

UNIVERSIDADE ESTADUAL DO CENTRO OESTE – UNICENTRO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA – PPGA
MESTRADO

**ESPACIALIZAÇÃO E MAPEAMENTO DA
FERTILIDADE EM DIFERENTES CAMADAS DO
SOLO E DENSIDADES AMOSTRAIS**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

DIOVANE CAON

GUARAPUAVA

2012

DIOVANE CAON

**ESPACIALIZAÇÃO E MAPEAMENTO DA FERTILIDADE EM
DIFERENTES CAMADAS DO SOLO E DENSIDADES AMOSTRAIS**

Dissertação apresentada à Universidade Estadual do Centro-Oeste, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, área de concentração em Produção Vegetal, para obtenção do título de mestre.

Profa Dra. Aline Marques Genú
Orientadora

Prof. Dr. Marcelo Marques Lopes Müller
Co-Orientador

GUARAPUAVA

2012

DIOVANE CAON

**ESPACIALIZAÇÃO E MAPEAMENTO DA FERTILIDADE EM
DIFERENTES CAMADAS DO SOLO E DENSIDADES AMOSTRAIS**

Dissertação apresentada à Universidade Estadual do Centro-Oeste, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, área de concentração em Produção Vegetal, para obtenção do título de mestre.

Aprovada em 30 de Abril de 2012

Prof. Dr. Marcos Rafael Nanni - UEM

Profa. Dra. Aline Marques Genú – UNICENTRO
Orientadora

Prof. Dr. Marcelo Marques Lopes Müller – UNICENTRO
Co-Orientador

GUARAPUAVA

2012

AGRADECIMENTOS

À Universidade Estadual do Centro Oeste, pela oportunidade de aprendizagem e a realização do mestrado.

À professora Aline Marques Genú pelo suporte técnico na realização do mestrado.

Ao grupo Reinhofer, o qual possibilitou a realização do trabalho experimental.

À Capes e Fundação Araucária pela concessão de bolsas de estudo que possibilitaram a realização do mestrado.

À todos que direta ou indiretamente contribuíram para realização deste trabalho.

SUMÁRIO

Resumo	i
Abstract.....	ii
1 Introdução geral.....	1
2 Objetivos.....	3
3 Revisão bibliográfica.....	4
3.1 Agricultura de precisão	4
3.2 Geoestatística	4
3.3 Amostragem e grade amostral	5
3.4 Variabilidade e dependência espacial	7
3.5 Semivariância.....	8
3.5.1 Modelos de semivariogramas	10
3.6 Krigagem	11
4 Referências bibliográficas.....	13
5 Caracterização da variabilidade espacial dos atributos químicos da fertilidade do solo sob diferentes densidades amostrais no centro-sul do paraná.....	17
Resumo.....	17
Abstract	18
5.1 Introdução.....	19
5.2 Materiais e métodos	20
5.3 Resultados e discussões.....	23
5.4 Conclusões.....	32
5.5 Referências bibliográficas	34
6 Mapeamento de atributos químicos da fertilidade do solo obtidos em diferentes densidades amostrais e sua influência na recomendação de adubos e corretivos.....	37
Resumo.....	37
abstract	38
6.1 Introdução.....	39
6.2 Materiais e métodos	40
6.2.1 Confecção de mapas de atributos.....	40
6.3 Resultados e discussões.....	42
6.3.1 Precisão dos mapas gerados em diferentes densidades	42
6.3.2 Agricultura de precisão x agricultura convencional nas recomendações de adubação e calagem para soja.....	47
6.4 Conclusões.....	53
6.5 Referências bibliográficas	55

RESUMO

Diovane Caon. Espacialização e mapeamento da fertilidade em diferentes camadas do solo e densidades amostrais.

O conhecimento detalhado da propriedade agrícola é requisito fundamental para implantação de um sistema de manejo que permite a aplicação localizada de insumos, contudo, a amostragem deficiente pode reduzir o detalhamento a níveis que acarretam erros que inviabilizam a adoção deste sistema. O presente trabalho buscou analisar as conseqüências do uso de diferentes densidades amostrais, através da utilização da estatística descritiva e geoestatística, na elaboração de mapas de atributos químicos da fertilidade de um Latossolo Bruno assim como nas recomendações de adubação e calagem. Foram estabelecidas densidades amostrais de uma amostra a cada $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$, 1, 2 e 4 ha, nas camadas de 0-10 cm e 0-20 cm, onde foi possível determinar a dependência espacial para os atributos pH, H+Al, K, P, Ca, Mg, V e NC, assim como o alcance e intensidade destas dependências. Foi possível também, determinar os coeficientes de exatidão global e índice Kappa entre os atributos, assim como, as diferenças nas quantidades de fertilizantes e corretivos entre as diferentes densidades amostrais e o método tradicional de adubação e calagem. A estatística descritiva evidenciou a alta fertilidade do solo, a distribuição normal dos dados e evidenciou os erros causados pela utilização da média em substituição à amplitude. A geoestatística demonstrou a necessidade de uma maior densidade amostral que uma amostra a cada $\frac{1}{4}$ ha para determinar a dependência espacial para os atributos P e K em ambas as camadas. Nas densidades amostrais menores e iguais a uma amostra a cada 2 hectares não foi possível determinar dependência espacial para nenhum atributo. Os coeficientes de exatidão global e índice Kappa demonstraram a perda na qualidade do mapeamento dos atributos com a diminuição da densidade amostral, contudo, a densidade de uma amostra a cada 1 ha demonstrou suficiência na qualidade de mapeamento para uso na agricultura de precisão. Com o uso da agricultura de precisão, as necessidades totais de calagem e adubação potássica nas duas camadas e da adubação fosfatada na camada de 0-10 cm foram maiores que no método tradicional de recomendação e na camada de 0-20 cm foram menores. A agricultura de precisão mostrou resultados favoráveis à sua utilização quando comparada ao método tradicional de adubação.

Palavras-Chave: Agricultura de precisão, Variabilidade espacial, Krigagem

ABSTRACT

Diovane Caon. Spatialization and mapping of fertility in different soil layers and sampling densities

Detailed knowledge of the farm is a fundamental requirement to implement a management system that allowed localized application of inputs, however, poor sampling can reduce the detail levels that cause errors that prevent the adoption of this system. This work investigates the consequences of using different sampling densities by using descriptive statistics and geostatistics in mapping soil fertility chemical attributes of an Oxisol as well as the recommendations of fertilization and liming. Sampling densities were set to collect a sample every $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$, 1, 2 and 4 ha in 0-10 cm and 0-20 cm, where it was possible determining the spatial dependence of the attributes pH, H + Al, K, P, Ca, Mg, V and NC, as well as the range and intensity of these dependencies. It was also possible to determine the coefficients of overall accuracy and Kappa index between attributes, the differences in the amounts of fertilizers and among different sampling densities and traditional method of fertilization and liming. Descriptive statistics showed high soil fertility, normal data distribution and showed the errors caused by using the average instead of amplitude. Geostatistics [demonstrated](#) the need for a greater sample density than one sample every $\frac{1}{4}$ ha to determine the spatial dependence of the attributes P, K in both layers. At sampling densities smaller and equal to one sample every two hectares was not possible to determine the spatial dependence in any attribute. The coefficients of overall accuracy and Kappa index showed loss of attributes mapping quality with the decrease of sample density, however, the density of a sample every 1 ha showed a sufficiency quality as a mapping for use in precision farming. With the use of precision agriculture, the total need of liming and potassium fertilization on both layers and phosphorus fertilization in the 0-10cm were higher than in the traditional method of recommendation and at 0-20 cm were lower. Precision agriculture has shown favorable results compared to the traditional method of fertilization.

Keywords: Precision Agriculture, Spatial variability, Kriging

1 INTRODUÇÃO GERAL

A agricultura atual tem o desafio de gerar alimentos para uma crescente população mundial que, segundo a ONU (2010), passa dos 6,9 bilhões de habitantes, com expectativa de chegar aos 9,2 bilhões em 2050. Existem fatores que, aliados à necessidade de preservação ambiental, dificultam este desafio e são principalmente a pequena expansão agrícola e custos com a aquisição de insumos como fertilizantes.

A necessidade de aumentar a produção e, segundo Petilio et al. (2007), a redução das margens de lucro levam o produtor a buscar novas tecnologias, no intuito de reduzir o impacto econômico. A agricultura de precisão (AP) vem com a proposta do uso mais eficiente dos insumos agrícolas para alavancar a produção de alimentos, como a soja, que é considerada a leguminosa alimentar mais importante do mundo, sendo o Brasil, o segundo maior produtor mundial desta cultura (PASSOS et al., 2011), trazendo ao produtor, uma série de benefícios, tanto econômicos quanto ambientais. A racionalização dos insumos agrícolas e a redução de parte dos custos de produção são os fatores que servem de estímulo ao uso desta tecnologia.

No entanto, para que este objetivo seja alcançado, é necessário o conhecimento detalhado do solo da propriedade, sendo possível realizar a devida correção nos locais certos, em dosagens corretas, de quaisquer insumos, para cada cultura em todos os seus estádios de desenvolvimento, sejam corretivos de acidez, fertilizantes ou produtos fitossanitários. Reduzir gastos com possíveis superdosagens, que podem trazer danos à cultura e ao meio ambiente, reduzir perdas por subdosagens, que limitam a produção a quantidades menores que o potencial da cultura, e explorar mais intensamente porções do terreno com maior capacidade de produção são as expectativas a serem atendidas com o uso da AP (RAGAGNIN et al., 2010).

Nas propriedades maiores, o conhecimento detalhado de cada porção do terreno é possível com um determinado nível de automatização, com tecnologias modernas nas quais o uso do Sistema de Posicionamento Global (GPS) e da informática através dos Sistemas de Informações Geográficas (SIGs) são essenciais (MOLIN, 2010; JOHANN et al., 2004).

Existem diversas ferramentas específicas da AP para as mais variadas situações encontradas em uma propriedade rural, desde o preparo para o plantio, com o mapeamento das propriedades do solo, passando pela aplicação de insumos em taxas variáveis, até chegar à

colheita com a confecção de mapas de produtividade, ferramentas que auxiliam no planejamento e na tomada de decisões nos processos produtivos da propriedade.

No que se refere à fertilidade do solo, o mapeamento dos atributos químicos é feito afim de que se possa fazer o planejamento das atividades para posterior correção deste solo, seja a aplicação de um determinado corretivo ou fertilizante em dose variável. Estes atributos químicos passam por uma série de etapas, desde a coleta e processamento de dados até que os resultados possam ser interpretados para planejamento de uma futura correção; para isso, a geoestatística deveria ser adotada como rotina em análises de dados, para possibilitar maior exatidão científica nas recomendações (VIEIRA, 2000), através do mapeamento baseado nas características espaciais.

As características espaciais dos atributos que compõem a fertilidade química diferem nos vários tipos de solo e na maneira como é manejado, e portanto, devem ser identificadas. No Brasil, grande parte dos solos são Latossolos e o plantio direto (PD) tem sido consagrado como sistema de cultivo que garante ao solo e à agricultura grandes vantagens em relação aos demais tipos de sistemas de manejo, esses fatores, aliados ao crescente aumento na utilização da tecnologia da agricultura de precisão, tornam necessário o estudo das características espaciais dos atributos químicos nestes solos de tamanha importância no Brasil.

Todas as etapas do processo que envolve estudos de características espaciais e AP podem ser comprometidas se a primeira etapa estiver falha. A amostragem, se feita de maneira incorreta, pode não condizer com a realidade do campo, trazendo resultados finais errôneos comprometendo a veracidade dos mapas gerados. Neste sentido, a densidade amostral é muitas vezes tomada de maneira aleatória, não condizendo com as necessidades geoestatísticas que estruturam a AP.

Encontrar uma densidade amostral que possibilite uma economia financeira, reduza a mão de obra e o tempo de coleta de amostras, e ao mesmo tempo, que reflita precisão no mapeamento das características presentes no campo, tornam-se requisitos de eficiência e essenciais ao planejamento agrícola.

O estudo das diferenças ocasionadas pela amostragem em densidades amostrais distintas possibilita estabelecer um grau de precisão aceitável nos mapas, para utilização na agricultura, reduzindo erros oriundos de amostragens ao acaso ou demasiadamente espaçadas, ou no mínimo, dar a ciência da grandeza destes erros nos processos de adubação e calagem.

2 OBJETIVOS

Analisar, por meio da geoestatística e com auxílio da estatística descritiva, os atributos químicos que constituem a fertilidade de um solo cultivado em PD e sua relação com diferentes densidades amostrais em duas profundidades.

Estabelecer uma densidade amostral que ofereça precisão nos mapas de atributos químicos ao mesmo tempo em que possibilite a redução de amostragem.

Analisar a precisão de mapas de fertilidade química, gerados sobre diferentes densidades amostrais, em duas profundidades, e sua implicação prática na recomendação de adubação e calagem para a cultura da soja.

3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

3.1 Agricultura de Precisão

No intuito de manter a competitividade, existe uma necessidade de aumento da eficiência nos setores da economia globalizada e na agricultura não é diferente. A evolução da informática, das tecnologias em geoprocessamento e sistemas de posicionamento global entre outras tecnologias estão dando ao agricultor uma nova visão da propriedade, deixando de ser apenas uma com características homogêneas passando a várias propriedades distintas dentro de uma só (TSCHIEDEL; FERREIRA, 2002). Desta forma, a agricultura de precisão é uma maneira de gerir um campo produtivo detalhadamente considerando o fato de que cada porção do terreno pode apresentar diferentes características, sendo seu principal conceito a aplicação de insumos em local, momento e quantidades adequadas à produção agrícola tanto quanto a tecnologia e custos envolvidos o permitam (ROZA, 2000; MANZATTO et al., 1999). Procura equilibrar a entrada de insumos nas áreas dentro da propriedade com a necessidade das culturas nela implantadas (DAVIS et al., 1998).

