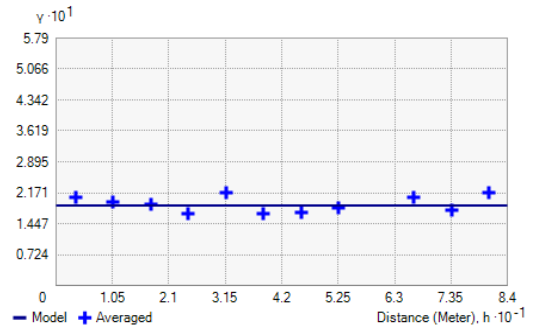


Figura 16 Semivariograma experimental para a variável pH em H_2O , para área 2.

Tabela 1A Produtividade por repetição área 1

Tratamentos/rep	Produtividade Kg ha ⁻¹	Tratamentos/rep	Produtividade Kg ha ⁻¹
1.1	10130	9.3	9864.8
1.2	9000.2	10.1	9842
1.3	13409.2	10.2	10415
2.1	11575.4	10.3	10712.6
2.2	11659.4	11.1	12677.7
2.3	13021.8	11.2	12103.4
3.1	12336.2	11.3	12007.2
3.2	10070.2	12.1	9906.4
3.3	11381.4	12.2	10729
4.1	12336	12.3	9166.4
4.2	12187.2	13.1	11379.2
4.3	14436.4	13.2	11241.8
5.1	12022	13.3	12670
5.2	11868	14.1	8364
5.3	10448.8	14.2	8890
6.1	10457.6	14.3	10462
6.2	11088	15.1	11306.6
6.3	10864.4	15.2	11601.4
7.1	10005.2	15.3	10878
7.2	11440.2	16.1	9443.2
7.3	10749.4	16.2	9829
8.1	9824.6	16.3	12545.4
8.2	9542.8	17.1	10462.8
8.3	10540.6	17.2	10257.8
9.1	12251	17.3	11943
9.2	10377.8		

Tabela 2A Produtividade por repetição área 2.

Tratamentos/rep	Produtividade Kg ha ⁻¹	Tratamentos/rep	Produtividade Kg ha ⁻¹
1.1	6903.4	9.3	4625.6
1.2	9048.2	10.1	3403.2
1.3	3789.2	10.2	8618
2.1	4870	10.3	2559.4
2.2	6038.2	11.1	9503.8
2.3	5026.8	11.2	5256.4
3.1	5954.6	11.3	1873.4
3.2	8820.8	12.1	2826.8
3.3	5783	12.2	5057.4
4.1	6718.4	12.3	6273.6
4.2	8607.6	13.1	6454
4.3	6155.4	13.2	6069
5.1	6423.2	13.3	7066
5.2	4711	14.1	6622.2
5.3	4008.6	14.2	5480
6.1	5490.6	14.3	5247
6.2	7133.6	15.1	3423.4
6.3	4811	15.2	7414.4
7.1	7482.2	15.3	3984.6
7.2	7721	16.1	7058.6
7.3	8151.8	16.2	5618.8
8.1	7180.6	16.3	6342.8
8.2	6920.6	17.1	5351.6
8.3	6393.6	17.2	7191.6
9.1	3211.8	17.3	8318
9.2	6466.6		