Não apenas como ferramenta para aumento na eficiência de produção, as técnicas de agricultura de precisão devem ser compreendidas como uma forma de manejo sustentável, não prejudicando as reservas naturais e minimizando impactos ao meio ambiente (MANTOVANI et al., 1998).

O manejo diferenciado das propriedades agrícolas é possibilitado pela identificação da variabilidade espacial dos fatores que afetam a produção, como a fertilidade, e todas as técnicas envolvidas com a AP estão vinculadas de alguma forma a esta identificação e associadas ao uso do GPS, como por exemplo, o sensoriamento remoto utilizando-se de imagens de satélites ou fotografias aéreas, sistemas de informações geográficas (SIGs), amostragem sistemática do solo (em malhas), tecnologias de aplicação em taxa variada, mapeamento da condutividade elétrica, sensores de plantas daninhas e doenças, monitor de colheita e mapeamento da fertilidade e da produção, entre outras (CIRANI; MORAES, 2010).

3.2 Geoestatística

A geoestatística teve início quando o matemático sul-africano D. G. Krige, trabalhando com dados de concentração de ouro em minas, notou que a variância dos teores era explicada quando se levava em consideração as distâncias entre as amostras (VIEIRA, 2000), diferindo dos métodos clássicos de análise estatística de dados, onde supõem-se que as variações vizinhas não exercem influência umas sobre as outras (GUIMARÃES, 2004).

Baseado nas observações de Krige, Matheron (1963) desenvolveu uma teoria a qual chamou de Teoria das Variáveis Regionalizadas, definida como uma função espacial numérica variável de um local para outro, com certa continuidade, onde sua variação não pode ser representada por uma função matemática simples. Essa continuidade denominada dependência espacial, pode ser estimada pelo semivariograma, o qual permite a interpolação dos dados para locais não amostrados através da krigagem, gerando mapas de isolinhas da característica estudada (VIEIRA et al., 1983).

Desta maneira, encontrar a variabilidade dos atributos em todas as porções do terreno tem se mostrado uma ferramenta para uso na agricultura, e é possível mediante a amostragem georreferenciada do solo (LIMA et al., 2010).

3.3 Amostragem e grade amostral

A AP busca conhecer detalhadamente a propriedade e no caso dos atributos químicos do solo, isto é realizado através de amostragem de solo. No método tradicional (RAIJ,1991), as amostras são retiradas aleatoriamente (Figura 1A) dentro de uma determinada área da propriedade, e as recomendações são feitas com base na média química dos resultados das análises.

No método tradicional, mesmo com grande quantidade de sub-amostras para compor uma única amostra, os resultados médios podem subestimar a dosagem de determinado insumo em um local na propriedade e superestimar em outro (COELHO, 2003).

No método da AP, as amostras são coletadas preferencialmente sobre uma grade (Figura 1B) onde são estipuladas distâncias entre os pontos amostrados, cada ponto é georreferenciado e representa uma área determinada pela distância entre os pontos vizinhos, chamada de grade de amostragem ou grade amostral, o qual recebe tratamento individual para confecção de mapas dos atributos de interesse. É um dos procedimentos mais importantes,

pois de nada valem análises químicas sofisticadas e extremamente rigorosas, se as amostras coletadas não representam a área em estudo (CHUNG et al., 1995).

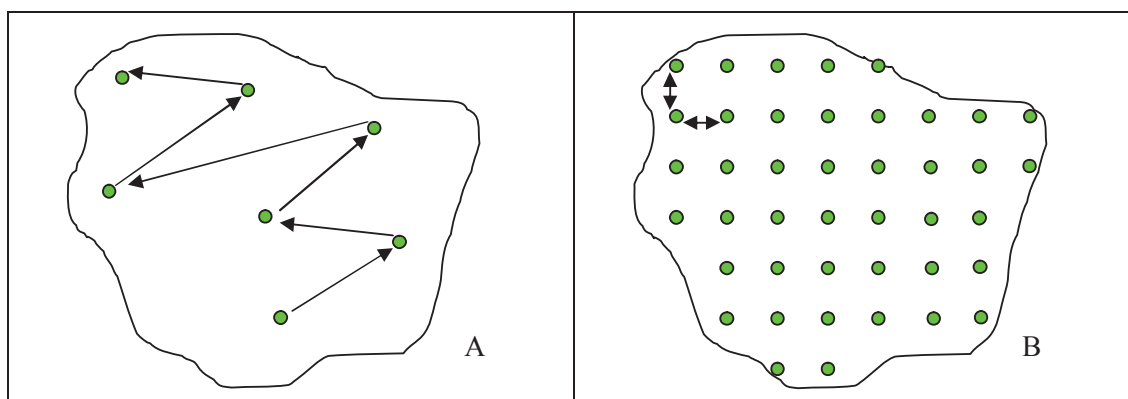


FIGURA 1: (A) Método aleatório de amostragem de solo, coleta aleatória em zigue-zague; (B) Método sistemático, onde as amostras são georreferenciadas com distâncias determinadas entre pontos.

A grade amostral pode ser feita com espaçamentos menores entre amostras, que trazem melhor precisão; no entanto, o custo com amostragem e excessivo trabalho com a retirada das mesmas em grandes áreas são fatores limitantes, e por outro lado, grades com tamanhos maiores reduzem o custo com amostragem, porém, a precisão pode ser comprometida, não representando de maneira confiável as características reais do solo (KNOB, 2006).

Em experimento com milho, Weirich Neto et al. (2006), comparando o método tradicional de amostragem com o método da AP, constatou que em uma área de 9,6 ha dividida em 60 parcelas de igual tamanho, deixar-se-iam de aplicar 175 kg de P_2O_5 e 7,84 Mg de calcário, e aplicar-se-ia 138,9 kg de K_2O a mais em relação ao método da grade amostral, tornando evidente as limitações do primeiro método. Deve-se ainda salientar o fato de que no método tradicional, por ser feito com base na média, parcelas onde havia grande necessidade de nutrientes e parcelas que nem sequer precisavam destes nutrientes, recebiam igual quantidade do mesmo.

Menegatti et al. (2005) constataram, em solo cultivados com cana-de-açúcar, que a utilização de uma densidade amostral de uma amostra a cada 5 ha, reduziu em 35% a necessidade de calcário da área, em relação ao método aleatório de amostragem.

Ferraz et al. (2011), estudando a viabilidade econômica da agricultura de precisão em lavouras de café, verificaram que adubações baseadas nesta tecnologia foram

economicamente mais vantajosas do que o modo convencional de adubação, principalmente em áreas maiores.

3.4 Variabilidade e dependência espacial

A diferença de uma característica, como teor de potássio ou acidez, por exemplo, entre um ponto e a mesma característica em outro ponto dá-se o nome de variabilidade espacial, e pode ocorrer até mesmo em pequenas distâncias, como verificado por Barbieri et al. (2008), que encontraram variabilidade nos atributos teor de fósforo, potássio e necessidade de calagem em espaçamentos de 10 m entre pontos.

Barbieri et al. (2008) e Sanchez et al. (2005) concluíram que a topografia influencia na variabilidade espacial dos atributos citados, porém, Weirich Neto et al. (2006) e Oliveira et al. (2009) afirmam que há variabilidade nos atributos químicos em terrenos considerados com topografia homogênea, evidenciando que a AP pode ser estabelecida em qualquer tipo de terreno.

A variabilidade espacial dos atributos químicos é condicionada não só aos fatores de gênese do solo, mas também fatores temporais, diferentes cultivos e diferentes tratamentos dentro de uma mesma área aparentemente homogênea. Pode-se então dizer que cada solo tem suas características próprias e diferem entre si, com maior ou menor variabilidade espacial entre seus atributos, tornando evidente a necessidade de diferentes grades amostrais que demonstrem representatividade em cada área (KNOB, 2006).

A variabilidade espacial de atributos deve ser considerada no planejamento agrícola, no intuito de otimizar as aplicações de fertilizantes, aumentando a produtividade e diminuindo custos e os problemas ambientais (MARQUES JÚNIOR et al., 2008).

A dependência espacial é o quanto o resultado de uma amostra pode influenciar no resultado 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 (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989).

O valor entre as amostras pode apresentar uma continuidade até certa distância, onde a partir deste ponto já não apresenta dependência, e neste caso pode-se dizer que as amostras são aleatórias e que uma não exerce influência sobre a outra (GUIMARÃES, 2004).

3.5 Semivariância

A ferramenta geoestatística utilizada para estimar a variabilidade espacial é denominada semivariograma. Trata-se de uma ferramenta que utiliza uma função numérica denominada semivariância, que avalia a dependência espacial de uma característica em função da distância entre pontos amostrados e baseia-se na estatística clássica, mas considera as coordenadas geográficas dos pontos amostrados, sendo assim, quanto mais próximos estão dois pontos, menor a probabilidade de variância entre os valores (ASSUMPÇÃO et al., 2007). Entre distâncias maiores, a variabilidade é maior até não mais ocorrer dependência espacial da variável entre os pontos, ou seja, em uma certa distância as variáveis de um ponto não interferem nas mesmas variáveis de outro ponto.

Segundo Lima et al. (2008), Vieira (2000), Isaaks e Srivastava (1989) e Guimarães (2004) valores de semivariância são encontrados pela seguinte fórmula:

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

Na qual:

- $N(h)$ é o número de pares experimentais separados por uma distância h ;
- $Z(x_i)$ é o valor determinado em cada ponto amostrado;
- (x_i+h) é o valor medido em um ponto mais uma distância h .

Com os dados de semivariância são gerados gráficos denominados semivariogramas, que demonstram com maior clareza a dependência de um atributo em função da distância entre dois pontos (GUIMARÃES, 2004). A figura 2 mostra um semivariograma assim como todas as partes que o compõem.

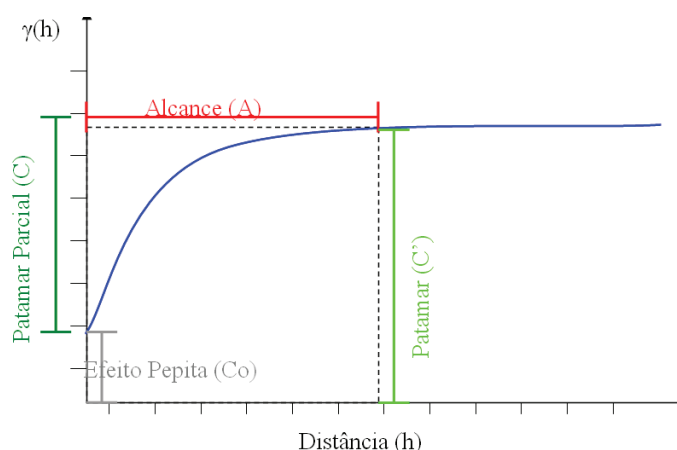


FIGURA 2: Semivariograma ilustrativo demonstrando alcance (A), patamar (C'), patamar parcial (C) e efeito pepita (Co). Fonte: adaptado de GUIMARÃES (2004).

A dependência espacial das amostras é representada pelo alcance (A) definido pela distância (h) em que a semivariância $\gamma(h)$ se torna praticamente constante. Este alcance (A) caracteriza o raio de abrangência da dependência espacial da amostra. A partir da distância correspondente ao alcance, onde a dependência espacial não existe, pode-se dizer que a distribuição espacial acontece aleatoriamente, e uma amostra não exerce influência sobre a outra (VIEIRA, 1997; ANDRADE et al., 2005; MACHADO et al., 2007).

A medida de semivariância $\gamma(h)$ no momento em que se torna constante, mesmo com aumento da distância (h), é denominada patamar (C') que é composto pelo efeito pepita (Co) e pelo patamar parcial (C) (VIEIRA, 1997).

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), sendo que neste último caso, não existe dependência espacial (GUIMARÃES, 2004).

O grau de dependência espacial é dado pela proporção ocupada pelos fatores C e Co dentro do patamar (C') e pode ser classificado de acordo com a sugestão de Cambardella et al. (1994), adaptado por Zimback (2001), como:

- Dependência espacial fraca: $\left(\frac{C}{C + C_o}\right) \times 100 \leq 25\%$
- Dependência espacial moderada: $25\% < \left(\frac{C}{C + C_o}\right) \times 100 < 75\%$
- Dependência espacial forte: $\left(\frac{C}{C + C_o}\right) \times 100 \geq 75\%$

3.5.1 Modelos de semivariogramas

Existem alguns modelos matemáticos que devem ser ajustados ao semivariograma para possibilitar outras aplicações, como a krigagem (ANDRADE et al., 2005). Esses modelos são ajustados buscando encontrar coeficientes de determinação (R^2) maiores e soma de quadrado dos resíduos (SQR) menores, ou seja, quanto maior R^2 e menor SQR melhor será o modelo encontrado (GUIMARÃES, 2004). Esses modelos utilizam os fatores do semivariograma e dentre os existentes podem ser citados:

- Modelo Esférico: $\gamma(h) = \begin{cases} Co + C \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right], \dots 0 \leq h \leq a \\ C + Co, \dots h > a \end{cases}$
- Modelo Exponencial: $\gamma(h) = Co + C \left[1 - e^{-3(h/a)} \right], \dots 0 < h < d$
- Modelo Gaussiano: $\gamma(h) = Co + C \left[1 - e^{-3(h/a)^2} \right], \dots 0 < h < d$
- Modelo Linear com Patamar: $\gamma(h) = \begin{cases} Co + \frac{C}{a}h, \dots 0 \leq h \leq a \\ Co + C, \dots h > a \end{cases}$
- Modelos sem patamar: $\gamma(h) = Co + Ah^B, \dots 0 < B < 2$

Nos quais, as variáveis são: semivariância ($\gamma(h)$), efeito pepita (Co), patamar parcial (C), distância máxima na qual o semivariograma é definido (d), alcance (a), distância (h) e constantes que definem o modelo (A e B).

Os modelos sem patamar não apresentam em seus cálculos o parâmetro C , possibilitando o processo de interpolação mesmo sem a presença do estabelecimento do limite de dependência espacial (GUIMARÃES, 2004).

Alguns destes modelos dentro do semivariograma apresentam-se da forma exemplificada na figura 3.

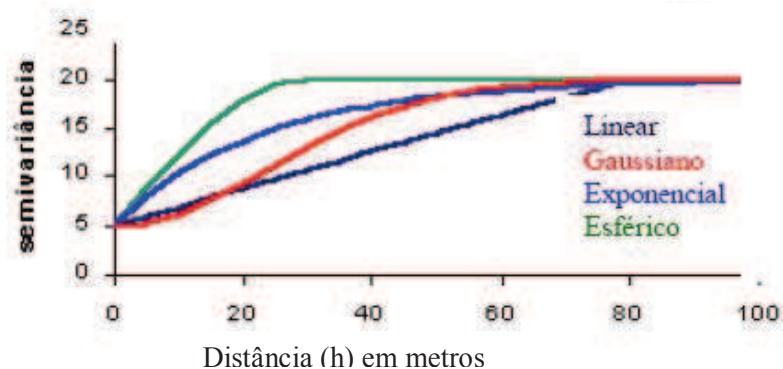


FIGURA 3: Modelos matemáticos de ajuste de semivariograma. Fonte: GUIMARÃES (2004).

Os semivariogramas, com seus modelos devidamente ajustados, são necessários para o processo de interpolação, onde são estimados dados em toda a superfície, entre todos os pontos amostrados no processo de interpolação (GREGO; VIEIRA, 2005).

3.6 Krigagem

A determinação de valores entre os pontos é possível mediante interpolação dos resultados encontrados nos pontos vizinhos, sendo a krigagem uma ferramenta muito eficiente para tal finalidade, pois estima valores em qualquer posição dentro do terreno, sem tendência e com variância mínima (VIEIRA, 2000; VICENTE, 2004) e usa um conjunto de técnicas de regressão linear para minimizar a variância da estimativa. A krigagem é considerada por Corá e Beraldo (2006) como o método que proporciona maior confiabilidade na estimativa de valores em pontos sem amostragem e, conseqüentemente, maior precisão na elaboração de mapas.

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 de isolinhas, que permitem avaliar o comportamento de uma variável na região estudada. Mapas são fundamentais na agricultura de precisão, pois após processados têm a finalidade de buscar a aplicação correta e econômica de insumos (MACHADO et al., 2007).

A krigagem difere de outros métodos de interpolação devido aos pesos associados às diferentes amostras, levando em consideração as amostras vizinhas (ASSUMPCÃO et al., 2007). A figura 4 mostra um mapa feito pelo processo de krigagem.

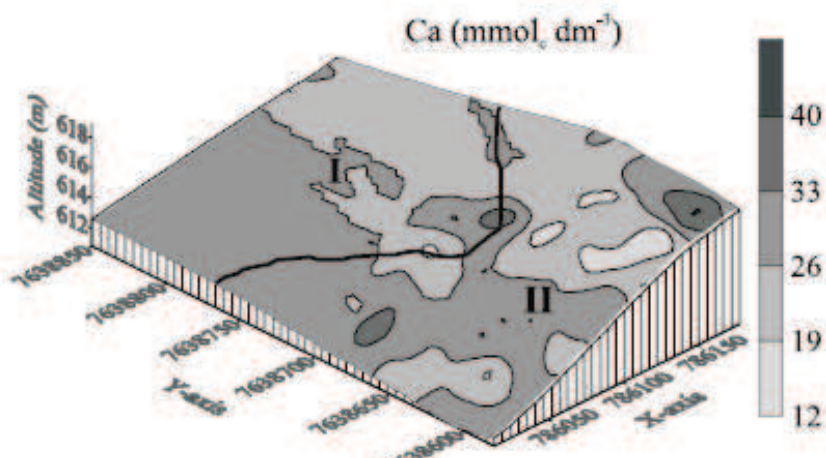


FIGURA 4: Mapa do teor de Ca feito pelo processo de krigagem em função da semivariância. Fonte: SOUZA et al. (2006).

Mapas de fertilidade são utilizados para o planejamento das ações de correção de solo, sendo que quanto maior o número de dados coletados para a confecção deste mapa maior sua relação com a realidade no campo, no entanto, isso pode causar alguns problemas no processo de correção, como o custo elevado para analisar uma grande quantidade de amostras (GROENIGEN et al., 1999) ou mesmo a falta de equipamentos adequados que façam a distribuição de fertilizantes em taxa variável em áreas com muita variabilidade. Segundo Raimo e Souza (2009), a aplicação em taxa variável de diferentes formulações e dosagens de fertilizantes agrícolas, de maneira localizada e precisa, é uma das etapas mais importantes da AP e devem ser desenvolvidos equipamentos eficientes para tais tarefas.

4 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, A. R. S.; GUERRINI, I. A.; GARCIA, C. J. B.; KATEZ, I.; GUERRA, H. O. C. Variabilidade espacial da densidade do solo sob manejo da irrigação. **Ciência Agrotecnológica**. vol. 29, n. 2, p. 322-329, 2005.

ASSUMPCÃO, 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.

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

CHUNG, C. K.; CHONG, S. K.; VARSA, E. C. Sampling strategies for fertility on a stoy silt loam soil. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**, vol.26. n.5/6, p.741-763, 1995.

CIRANI, C. B. S.; MORAES, M. A. F. D. Inovação na indústria sucroalcooleira paulista: os determinantes da adoção das tecnologias de agricultura de precisão. **Revista Economia e Sociologia Rural**, vol. 48, n. 4, p. 543-565. 2010.

COELHO, A. M. Agricultura de precisão: manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e das culturas. In: NOVAIS, R.F et al. (Eds.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. vol.1, p.249-290, 2003.

CORÁ, J. E.; BERALDO, J. M. G. Variabilidade espacial de atributos do solo antes e após calagem e fosfatagem em doses variadas na cultura de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, vol.26, n.2, p.374-387, 2006.

DAVIS, G., CASADY, W.: MASSEY, R Precision agriculture: An introduction. Water quality. University of Missouri- System, 1998.

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.

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

GROENIGEN, van J.W.; SIDERIUS, W.; STEIN, A. Constrained optimisation of soil sampling for minimisation of the kriging variance. **Geoderma**. vol.87, n.3-4, p.239-259. 1999.

GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística básica e aplicada**. Universidade Federal de Uberlândia, 2004. 78 p. vol. 1.

ISAAKS, H. E.; SRIVASTAVA, R. M. A. **Introduction to applied geostatistics**. Oxford: Oxford University Press. 1989. 560p.

JOHANN, J. A.; OPAZO, M. A. U.; SOUZA, E. G.; ROCHA, J. V. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um Latossolo Bruno distrófico da região de Cascavel, PR. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. vol.8, n.2-3, p. 212-219, 2004.

KNOB, M. J. **Aplicação de técnicas de agricultura de precisão em pequenas propriedades**. 2006. 129f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Rurais, Santa Maria, 2006.

LIMA, J. S. S.; OLIVEIRA, P. C. R.; OLIVEIRA, R. B.; XAVIER, A. C. Métodos geoestatísticos no estudo da resistência do solo à penetração em trilha de tráfego de tratores na colheita de madeira. **Revista Árvore**. vol.32, n.5, p. 931-938, 2008.

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

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**. vol.31, n.3, pp. 591-599. 2007.

MANTOVANI, E.C.; QUEIROZ, D.M.; DIAS, G.P. Máquinas e operações utilizadas na agricultura de precisão. In: SILVA, F. M. da.(Coord.). **Mecanização e agricultura de precisão**. Poços de Caldas : UFLA/SBEA, 1998. p.109-157.

MANZATTO, C.V.; BHERING, S.B.; SIMÕES, M. **Agricultura de precisão: propostas e ações da Embrapa solos**. EMBRAPA Solos, 1999.

MARQUES JÚNIOR, J.; SOUZA, Z. M.; PEREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M. Variabilidade espacial de matéria orgânica, P, K e CTC de um Latossolo cultivado com cana-de-açúcar por longo período. **Revista de biologia e ciências da terra**, vol.8, n.1, p. 143-152, 2008.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Littleton, v.58, n.8, p.1246-1266, 1963.

MENEGATTI, L. A. A.; MOLIN, J. P.; GOES, S. L.; KORNDORFER, G. H.; SOARES, R. A. B.; LIMA, E. A. Estudo de caso sobre investimento agrícola: Oportunidades com agricultura de precisão. **Revista ALCOOLbrás**. São Paulo. Ed. Valete. n.95, p.78-95, 2005.

MOLIN, J. P.; Agricultura de precisão: Situação atual e perspectivas. Disponível em: <http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/Repositorio/agricultura-precisao-situacao_000fkl0cto e02wyiv80sq98yqpxloebw.pdf> Acesso em: 15 de jul. 2010.

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.

ONU. Social indicators. Disponível em:< <http://unstats.un.org/unsd/demographic/products/socind/population.htm>>. Acesso em: 5 de jul. 2010.

PASSOS, A. M. A.; REZENDE, P. M.; ALVARENGA, A. A.; BALIZA, D. B.; CARVALHO, E. R.; ALCÂNTARA, H. P. Yield per plant and other characteristics of soybean plants treated with kinetin and potassium nitrate. **Ciência Agrotecnológica**. vol.35, n.5, p. 965-972, 2011.

PETILIO, A.; PEREIRA, M.; PERÃO, G.; TAMAE, R. Y. Um breve estudo da viabilidade de aplicação de técnicas de agricultura de precisão. **Revista Científica Eletrônica de Agronomia**. Editora FAEF. São Paulo, n.11, 7 p. jul. 2007.

RAGAGNIN, V. A.; SENA JUNIOR, D. G.; SILVEIRA NETO, A. N. Recomendação de calagem a taxa variada sob diferentes intensidades de amostragem. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. vol.14, n.6, p. 600-607, 2010.

RAIJ, B. V. **Fertilidade do solo e adubação**. São Paulo: Ceres, 1991. 343 p.

RAIMO, C.; SOUZA, E. A. C. Desenvolvimento e análise de um protótipo para formulação, dosagem e aplicação de fertilizantes sólidos (n, p e k) a taxas variáveis de maneira localizada em máquinas de plantio direto. In: **III SEMINÁRIO DA PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA MECÂNICA** – Unesp – Bauru, 2009.

ROZA, D. Novidade no campo: Geotecnologias renovam a agricultura. **Revista InfoGEO**, n 11 - jan/fev, 2000.

SANCHEZ, R. B.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; SOUZA, Z. M. Variabilidade espacial de propriedades de Latossolo e da produção de café em diferentes superfícies geomórficas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. vol.9, n.4, p. 489-495, 2005.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial da estabilidade de agregados e matéria orgânica em solos de relevos diferentes. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. vol. 39, n.5, p. 491-499, 2004.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M. Small relief shape variations influence spatial variability of soil chemical attributes. **Scientia Agrícola**. vol.63, n.2, p. 161-168, 2006.

TSCHIEDEL, M., FERREIRA, M. F. Introdução à agricultura de precisão: conceitos e vantagens. **Ciência Rural**, vol. 32, n. 1, p. 1-9, 2002.

VICENTE, J. **Estudo comparativo de métodos geostatísticos aplicados em Agricultura de Precisão**. 2004. 160f. Dissertação. Faculdade de Ciências e Tecnologia, UNESP, Presidente Prudente. 2004.

VIEIRA, S. R. Geostatística em Estudos de Variabilidade Espacial do Solo. **Tópicos em Ciências do Solo**, vol.1, p.1-55, 2000.

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

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

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.

ZIMBACK, C.R.L. **Análise especial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. 2001.114p. Tese (livre-Docência) - Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.

5 CARACTERIZAÇÃO DA VARIABILIDADE ESPACIAL DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DA FERTILIDADE DO SOLO SOB DIFERENTES DENSIDADES AMOSTRAIS NO CENTRO-SUL DO PARANÁ

RESUMO: O conhecimento das características espaciais intrínsecas de cada solo permite o planejamento do manejo, tratando cada porção do terreno de maneira específica de acordo com as necessidades de cada cultura, no intuito de aumentar a eficiência do processo produtivo. Desta forma, o objetivo do presente trabalho foi avaliar através da geoestatística, com auxílio da estatística descritiva, as características espaciais dos atributos que constituem a fertilidade química do solo na região de Guarapuava cultivado sob plantio direto em diferentes densidades amostrais e em duas profundidades. As densidades amostrais foram de uma amostra a cada $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$, 1, 2 e 4 ha e os atributos estudados foram pH, H+Al, P, K, Ca, Mg, V e NC, nas profundidades 0-10 cm e 0-20 cm. Não foi possível determinar a dependência espacial para P e K nem mesmo na maior densidade amostral equivalente a uma amostra a cada $\frac{1}{4}$ ha evidenciando a necessidade da amostragem para estes atributos ser feita numa grade com área inferior à maior densidade amostral. A dependência espacial dos atributos que a apresentaram foi considerada moderada. A menor densidade amostral recomendada para coleta de dados, exceto P e K, para análise geoestatística foi de uma amostra a cada 1 ha. A redução da densidade amostral reduziu a confiabilidade das características espaciais dos atributos.

Palavras-Chave: Semivariograma, Agricultura de Precisão, Variabilidade Espacial

CHARACTERIZATION OF THE SOIL FERTILITY CHEMICAL ATTRIBUTES SPATIAL VARIABILITY IN DIFFERENT SAMPLE DENSITIES IN SOUTH CENTRAL PARANÁ

ABSTRACT: The knowledge of the intrinsic spatial characteristics of each soil allowed management planning, treating each portion of the area in a specific way according to the needs of each crop in order to increase the efficiency of the production process. This way, the objective of this study was to evaluate using geostatistics, with the aid of descriptive statistics, the spatial characteristics of the attributes that constitute the chemical fertility of the soil in the region of Guarapuava grown under no-tillage in different sample densities and two depths. The sample densities were one sample every $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$, 1, 2 and 4 ha and the parameters were pH, H + Al, P, K, Ca, Mg, V, NC, at depths 0-10 cm and 0 -20 cm. It was not possible to determine the spatial dependence of P and K in even greater sample density equal to one sample every $\frac{1}{4}$ ha indicating the need for sampling these attributes on a grid with an area less than the greater sample density. The spatial dependence of the attributes that presented it had been considered moderate. The lowest sample density recommended for data collection, except for P and K for geostatistical analysis was a sample every 1 ha. The reduction in sample density reduced reliability of spatial characteristics of the attributes.

Keywords: Semivariogram, Precision Agriculture, Spatial Variability

5.1 INTRODUÇÃO

Todos os solos, por mais homogêneos que possam parecer, apresentam variações em seus atributos físicos e químicos até mesmo quando pertencentes a uma mesma classe de solo (AMARO FILHO et al., 2007). Estas variações ou heterogeneidades dos atributos químicos são típicas em solos cultivados, afetando diferenciadamente a produtividade das culturas.

A variabilidade encontrada no solo muitas vezes não é aleatória, e sim causada por uma série de fatores, como o processo natural de formação do solo, variações do relevo, erosão e do manejo e práticas agrícolas utilizadas (REICHERT et al., 2008).

Considerando a existência da variabilidade espacial dos atributos do solo, o conhecimento e o detalhamento da mesma são de grande importância e devem ser incorporados no planejamento do manejo das culturas, tratando o solo de maneira diferenciada em cada porção do terreno em busca do aumento da eficiência de produção, uniformidade e máxima exploração do potencial produtivo (RAGAGNIN et al., 2010), otimizando a aplicação de fertilizantes, reduzindo custos e problemas ambientais (MARQUES JÚNIOR et al. 2008), objetivos pelos quais baseia-se a Agricultura de Precisão.

A obtenção da maior quantidade possível de informações é essencial para uma melhor identificação das características espaciais, não só a variabilidade, mas também a dependência espacial e seu alcance, dados obtidos através da amostragem georreferenciada e análise de solo. A falta de informações ou a insuficiência destas podem acarretar em deterioração da qualidade dos dados relativos à variabilidade espacial dos atributos químicos do solo que são quesitos para cálculo de recomendação de adubações e calagens.

Existe a necessidade de maiores informações quanto à densidade amostral ideal para avaliação das características espaciais que propiciem um eficiente procedimento de correção e fertilização dos solos através da Agricultura de Precisão.

Embora cada solo tenha suas características intrínsecas apresentando necessidades diferentes de densidade amostral, muitas vezes a amostragem é feita em espaçamentos com até uma amostra a cada 5 ha sem quaisquer justificativas, onde os únicos respaldos são a economia e praticidade (NANNI et al., 2011), podendo interferir negativamente nos resultados obtidos.

Desta forma, o objetivo deste trabalho é analisar, por meio da geoestatística e com auxílio da estatística descritiva, as características espaciais dos atributos que compõem a

fertilidade química do solo sob PD, e sua relação com diferentes densidades amostrais em duas profundidades.

5.2 MATERIAIS E MÉTODOS

O presente estudo foi realizado no município de Guarapuava – PR, na propriedade denominada Fazenda Cupim, situada nas coordenadas 25°32'08"S e 51°38'17"O . Na classificação de Koppen, o clima local é do tipo Cfb (MAACK, 1981), cujas principais características são a falta de estação seca definida, média de temperatura inferior a 22°C no mês mais quente e inferior a 18°C no mês mais frio, com verões brandos e geadas severas freqüentes no inverno. A altitude local varia em torno de 1030m e os solos do presente talhão são classificados segundo suas características como Latossolo Bruno.

A propriedade adota o PD a mais de dez anos, sendo o milho, o trigo e a soja as principais culturas utilizadas. A área recebe adubação conforme a cultura implantada no momento e calagem periodicamente, ambas baseadas na média do resultado de análise de solo.

No talhão estudado, a topografia do terreno é levemente ondulada, com declividade média em torno de 4-6% ao longo de toda extensão, no entanto, em algumas porções do terreno a declividade pode chegar a 10-12%, apresentando porções côncavas e convexas.

Para a coleta de amostras, primeiramente foram estabelecidos as grades amostrais com o auxílio de GPS, de um programa CAD e do programa TrackMaker Pro[®]. Os dados de perímetro do talhão foram obtidos com GPS. Posteriormente, os dados de perímetro foram transferidos para o computador através do programa TrackMaker Pro[®], neste convertidos para formato DXF, o qual permitiu acesso por um programa CAD para estabelecimento das grades. Tanto o GPS quanto os programas utilizados foram padronizados para gerarem dados no sistema de Coordenadas UTM, com Datum South America 1969 (SAD 69).

A figura 5 mostra a área de estudo assim como os pontos de coleta de amostra, grades amostrais e coordenadas UTM.

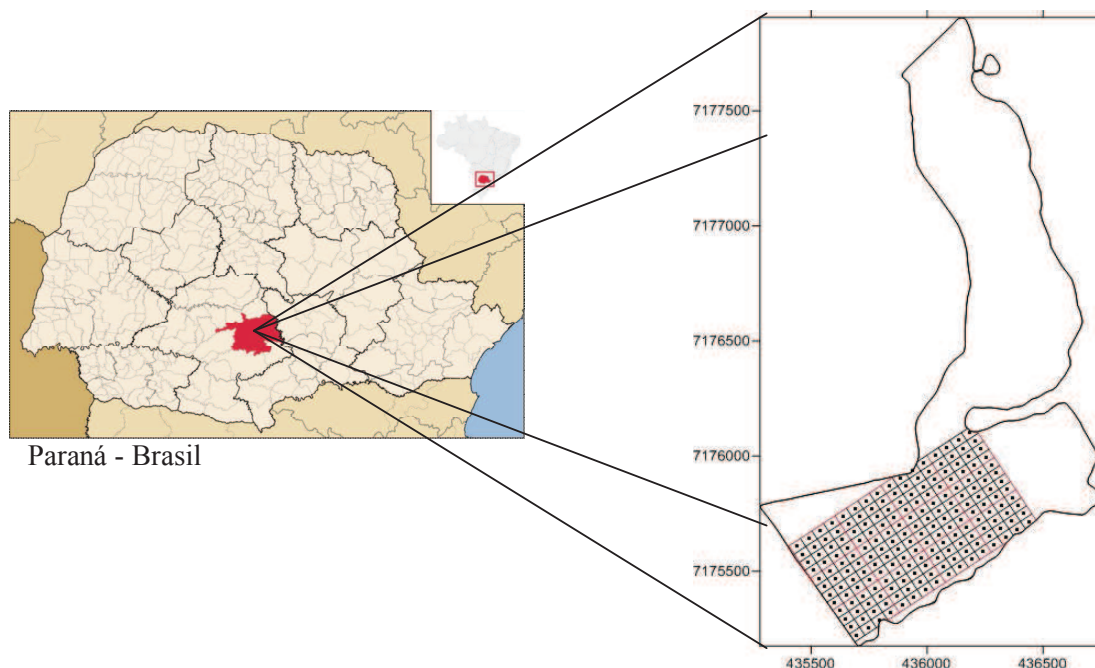


FIGURA 5: Localização da propriedade no Estado do Paraná, coordenadas e melhor posição de estabelecimento das grades e pontos dentro da área de estudo.

No CAD, o perímetro foi estudado quanto à melhor posição de estabelecimento das grades, que foram elaboradas com a ferramenta OFFSET deste programa, gerando 192 unidades amostrais com área de 2500m² dispostas em 16 linhas e 12 colunas totalizando 48 ha, onde foram retiradas as amostras. No centro de cada quadrícula foi introduzido um ponto numerado com função de orientar o local da coleta das amostras.

Após estabelecidas as grades e os pontos no CAD, o arquivo foi salvo em formato DXF e aberto novamente pelo software TrackMaker Pro[®] possibilitando transferir os novos dados para o GPS. As amostras foram coletadas e numeradas com orientação do GPS através da localização dos pontos no terreno.

A coleta de solo foi realizada no mês de dezembro do ano de 2010, após a colheita da cultura do trigo, com a utilização de trado tipo sonda, com 8 sub-amostras para formar uma amostra composta em cada grade, nas profundidades de 0-10cm e 0-20cm. Segundo Santos et al. (2009), 8 amostras simples para formar uma amostra composta é suficiente para representar uma unidade de amostragem. Das 8 sub-amostras, duas foram retiradas no centro da grade, ou seja, na localização do ponto e as outras seis retiradas duas a duas com distâncias equivalentes em um raio médio de oito metros a partir do centro como mostra a figura 6.

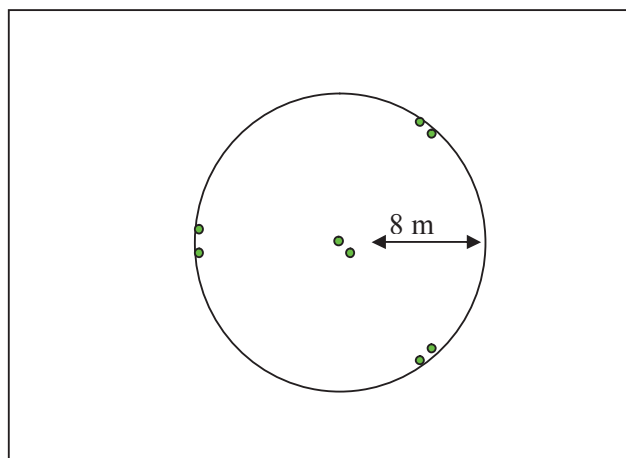


FIGURA 6: Esquema de amostragem de solo, com 8 subamostras para formar uma amostra composta.

As amostras retiradas foram secas, moídas e peneiradas em malha de 2 mm e posteriormente seguiram para análise química para quantificação dos teores de P, K, Ca, Mg, H+Al, e pH e através destes calculadas: a saturação de bases (V%) e a necessidade de calagem (NC). A NC foi calculada para elevar a saturação de bases a 70%.

As análises das amostras foram realizadas no Laboratório de Solos e Nutrição de Plantas da Universidade Estadual do Centro Oeste – UNICENTRO, conforme metodologia citada por Pavan et al. (1992), onde as seguintes técnicas foram utilizadas para quantificar os atributos: pH em CaCl_2 , na proporção de 1:2,5; H+Al, por solução SMP; P e K, por Melihch-1; Ca e Mg, em KCl 1N.

Para gerar grades maiores, as amostras foram raleadas de modo que uma amostra passasse a representar uma área onde anteriormente duas amostras à representavam, contudo, além da grade de 2500m^2 foram geradas outras com áreas de 5000m^2 , 10000m^2 , 20000m^2 e 40000m^2 , equivalentes a $\frac{1}{4}$ ha, $\frac{1}{2}$ ha, 1 ha, 2 ha e 4 ha respectivamente.

Os resultados das análises não foram vinculados às coordenadas, mas sim a valores que representam as distâncias entre os pontos amostrados dispostos em planos cartesianos, processo que facilita a elaboração e estudo de dados dos mapas.

Os valores dos atributos encontrados para as diferentes grades, vinculados às distâncias entre os pontos, foram submetidos à estatística descritiva por meio do programa ASSISTAT (SILVA, 2011), e análise espacial por meio da geoestatística, através do programa GS+ (ROBERTSON, 2008), o qual permite ajustar semivariogramas e modelos para krigagem, e define a dependência espacial dos atributos e sua intensidade. Nos

semivariogramas, os modelos foram escolhidos com base na menor soma de quadrados de resíduos (SQR) e maior coeficiente de determinação (R^2).

5.3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

As médias encontradas com o resultado das análises evidenciaram a alta fertilidade química do solo em todas as densidades amostrais avaliadas (Tabelas 1, 2, 3, 4 e 5). Em ambas as profundidades, os teores de Ca, Mg e K foram classificados como muito bom por Embrapa (2010), o V foi considerado bom e a acidez potencial baixa. Somente o P apresentou distinção entre as profundidades, demonstrando nível médio na profundidade de 0-10 cm e baixo na profundidade de 0-20 cm. Essas boas características foram desenvolvidas provavelmente pela adoção do sistema de PD e uso freqüente de corretivos de acidez e fertilizantes.

Coeficientes de variação maiores dão a idéia de maior variabilidade e, conseqüentemente, menor dependência espacial entre os pontos. Os atributos P e K apresentaram maiores coeficientes de variação comparados aos demais atributos quantificados, isto em todas as densidades amostrais e em ambas as camadas estudadas (Tabelas 1, 2, 3, 4 e 5) evidenciando a tendência destes em apresentar menor dependência espacial ou mesmo a não apresentá-la.

Coeficientes de variação mais elevados para P e/ou K em relação a outros atributos foram também encontrados por Silva et al. (2003), Silva e Chaves (2001), 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.

TABELA 1: Estatística descritiva dos atributos da fertilidade química do solo, para densidade amostral de uma amostra a cada $\frac{1}{4}$ de hectare nas camadas de 0-10 cm e 0-20 cm.

Atrib.	Unidades	Min	Max	Média	D. Pad.	CV (%)	Assim.	Curt.
0-10cm								
pH		4,91	6,87	5,67	0,33	5,81	0,45	0,61
H+Al	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	2,45	7,64	4,58	0,89	19,41	0,56	0,52
P	(mg dm^{-3})	2,92	15,67	6,58	2,32	35,29	1,07	1,10
K	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	0,17	0,92	0,48	0,14	28,83	0,56	0,25
Ca	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	3,47	9,64	5,22	0,77	14,81	1,31	5,52
Mg	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	2,39	7,96	4,05	0,77	18,98	0,92	3,21
V	(%)	49,65	86,02	67,83	6,40	9,44	-0,27	0,19
NC	(t ha^{-1})	0,00	1,54	0,14	0,47	329,66	0,06	0,62
0-20 cm								
pH		4,75	6,81	5,50	0,31	5,55	0,88	2,14
H+Al	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	2,41	8,00	4,74	0,90	18,96	0,51	0,84
P	(mg dm^{-3})	2,08	9,19	4,46	1,39	31,19	0,95	0,50
K	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	0,12	0,71	0,36	0,12	31,89	0,55	0,08
Ca	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	3,05	7,05	4,43	0,66	14,86	0,59	1,16
Mg	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	1,97	5,62	3,42	0,63	18,39	0,56	0,70
V	(%)	42,43	84,68	63,24	6,90	10,90	-0,06	0,26
NC	(t ha^{-1})	0,00	3,83	0,86	0,90	105,64	0,02	0,87

TABELA 2: Estatística descritiva dos atributos da fertilidade química do solo, para densidade amostral de uma amostra a cada $\frac{1}{2}$ hectare nas camadas de 0-10 cm e 0-20 cm.

Atrib.	Unidades	Min	Max	Média	D. Pad.	CV (%)	Assim.	Curt.
0-10cm								
pH		4,91	6,87	5,71	0,35	6,11	0,60	0,87
H+Al	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	2,45	7,64	4,54	0,96	21,08	0,64	0,78
P	(mg dm^{-3})	2,92	13,18	6,48	2,34	36,18	0,86	0,12
K	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	0,17	0,91	0,50	0,15	29,83	0,39	-0,34
Ca	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	3,83	7,92	5,22	0,69	13,18	0,83	2,26
Mg	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	2,44	6,32	4,07	0,69	16,95	0,43	0,61
V	(%)	49,65	86,02	68,19	6,55	9,61	-0,12	0,20
NC	(t ha^{-1})	0,00	1,54	0,12	0,49	402,04	-0,03	0,89
0-20 cm								
pH		4,75	6,81	5,55	0,34	6,09	1,02	2,24
H+Al	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	2,41	8,00	4,69	1,00	21,22	0,65	1,01
P	(mg dm^{-3})	2,08	7,99	4,44	1,44	32,49	0,78	-0,19
K	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	0,15	0,71	0,38	0,12	32,62	0,50	-0,29
Ca	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	3,28	7,05	4,49	0,65	14,57	0,87	2,07
Mg	($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	2,25	5,62	3,47	0,63	18,12	0,69	1,00
V%	(%)	42,43	84,68	63,89	7,22	11,30	0,02	0,48
NC	(t ha^{-1})	0,00	3,83	0,78	0,98	125,43	-0,01	1,15

TABELA 3: Estatística descritiva dos atributos da fertilidade química do solo, para densidade amostral de uma amostra a cada 1 hectare nas camadas de 0-10 cm e 0-20 cm.

Atrib.	Unidades	Min	Max	Média	D. Pad.	CV (%)	Assim.	Curt.
0-10cm								
pH		4,91	6,87	5,72	0,37	6,45	0,72	1,60
H+Al	(cmol _c dm ⁻³)	2,45	7,64	4,55	1,10	24,20	0,79	0,73
P	(mg dm ⁻³)	2,92	11,98	6,53	2,34	35,80	0,64	-0,37
K	(cmol _c dm ⁻³)	0,24	0,91	0,51	0,15	29,98	0,45	-0,33
Ca	(cmol _c dm ⁻³)	3,83	7,92	5,26	0,70	13,26	1,39	4,70
Mg	(cmol _c dm ⁻³)	2,91	6,32	4,07	0,68	16,71	0,85	1,70
V	(%)	49,65	86,02	68,34	7,02	10,27	-0,17	0,58
NC	(t ha ⁻¹)	0,00	1,54	0,12	0,54	460,83	0,00	1,31
0-20 cm								
pH		4,75	6,81	5,56	0,37	6,63	1,17	3,01
H+Al	(cmol _c dm ⁻³)	2,41	8,00	4,71	1,14	24,17	0,77	0,97
P	(mg dm ⁻³)	2,38	7,99	4,48	1,44	32,15	0,76	-0,09
K	(cmol _c dm ⁻³)	0,16	0,71	0,39	0,12	31,68	0,48	0,08
Ca	(cmol _c dm ⁻³)	3,28	7,05	4,54	0,67	14,68	1,17	3,76
Mg	(cmol _c dm ⁻³)	2,25	5,62	3,48	0,62	17,90	0,98	2,26
V%	(%)	42,43	84,68	64,07	7,81	12,19	-0,11	0,96
NC	(t ha ⁻¹)	0,00	3,83	0,78	1,09	140,82	0,09	1,49

TABELA 4: Estatística descritiva dos atributos da fertilidade química do solo, para densidade amostral de uma amostra a cada 2 hectares nas camadas de 0-10 cm e 0-20 cm.

Atrib.	Unidades	Min	Max	Média	D. Pad.	CV (%)	Assim.	Curt.
0-10cm								
pH		4,91	6,28	5,59	0,33	5,83	0,17	0,10
H+Al	(cmol _c dm ⁻³)	3,22	7,64	4,83	1,14	23,59	0,88	0,41
P	(mg dm ⁻³)	3,22	11,89	6,80	2,31	33,93	0,46	-0,67
K	(cmol _c dm ⁻³)	0,24	0,78	0,52	0,14	26,59	-0,06	-0,52
Ca	(cmol _c dm ⁻³)	3,83	5,83	4,98	0,53	10,60	-0,22	-0,76
Mg	(cmol _c dm ⁻³)	2,91	5,32	3,87	0,60	15,64	0,26	-0,33
V	(%)	49,65	77,00	66,12	6,79	10,27	-0,54	-0,38
NC	(t ha ⁻¹)	0,00	1,54	0,28	0,50	177,02	0,69	0,00
0-20 cm								
pH		4,75	6,30	5,45	0,32	5,85	0,47	1,12
H+Al	(cmol _c dm ⁻³)	3,11	8,00	5,00	1,18	23,56	0,85	0,71
P	(mg dm ⁻³)	2,40	7,99	4,65	1,49	32,00	0,71	-0,15
K	(cmol _c dm ⁻³)	0,16	0,60	0,39	0,11	29,14	0,04	-0,27
Ca	(cmol _c dm ⁻³)	3,28	5,29	4,33	0,55	12,75	-0,22	-0,77
Mg	(cmol _c dm ⁻³)	2,25	4,70	3,31	0,55	16,57	0,29	0,24
V%	(%)	42,43	76,53	61,76	7,58	12,27	-0,50	0,19
NC	(t ha ⁻¹)	0,00	3,83	1,09	1,05	95,63	0,70	0,56

TABELA 5: Estatística descritiva dos atributos da fertilidade química do solo, para densidade amostral de uma amostra a cada 4 hectares nas camadas de 0-10 cm e 0-20 cm.

Atrib.	Unidades	Min	Max	Média	D. Pad.	CV (%)	Assim.	Curt.
0-10cm								
pH		4,91	6,09	5,56	0,29	5,20	-0,30	0,21
H+Al	(cmol _c dm ⁻³)	3,50	7,64	4,92	1,23	25,08	1,12	0,60
P	(mg dm ⁻³)	3,53	11,09	6,47	2,20	34,01	0,65	-0,61
K	(cmol _c dm ⁻³)	0,24	0,73	0,49	0,15	30,23	-0,07	-1,02
Ca	(cmol _c dm ⁻³)	4,12	5,83	4,97	0,48	9,75	-0,01	-0,87
Mg	(cmol _c dm ⁻³)	2,91	5,32	3,89	0,64	16,53	0,24	-0,13
V	(%)	49,65	72,76	65,76	6,72	10,22	-1,07	0,55
NC	(t ha ⁻¹)	0,00	1,54	0,32	0,51	160,50	1,19	0,79
0-20 cm								
pH		4,75	5,78	5,39	0,26	4,84	-0,53	0,86
H+Al	(cmol _c dm ⁻³)	3,38	8,00	5,10	1,23	24,20	1,19	1,34
P	(mg dm ⁻³)	2,40	7,89	4,37	1,60	36,71	0,98	-0,06
K	(cmol _c dm ⁻³)	0,16	0,60	0,37	0,13	34,65	0,12	-0,84
Ca	(cmol _c dm ⁻³)	3,28	5,19	4,21	0,50	11,75	-0,27	-0,20
Mg	(cmol _c dm ⁻³)	2,25	4,70	3,27	0,57	17,42	0,55	1,23
V%	(%)	42,43	70,13	60,86	7,16	11,76	-1,16	1,42
NC	(t ha ⁻¹)	0,00	3,83	1,22	1,02	84,10	1,33	1,68

Juntamente com K e P, os atributos H+Al e Mg apresentam nas duas camadas estudadas coeficientes de variação (Tabelas 1, 2, 3, 4 e 5) considerados médios por Warrick e Nielsen (1980) e os atributos pH e V apresentaram baixo coeficiente de variação. Nesta classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), os coeficientes de variação inferiores a 12% são considerados baixos, enquanto que de 12% a 52% são médios e acima de 52% são altos. O atributo Ca apresentou coeficiente de variação próximo a 12% em todas as densidades amostrais e em ambas as camadas, por este motivo, em algumas ocasiões seu coeficiente de variação foi considerado médio e em outras baixo.

Dentre os atributos estudados, apenas a NC apresentou coeficiente de variação considerado alto, este fato é explicado devido a alguns valores originários dos cálculos apresentarem-se muito baixos ou nulos, causados pela saturação de bases mais alta que 70%, reduzindo a média a um valor próximo a zero e com desvio padrão com valor superior ao da mesma.

Ocorreu a predominância dos valores positivos em relação à assimetria (Tabelas 1, 2, 3, 4 e 5), com algumas exceções, no entanto, todos os valores apresentaram-se próximos a zero, comportamento que indica que os dados tendem a apresentar distribuição normal, facilitando o ajuste dos semivariogramas (MACHADO et al., 2007; ZANÃO JUNIOR et al. 2010).

O menor valor de H+Al e maiores valores dos demais atributos na profundidade de 0-10 cm, comparados à de 0-20 cm, são devidos à deposição dos corretivos de acidez e fertilizantes diretamente sobre a superfície e a baixa solubilidade dos corretivos de acidez (ERNANI, 2001), concentrando seus efeitos nesta porção de solo, efeitos tais, que são diluídos quando consideradas camadas mais profundas como 0-20 cm. Este comportamento resulta do uso do PD, onde as porções de diferentes camadas não são homogeneizadas com o revolvimento do solo.

Todos os atributos estudados mostraram grande amplitude entre os valores máximos e mínimos, em ambas as profundidades (Tabelas 1, 2, 3, 4 e 5). Segundo Coelho (2003), essa grande amplitude revela os possíveis problemas causados quando se usa a média como base para tomada de decisão quanto à aplicação de corretivos e fertilizantes, favorecendo condições de sub ou superdosagens, comprovados por Weirich Neto et al. (2006), Barbieri et al. (2008), Oliveira et al. (2008) e Ferraz et al. (2011) ao compararem adubações e calagens feitas utilizando a agricultura de precisão e o método tradicional feito com base na média dos resultados.

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.

A geoestatística permitiu a elaboração de semivariogramas para os atributos químicos da fertilidade do solo, em diferentes densidades amostrais e profundidades; suas características foram descritas e podem ser observadas nas tabelas 6 e 7.

Tabela 6: Descrição dos componentes dos semivariogramas dos atributos da fertilidade, na profundidade de 0-10 cm, em 5 densidades amostrais.

Atributo	SQR ⁽¹⁾	R ² ⁽²⁾	C/Co+C ⁽³⁾	Modelo	Alcance (m)	Dependência
¼ ha						
pH	1,01E-03	0,79	0,56	Esférico	479	Moderada
H+Al	1,13E-02	0,96	0,59	Esférico	590	Moderada
P	-----	-----	-----	LSP ⁽⁴⁾	-----	DNE ⁽⁵⁾
K	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Ca	4,22E-02	0,68	0,67	Exponencial	435	Moderada
Mg	4,01E-02	0,66	0,63	Exponencial	456	Moderada
V	4,27E+01	0,95	0,64	Esférico	556	Moderada
NC	1,75E-03	0,93	0,64	Esférico	537	Moderada
½ ha						
pH	2,36E-03	0,74	0,65	Esférico	467	Moderada
H+Al	2,75E-02	0,94	0,63	Esférico	557	Moderada
P	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
K	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Ca	8,90E-03	0,90	0,55	Exponencial	416	Moderada
Mg	8,69E-03	0,90	0,53	Exponencial	526	Moderada
V	7,82E+01	0,93	0,64	Esférico	550	Moderada
NC	2,93E-03	0,91	0,65	Esférico	536	Moderada
1 ha						
pH	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
H+Al	9,22E-02	0,92	0,70	Esférico	603	Moderada
P	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
K	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Ca	9,25E-02	0,61	0,74	Exponencial	470	Moderada
Mg	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
V	1,52E+02	0,89	0,63	Esférico	565	Moderada
NC	6,27E-03	0,89	0,72	Esférico	526	Moderada
2 ha						
pH	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
H+Al	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
P	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
K	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Ca	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Mg	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
V	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
NC	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
4 ha						
pH	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
H+Al	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
P	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
K	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Ca	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Mg	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
V	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
NC	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE

(1) Soma do Quadrado dos resíduos; (2) Coeficiente de determinação; (3) Proporção do patamar parcial no patamar total; (4) Linear sem patamar; (5) Dependência não encontrada.

Tabela 7: Descrição dos componentes dos semivariogramas dos atributos da fertilidade, na profundidade de 0-20 cm, em 5 densidades amostrais.

Atributo	SQR ⁽¹⁾	R ² ⁽²⁾	C/Co+C ⁽³⁾	Modelo	Alcance (m)	Dependência
¼ ha						
pH	7,11E-04	0,86	0,67	Esférico	498	Moderada
H+Al	1,49E-02	0,96	0,66	Esférico	494	Moderada
P	-----	-----	-----	LSP ⁽⁴⁾	-----	DNE ⁽⁵⁾
K	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Ca	1,18E-02	0,81	0,65	Exponencial	486	Moderada
Mg	5,33E-03	0,91	0,56	Esférico	495	Moderada
V	9,96E+01	0,93	0,69	Esférico	506	Moderada
NC	3,13E-02	0,92	0,69	Esférico	502	Moderada
½ ha						
pH	2,17E-03	0,78	0,71	Esférico	478	Moderada
H+Al	4,54E-02	0,92	0,68	Esférico	497	Moderada
P	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
K	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Ca	6,89E-03	0,87	0,59	Exponencial	534	Moderada
Mg	4,58E-03	0,92	0,55	Esférico	533	Moderada
V	1,77E+01	0,89	0,67	Esférico	515	Moderada
NC	6,52E-02	0,89	0,68	Esférico	506	Moderada
1 ha						
pH	4,12E-03	0,67	0,63	Esférico	489	Moderada
H+Al	1,46E-02	0,90	0,67	Esférico	507	Moderada
P	-----	-----	-----	LPS	-----	DNE
K	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Ca	5,68E-02	0,54	0,57	Exponencial	366	Moderada
Mg	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
V	9,02E+02	0,88	0,67	Esférico	515	Moderada
NC	1,32E-02	0,88	0,68	Esférico	489	Moderada
2 ha						
pH	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
H+Al	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
P	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
K	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Ca	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Mg	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
V	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
NC	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
4 ha						
pH	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
H+Al	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
P	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
K	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Ca	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
Mg	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
V	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE
NC	-----	-----	-----	LSP	-----	DNE

(1) Soma do Quadrado dos resíduos; (2) Coeficiente de determinação; (3) Proporção do patamar parcial no patamar total; (4) Linear sem patamar; (5) Dependência não encontrada.

Quanto à dependência espacial dos atributos, em ambas as profundidades, os semivariogramas demonstraram o ajuste do modelo linear sem patamar para os atributos P e K na maior densidade amostral referente à $\frac{1}{4}$ ha, modelo exemplificado pelo semivariograma do teor de P (figura 7), na camada 0-10 cm. Este comportamento demonstra que, nas condições estudadas, ocorreu a insuficiência de dados para detectar a dependência espacial causada pela alta variabilidade. Em estudos semelhantes, utilizando como maior densidade amostral uma amostra por hectare, Nanni et al. (2011), não detectaram dependência espacial para os atributos P e K, ressaltando a necessidade de uma amostragem mais detalhada para representá-los.

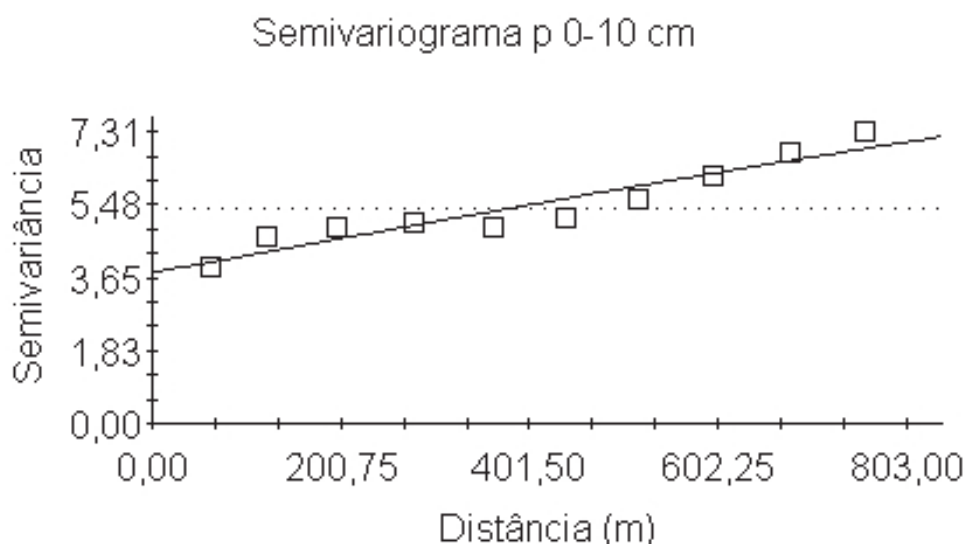


FIGURA 7: Semivariograma com modelo linear sem patamar para o atributo P na camada 0-10 cm.

Para os nutrientes P e K, a alta variabilidade pode ter origem na aplicação diferenciada do fertilizante que os contém, geralmente na linha de plantio, gerando uma distribuição heterogênea, diferentemente dos outros atributos fortemente influenciados pela distribuição mais homogênea de calcário sobre a superfície. Segundo Pauletti et al. (2009), a adubação em sulco de semeadura aumenta a variabilidade química para os nutrientes P e K, quando em PD, devido à falta de homogeneização da camada superior pelo preparo mecânico. A baixa mobilidade do P e a alta dinâmica do K no solo são outros fatores que podem ter influenciado na não determinação da dependência espacial para estes atributos.

Machado et al. (2007), estudando as características espaciais de um Latossolo Vermelho sob plantio convencional, não encontrou dependência espacial para os teores de P e K utilizando grade de 50m x 50m.

Berner et al. (2007), estudando duas áreas em um Cambissolo cultivado com cana de açúcar há 50 anos, encontraram em uma destas, dependência espacial forte para K utilizando uma grade amostral de 90,25 m², inferior à menor grade amostral estudada neste trabalho; no entanto, a área era cultivada sem qualquer tipo de corretivo de acidez ou fertilidade, sem revolvimento do solo e sem queimada na colheita. Na outra área, onde eram feitos preparos de solo como adubação e queimada, nem mesmo utilizando grade amostral de 90,25 m², bastante pequena em termos de uso de AP, foi encontrada dependência espacial para este elemento.

Para os demais atributos, foi possível determinar a dependência espacial, nas duas profundidades, na maior densidade amostral, com predominância do modelo esférico, excetuando o Mg na profundidade de 0-20 e do Ca nas duas profundidades os quais apresentaram o modelo exponencial. A figura 8 exemplifica o modelo esférico e o modelo exponencial, representados pelos semivariogramas de Necessidade de Calagem (NC) e do teor de Ca respectivamente.

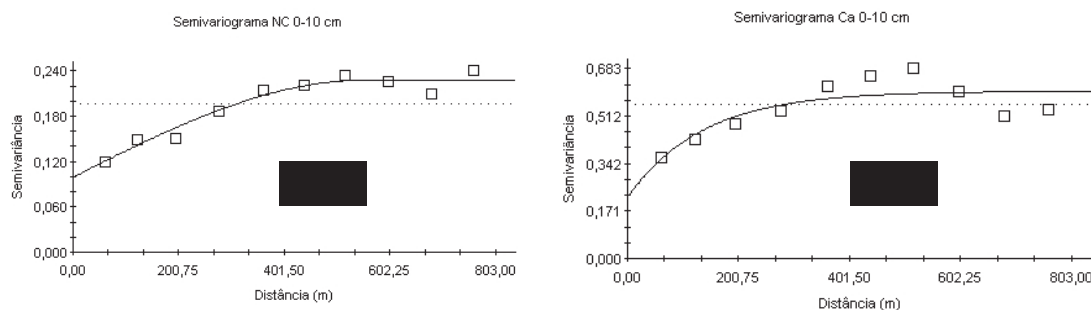


FIGURA 8: Semivariograma de Necessidade de Calagem (NC) ajustado com modelo esférico (A) e teor de Cálcio com modelo exponencial ajustado (B), ambos na camada 0-10 cm.

Como visto anteriormente, os coeficientes de variação do P e K se mostraram mais elevados que a dos demais atributos, explicando a não determinação da dependência espacial na densidade amostral de uma amostra a cada $\frac{1}{4}$ ha.

De acordo com a classificação de Cambardella et al. (1994) adaptada por Zimback (2001), os atributos que apresentaram dependência espacial, tiveram-na como moderada, possibilitando um processo de interpolação com certa confiabilidade.

Na profundidade de 0-10 cm (Tabela 6), os atributo pH e Mg apresentaram dependência espacial até a densidade amostral de 1 amostra a cada $\frac{1}{2}$ ha a partir da qual

deixaram de apresentá-la. Os atributos H+Al, Ca, V e NC apresentaram dependência espacial até a densidade de uma amostra a cada 1 ha. Nas densidades amostrais de uma amostra a cada 2 e a cada 4 ha não foi possível determinar dependência espacial para nenhum dos atributos estudados.

Na camada de 0-20 cm (Tabela 7), os atributos pH, H+Al, Ca, V e NC apresentaram dependência espacial até a densidade amostral de uma amostra a cada 1 ha, densidade a partir da qual não foi possível determinar dependência espacial para nenhum atributo.

Os atributos que apresentaram dependência espacial tiveram alcances maiores que 400 metros, em alguns casos chegando próximos a 600 metros. Esses valores determinam que estas distâncias são o limite máximo que a dependência pode chegar, a partir das quais deixarão de existir. Alcances com valores maiores foram encontrados por Zanão Junior et al. (2010) em Latossolos argilosos ao compará-los com Latossolos de textura média, o que explica, em partes, a ocorrência de alcances bastante elevados para os atributos neste trabalho, visto que os Latossolos da região de Guarapuava apresentam textura muito argilosa com valores acima de 60% de argila (COSTA et al., 2003).

Alcances longos proporcionam a possibilidade de uma amostragem mais espaçada (COELHO, 2005), porém, não significam que a retirada de amostras apresentará alta precisão quando feita nas mesmas distâncias dos alcances, pois distâncias menores apresentam maior dependência espacial, e à medida que aumentam acabam por reduzir a dependência gradualmente até o limite do alcance (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989). Alcances longos, no entanto, oferecem maior qualidade da estimativa de dados interpolados para produção de mapas (LANDIM, 2006; CORÁ et al., 2004).

É possível observar nas tabelas 6 e 7 o acréscimo das somas dos quadrados dos resíduos e a redução do coeficiente de determinação com a diminuição da densidade amostral, refletindo a perda gradual na qualidade dos resultados obtidos.

5.4 CONCLUSÕES

São necessárias amostragens com densidades maiores que uma amostra a cada $\frac{1}{4}$ ha na tentativa de determinar a dependência espacial dos atributos P e K nas profundidades de 0-10 cm e 0-20 cm.

A amostragem feita na densidade de uma amostra por hectare consegue determinar,

com intensidade moderada a dependência espacial da maioria dos atributos estudados, em ambas às profundidades, sendo esta densidade, a mais baixa recomendada para geração de dados geoestatísticos.

Os longos alcances refletiram uma menor variabilidade para os atributos que os apresentaram.

A qualidade dos dados gerados decresceu à medida que as densidades amostrais diminuíram.

5.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMARO FILHO, J.; NEGREIROS, R. F. D.; ASSIS JUNIOR, R. N.; MOTA, J. C. A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho em Mossoró, RN. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. vol.31, n.3, p. 415-422, 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.

BERNER, P. G. M.; VIEIRA, S. R.; LIMA, E.; ANJOS, L. H. C. Variabilidade espacial de propriedades físicas e químicas de um Cambissolo sob dois sistemas de manejo de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. vol.31, n.5, p. 837-844, 2007.

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

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.

COELHO, A. M. Agricultura de precisão: manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e das culturas. In: NOVAIS, R.F et al. (Eds.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. vol.1, p.249-290, 2003.

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

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.

COSTA, F. S.; ALBUQUERQUE, J. A.; BAYER, C.; FONTOURA, S. M. V.; WOBETO, C. Propriedades físicas de um Latossolo Bruno afetadas pelos sistemas plantio direto e preparo convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. vol.27, n.3, p. 527-535, 2003.

EMBRAPA. **Sistemas de Produção 14** – Tecnologias de Produção de Soja – Região Central do Brasil 2011. Londrina: Embrapa Soja – Embrapa Cerrados – Embrapa Agropecuária Oeste. 247p. 2010.

ERNANI, P. R. Modificações químicas em solos ácidos ocasionadas pelo método de aplicação de corretivos da acidez e de gesso agrícola. **Scientia Agrícola**. vol.58, n.4, p. 825-831, 2001.

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.

ISAAKS, H. E.; SRIVASTAVA, R. M. A. **Introduction to applied geostatistics**. Oxford: Oxford University Press. 1989. 560p.

LANDIM, P. M. B. Sobre geoestatística e mapas. *Terra e didática*, vol.2, p.19-33, 2006.

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**. vol.31, n.3, p. 591-599. 2007.

MAACK, R. **Geografia física do Estado do Paraná**. 2.ed. Rio de Janeiro: José Olympio, 1981. 450p.

MARQUES JÚNIOR, J.; SOUZA, Z. M.; PEREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M. Variabilidade espacial de matéria orgânica, P, K e CTC de um Latossolo cultivado com cana-de-açúcar por longo período. **Revista de Biologia e Ciências da Terra**, vol.8, n.1, p. 143-152, 2008.

NANNI, M. R.; POVH, F. P.; DEMATTÊ, J. A. M.; OLIVEIRA, R. B.; CHICATI, M. L.; CEZAR, E. Optimum size in grid soil sampling for variable rate application in site-specific management. **Scientia Agrícola**. vol.68, n.3, p. 386-392, 2011.

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.

PAULETTI, V.; MOTTA, A. C. V.; SERRAT, B. M.; FAVARETTO, N.; ANJOS, A. Atributos químicos de um Latossolo Bruno sob sistema plantio direto em função da estratégia de adubação e do método de amostragem de solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. vol.33, n.3, p. 581-590, 2009.

PAVAN, M. A.; BLACH, M. F.; ZEMPULSKY, H. C.; MIYAZAWA, M.; ZOCOLER, D. C. **Manual de análise química de solo e controle de qualidade**. Londrina: IAPAR, 1992, 40p.

RAGAGNIN, V. A.; SENA JUNIOR, D. G.; SILVEIRA NETO, A. N. Recomendação de calagem a taxa variada sob diferentes intensidades de amostragem. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. vol.14, n.6, p. 600-607, 2010.

REICHERT, J. M.; DARIVA, T. A.; REINERT, D. J.; SILVA, V. R. Variabilidade espacial de Planossolo e produtividade de soja em várzea sistematizada: análise geoestatística e análise de regressão. **Ciência Rural**. vol.38, n.4, p. 981-988, 2008.

ROBERTSON, G.P. **GS+: Geostatistics for the Environmental Sciences**. Gamma Design Software, Plainwell, Michigan USA. 2008.

SANTOS, H. C.; OLIVEIRA, F. H. T.; ARRUDA, J. A.; LOPES, A. R. S.; SOUZA JÚNIOR, R. F.; FARIAS, D. R. Amostragem para avaliação da fertilidade do solo em função da variabilidade de suas características químicas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. vol.13, suppl., p. 849-854, 2009.

SILVA, P. C. M.; CHAVES, L. H. G. Avaliação e variabilidade espacial de fósforo, potássio e matéria orgânica em Alissolos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. vol.5, n.3, p. 431-436, 2001.

SILVA, V. R.; REICHERT, J. M.; STORCK, L. and FEIJO, 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**. vol.27, n.6, p. 1013-1020, 2003.

SILVA, F. A. S. **Assistat** versão 7.6 beta. Universidade Federal de Campina Grande. Paraíba. 2011.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M. Small relief shape variations influence spatial variability of soil chemical attributes. **Scientia Agrícola**. vol.63, n.2, p. 161-168, 2006.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: Hillel, D. (Ed). **Applications of soil physics**. New York: Academic, 1980. cap. 2, p.319-344.

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.

ZANAO JUNIOR, L. A., LANA, R. M. Q., GUIMARAES, E. C.; PEREIRA, J. M. A. Variabilidade espacial dos teores de macronutrientes em Latossolos sob sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. vol.34, n.2, p. 389-400, 2010.

ZIMBACK, C.R.L. **Análise especial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. 2001.114p. Tese (livre-Docência) - Faculdade de Ciências Agrônomicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.

6 MAPEAMENTO DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DA FERTILIDADE DO SOLO OBTIDOS EM DIFERENTES DENSIDADES AMOSTRAIS E SUA INFLUÊNCIA NA RECOMENDAÇÃO DE ADUBOS E CORRETIVOS.

RESUMO: A amostragem de solo como processo inicial de mapeamento das propriedades químicas de interesse agrônomo quando realizada de forma ineficiente, pode levar a um planejamento errôneo quanto à aplicação de corretivos e fertilizantes na propriedade agrícola. Os objetivos do presente trabalho foram estabelecer uma densidade amostral que ofereça precisão nos mapas de atributos químicos gerados sobre diferentes densidades amostrais, em duas profundidades, e sua implicação prática na recomendação de adubação e calagem para a cultura da soja, em um Latossolo Bruno na região de Guarapuava, quando comparados com o método convencional de adubação. Foram comparados mapas para os atributos pH, H+Al, P, K, Ca, Mg, V e NC, na camada 0-10 cm e 0-20 cm, nas densidades amostrais de uma amostra a cada $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$, 1, 2 e 4 ha sendo a primeira tomada como referência de comparação. Os modos de comparação foram a exatidão global e o índice Kappa. A diminuição da densidade amostral depreciou a qualidade dos mapas gerados. Todas as densidades amostrais diferiram entre si quanto à exatidão, porém, foram encontrados bons níveis de exatidão até a densidade amostral de uma amostra por hectare. A agricultura de precisão ocasionou acréscimo nas quantidades de fertilizantes e calagem quando comparada com a agricultura convencional, porém, de maneira mais adequada na forma distribuição destes produtos.

Palavras-Chave: Agricultura de Precisão, Kappa, krigagem.

MAPPING SOIL FERTILITY CHEMICAL ATTRIBUTES IN DIFFERENT SAMPLE DENSITIES AND ITS INFLUENCE ON FERTILIZER AND LIME RECOMMENDATION

ABSTRACT: Soil sampling as the initial process of mapping soil chemical properties of agronomic interest when performed inefficiently, can lead to erroneous planning of lime and fertilizers application on an agricultural area. The objectives of this study were to establish a sampling density that provides accurate maps of the chemical attribute generated on different sampling densities, at two depths, and its practical implication of the recommendation of fertilization and liming for soybean crop in the an Oxisol at Guarapuava region, when compared with the conventional method of fertilization. Maps were compared to the attributes pH, H + Al, P, K, Ca, Mg, V and NC at 0-10 cm and 0-20 cm, the sampling density of one sample every $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$, 1, 2 and 4 ha were the first one was used as a reference for comparison. The methods of comparison were the overall accuracy and Kappa index. The decrease in sample density depreciated the quality of the generated maps. All sampling densities differ among each other about accuracy, however, showed good levels of accuracy to the sample density of one sample per hectare. Precision agriculture caused an increase in the amounts of fertilizer and lime as compared with conventional agriculture, but more appropriately as the distribution of these products.

Keywords: Precision Agriculture, Kappa, kriging

6.1 INTRODUÇÃO

O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo, como os que constituem a fertilidade do solo, é a que envolve maiores custos e dificuldades com amostragem e análises (GODWIN; MILLER, 2003), e entre os principais métodos, para tal finalidade, está a amostragem georreferenciada em malha (RAGAGNIN et al., 2010), sendo este método, o mais eficiente para sua identificação (FRANCIS; SCHAPERS, 1997).

Com a informação da posição geográfica de cada ponto, na amostragem sistemática, aliada ao resultado da análise de solo, pode-se conhecer a distribuição espacial dos atributos da fertilidade do solo utilizando técnicas de geoestatística e geoprocessamento, com a geração de mapas temáticos que podem servir de auxílio a futuras correções do solo a taxas variáveis (LAMPARELLI et al., 2001) para as mais variadas culturas de grande importância, como a soja, considerada a leguminosa alimentar mais importante do mundo, sendo o Brasil o segundo maior produtor mundial do grão (PASSOS et al., 2011).

A aplicação de fertilizantes e corretivos a taxas variáveis, baseadas na agricultura de precisão (AP), apresenta grande alternativa para potencializar o processo produtivo e minimizar o impacto da atividade agrícola no meio ambiente (OLIVEIRA et al., 2008). Weirich Neto et al. (2006), Oliveira et al. (2008) e Barbieri et al. (2008) demonstraram a maior eficiência na utilização de insumos na AP, com maior nível de detalhamento, em relação à agricultura convencional, onde as amostras são retiradas de maneira aleatória e as recomendações são baseadas na média dos resultados encontrados.

Quanto maior o nível de detalhamento amostral dos atributos químicos do solo, maior a precisão dos mapas gerados, representando mais fortemente a realidade encontrada a campo, no entanto, o custo e o trabalho com amostragens intensas podem ser fatores limitantes (KNOB, 2006).

Em busca de economia e praticidade, a amostragem muitas vezes é feita de tal forma que pode não representar as características reais do campo, e densidades amostrais com uma amostra a cada cinco hectares são comumente feitas sem qualquer justificativa (NANNI et al., 2011).

Os objetivos deste trabalho são estabelecer uma densidade amostral que ofereça precisão nos mapas de atributos químicos gerados sobre diferentes densidades amostrais, em duas profundidades, e sua implicação prática na recomendação de adubação e calagem para a cultura da soja.

6.2 MATERIAIS E MÉTODOS

A primeira parte dos materiais e métodos corresponde ao item 5.2, pag. 20.

6.2.1 Confeção de mapas de atributos

Após o ajuste de um modelo matemático aos semivariogramas dos atributos químicos do solo, foram gerados os mapas de distribuição espacial pelo método da krigagem utilizando-se o programa SURFER (GOLDEN SOFTWARE, 2010).

Os mapas gerados foram, na seqüência, importados pelo programa IDRISI TAIGA (EASTMAN, 2009), no qual foram atribuídas classes de isolinhas buscando englobar a amplitude total dos dados limitando-as ao máximo de 6 classes por atributo (Tabela 8).

TABELA 8: Distribuição dos limites das classes para elaboração dos mapas de atributos químicos do solo por krigagem.

Atrib.	LI	LS	LS	LS	LS	LS	LS
	Classe 1	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5	Classe 6
pH	4,5	5,0	5,5	6,0	6,5	7,0	
H+Al *	2	4	6	8			
P **	0	3	6	9	12	15	18
K *	0	0,15	0,30	0,45	0,60	0,75	0,90
Ca *	2	4	6	8	10		
Mg *	2	4	6	8			
V ***	40	50	60	70	80	90	

LI = Limite Inferior da Classe; LS = Limite Superior da Classe correspondente ao limite inferior da classe seguinte. * = $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$; ** = mg dm^{-3} ; *** = %

Posteriormente ao estabelecimento das classes, por meio da ferramenta TABCROSS do IDRISI TAIGA, os mapas de densidades amostrais menores foram comparados com o de maior densidade correspondente a $\frac{1}{4}$ ha.

O cruzamento dos mapas dois a dois gera uma matriz de erro ou matriz de confusão que expressa a relação entre os pixels originais (expressos na maior densidade amostral que mais se correlaciona com a realidade) e classificados (densidades amostrais menores) (COELHO; GIASSON, 2010) possibilitando encontrar a exatidão global, que expressa todas as coincidências de pixels de mesma classe em diferentes mapas, e o índice Kappa (COHEN, 1960) o qual mede a confiabilidade da exatidão entre dois mapas através da fórmula:

$$K = \frac{Po + Pc}{1 - Pc}$$

Na qual:

- K = estimativa do índice Kappa;
- Po = Proporção de observações corretamente classificadas ou exatidão global;
- Pc = Proporção esperada de acerto ao acaso.

As variâncias do índice Kappa são dadas através da fórmula:

$$\sigma^2(K) = Po(1 - Po) / [N(1 - Pc)^2]$$

Na qual:

- σ^2 = Variância do Índice Kappa;
- N = número total de pixels contemplados pela matriz de erros.

Os índices Kappa foram comparados pelo teste Z com 95% de significância pela fórmula:

$$Z_{calc} = \frac{K_1 - K_2}{\left(\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}\right)}$$

O valor de Z_{calc} encontrado que ultrapassar o valor de Z tabelado, que para a significância de 95% equivale a 1,96, reflete à inexistência da igualdade estatística entre os índices Kappa, diferenciando-os significativamente entre si.

Para quantificação das necessidades totais de adubação e calagem para a cultura da soja, nas diferentes densidades amostrais e profundidades, foram utilizados parâmetros de fertilidade proposto por Embrapa (2010) (Tabela 9), e a recomendação de calagem foi feita pelo método de saturação de bases, no intuito de elevar V a 70%. Os mapas das recomendações foram criados e quantificados com o uso dos programas SURFER e IDRISI TAIGA.

As recomendações feitas sob o aspecto de agricultura de precisão foram comparadas com as recomendações feitas com base na agricultura tradicional cuja média total é utilizada para tal indicação. Esta comparação foi realizada verificando a porcentagem do mapa gerado para agricultura de precisão que é ocupada pela classe na qual a média total esta inserida.

TABELA 9: Recomendação de adubação com P e K para a cultura da soja no Estado do Paraná em solos com teor de argila superior a 40%.

Análise de solo		Quantidade a aplicar	
P	K	P ₂ O ₅	K ₂ O
mg dm ⁻³	cmol _c dm ⁻³	kg ha ⁻¹	
< 3,0	< 0,10	100	90
	0,10 a 0,20	100	70
	0,20 a 0,30	100	50
	> 0,30	100	40
3,0 a 6,0	< 0,10	80	90
	0,10 a 0,20	80	70
	0,20 a 0,30	80	50
	> 0,30	80	40
> 6,0	< 0,10	60	90
	0,10 a 0,20	60	70
	0,20 a 0,30	60	50
	> 0,30	60	40

Fonte: adaptado de Embrapa (2010).

6.3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

6.3.1 Precisão dos mapas gerados em diferentes densidades

Para todos os atributos, as densidades amostrais maiores apresentam maior número de classes, e à medida que a densidade amostral decresce, as classes mais extremas perdem representação ou mesmo desaparecem para incrementar as classes mais próximas àquela na qual a média está inserida. Esta característica pode ser observada na tabela 10, onde a distribuição de frequência encontrada para o atributo pH, na profundidade 0-10 cm, representa o mesmo comportamento para os demais atributos estudados, e esclarece a relação entre a diminuição da densidade amostral e a perda de classes ou diminuição dos valores de algumas classes, ou seja, a redução do detalhamento.

TABELA 10: Distribuição de frequência do pH em mapas de krigagem sob diferentes intensidades amostrais na profundidade de 0-10 cm.

pH	LI ⁽¹⁾	LS ⁽²⁾	%				
			1/4 ⁽³⁾	1/2 ⁽³⁾	1 ⁽³⁾	2 ⁽³⁾	4 ⁽³⁾
Classe 1	4,5	5,0	0,04	0,23	1,63	1,81	0,40
Classe 2	5,0	5,5	28,77	22,67	14,77	31,33	30,50
Classe 3	5,5	6,0	58,42	62,31	71,60	61,21	69,06
Classe 4	6,0	6,5	12,31	14,21	10,90	5,65	0,04
Classe 5	6,5	7,0	0,46	0,58	1,10	0	0

1- Limite inferior; 2 – Limite superior; 3 – Densidade amostral

O conhecimento detalhado da propriedade primado pela agricultura de precisão sofre depreciação com a redução dos valores e classes que representam justamente as porções do terreno que merecem atenção especial. A figura 9 demonstra este comportamento para o pH que assemelhasse a todos os demais atributos.

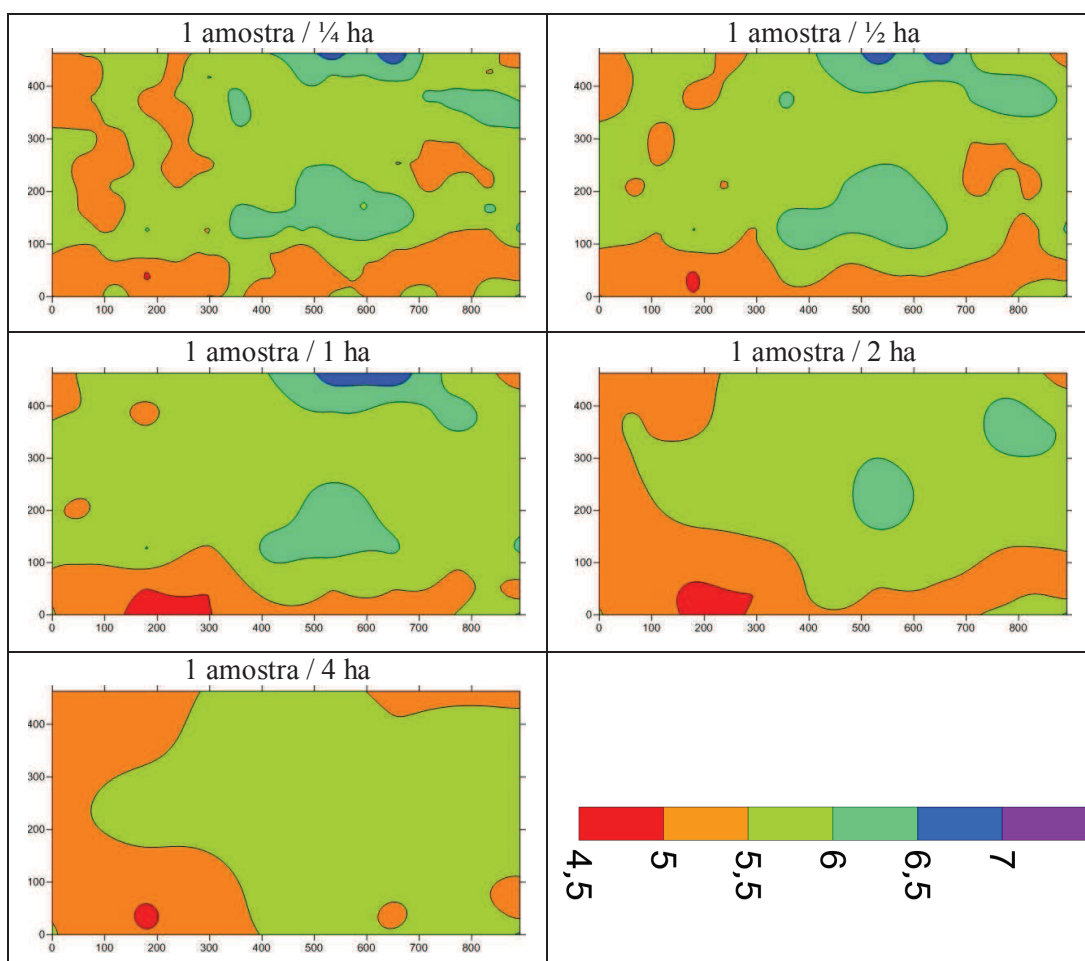


FIGURA 9: Mapa de krigagem do atributo pH na profundidade 0-10 cm, obtido sob diferentes densidades amostrais.

Nos mapas (Figura 9), é possível observar que classes que ocupam porções menores do terreno são envolvidas por classes mais abundantes e deixam de existir perdendo representatividade à medida que a densidade amostral diminui, comportamento observado em todos os atributos.

Valores de exatidão global, que demonstram as reais coincidências entre as mesmas classes em diferentes mapas, são também índices que apresentam a queda de precisão com a redução da densidade amostral e podem ser observados na tabela 11.

TABELA 11: Índice de exatidão global dos atributos de um Latossolo Bruno, cultivado sob PD, comparadas as diferentes densidades amostrais com a densidade de uma amostra a cada $\frac{1}{4}$ ha, nas profundidades de 0-10 cm e 0-20 cm.

Atrib	0 – 10 cm											
	$\frac{1}{2}$ ha			1 ha			2 ha			4 ha		
	Sub ¹	Acr ² %	Sup ³	Sub	Acr ² %	Sup	Sub	Acr ² %	Sup	Sub	Acr ² %	Sup
pH	5,9	80,4	13,7	9,6	70,0	20,3	25,6	62,0	12,5	28,2	57,8	14,0
H+Al	7,7	88,3	4,0	8,9	80,6	10,4	8,1	70,8	21,1	7,5	64,8	27,7
P	6,4	80,7	13,0	12,6	58,3	29,1	9,6	49,5	40,8	16,1	51,1	32,8
K	7,1	86,0	7,0	12,2	74,7	13,2	15,0	73,4	11,6	17,8	65,8	16,3
Ca	14	75,4	10,6	18,2	63,6	18,2	18,2	55,7	26,2	25,5	48,9	25,5
Mg	5,9	80,4	13,7	9,6	70,0	20,3	25,6	62,0	12,5	27,8	57,8	14,4
V	6,8	83,6	9,7	11,7	71,4	17,0	23,3	64,6	12,0	34,3	47,3	18,4
Média	7,7	82,1	10,2	11,8	69,8	18,4	17,9	62,6	19,5	22,5	56,2	21,3

Atrib	0 - 20 cm											
	$\frac{1}{2}$ ha			1 ha			2 ha			4 ha		
	Sub	Acr ² %	Sup	Sub	Acr ² %	Sup	Sub	Acr ² %	Sup	Sub	Acr ² %	Sup
pH	5,4	88,3	11,6	8,2	72,7	19,1	18,9	68,3	12,8	34,6	61,6	3,8
H+Al	5,9	89,3	4,8	6,2	84,5	9,3	5,4	77,1	17,5	4,8	74,7	20,5
P	6,6	81,6	11,8	10,1	61,6	28,3	7,7	54,9	37,4	14,7	60,2	25,2
K	2,3	93,5	4,1	5,7	91,8	2,5	9,3	87,4	3,3	10,6	86,0	3,5
Ca	4,2	89,6	6,3	6,9	83,0	10,1	6,0	77,7	16,3	13,4	73,0	13,6
Mg	5,4	83,1	11,6	8,2	72,7	19,1	18,9	68,3	12,8	34,6	61,6	3,8
V	7,1	83,4	9,5	12,6	72,0	15,4	23,5	62,4	14,1	29,7	58,3	12,1
Média	5,3	87,0	8,5	8,3	76,9	14,8	12,8	70,9	16,3	20,3	67,9	11,8

¹Valores subestimados; ²Valores de acerto, coincidência ou exatidão global; ³Valores superestimados.

É possível observar (Tabela 11) o decréscimo da exatidão global à medida que reduz a densidade amostral. Na profundidade de 0-10 cm, a média geral de exatidão para a densidade de uma amostra a cada $\frac{1}{2}$ ha é de 82,1%, variando de 75,4 até 88,3%, passando para a média 69,8% na densidade de uma amostra por hectare e para 62,6% quando uma amostra a cada 2 ha, enfim chegando à média de 56,2% na menor densidade equivalente a 1 amostra a cada 4 ha, com variação de 47,3% até 65,8%.

Na profundidade de 0-20 cm (Tabela 11), os índices são semelhantes ao da profundidade 0-10 cm, e apresentam valores de exatidão global médios próximos e pouco superiores.

Com a redução dos índices de exatidão global (Tabela 11), ocorre um aumento nos índices de valores subestimados e superestimados, valores tais, que originam os erros nas atividades de adubação e calagem acarretando tanto aplicações em quantidades insuficientes quanto superdosagens em determinadas áreas do terreno.

Os índices Kappa, encontrados e expressos na tabela 12, demonstram a real fidedignidade entre diferentes mapas excluindo aos valores de acerto ao acaso encontrados no coeficiente de exatidão global (PONZONI; ALMEIDA, 1996), explicando os valores inferiores deste índice para todos os atributos em relação ao coeficiente de exatidão global observados na tabela 11.

TABELA 12: Índice Kappa dos mapas de diferentes densidades amostrais comparados com o mapa de densidade amostral de 1 amostra a cada $\frac{1}{4}$ ha.

ATRIBUTO	0-10 cm				
	$\frac{1}{4}$ ha	$\frac{1}{2}$ ha	1 ha	2 ha	4 ha
			%		
pH	100 ^{a*}	64,54b	42,97c	30,24d	17,07e
H+Al	100a	72,44b	55,87c	27,27d	2,02e
P	100a	69,76b	35,04c	25,22d	16,22e
K	100a	72,07b	49,60c	47,00d	31,85e
Ca	100a	58,44b	38,24c	27,79d	13,57e
Mg	100a	64,54b	42,97c	30,24d	17,07e
V	100a	69,46b	48,76c	38,19d	19,19e
Média	100	67,32	44,78	32,28	16,71
ATRIBUTO	0-20 cm				
	$\frac{1}{4}$ ha	$\frac{1}{2}$ ha	1 ha	2 ha	4 ha
			%		
pH	100a	69,43b	51,76c	41,97d	23,13e
H+Al	100a	71,67b	58,50c	34,81d	19,51e
P	100a	68,30b	30,10c	21,27d	13,42e
K	100a	73,92b	61,58c	34,10d	23,60e
Ca	100a	60,28b	31,56c	21,93d	10,46e
Mg	100a	69,43b	51,76c	41,97d	23,13e
V	100a	71,14b	48,58c	31,23d	22,59e
Média	100	69,17	47,69	32,47	19,41

*Valores seguidos de letras diferentes, na linha, diferem estatisticamente pelo teste Z com 95% de significância, sendo a letra "a" atribuída à densidade amostral de referência correspondente a 1 amostra a cada $\frac{1}{4}$ ha.

Todas as densidades amostrais diferiram entre si para todos os atributos estudados em ambas as profundidades, evidenciando que dentre os detalhamentos propostos no trabalho não foi encontrado uma estabilização dos resultados, nem estabilização da precisão com a

diminuição da densidade amostral, nem estabilização da densidade amostral com aumento do detalhamento amostral.

A estabilização da precisão com a diminuição da densidade amostral baixa a qualidade de exatidão dos mapas a níveis não desejados na agricultura de precisão. Por outro lado, a estabilização da densidade amostral, na qual o aumento da mesma não acarretaria grandes ganhos em precisão poderia inviabilizar o processo de amostragem pelo intenso trabalho de coleta e custo com análises aumentando a relação custo benefício.

Para as duas profundidades, os níveis médios de exatidão, conforme os índices Kappa expressos na Tabela 12, revelam que os mapas gerados sobre a densidade amostral de 1 amostra a cada ½ ha apresentam qualidade muito boa para os atributos químicos estudados, conforme classificação proposta por Landis e Coch (1977). Na tabela 13 é possível observar a qualidade de exatidão conforme o índice Kappa.

TABELA 13: Nível de exatidão de uma classificação, conforme o valor de índice Kappa.

Índice Kappa (K)	Qualidade	0-10 cm	0-20 cm
$K \leq 20\%$	Ruim	4 ha	4 ha
$20\% < K < 40\%$	Razoável	2 ha	2 ha
$40\% < K < 60\%$	Boa	1 ha	1 ha
$60\% < K < 80\%$	Muito Boa	½ ha	½ ha
$80\% \leq K$	Excelente	¼ ha	¼ ha

Fonte: adaptado de LANDIS e KOCH (1977).

Na densidade amostral de uma amostra a cada 1 ha, os atributos apresentaram boa qualidade de exatidão em relação aos mapas gerados com a maior densidade amostral.

As demais densidades amostrais que compreendem uma amostra a cada 2 e 4 ha apresentaram qualidade de razoável a ruim sendo então ineficiente para utilização em agricultura de precisão que preza justamente a qualidade de representação das características encontradas a campo.

Pressupondo que uma maior densidade amostral corresponde mais fortemente à realidade encontrada à campo, e que são necessários mapas de dados que apresentem no mínimo boa qualidade de exatidão para sua utilização, é possível atrelar à densidade amostral de uma amostra por hectare a suficiência de qualidade para uso na agricultura de precisão.

Neste caso, onde os índices Kappa indicam uma boa qualidade de exatidão, não significa que a precisão será limitada a 40 a 60%, e sim, estas porcentagens serão o limite mínimo de precisão. Os valores de acerto ao acaso, desconsiderados pelo índice Kappa (Tabela 12), não deixarão de ser acertos em um processo de correção do solo, elevando a

precisão (considerando acertos reais e casuais) à média 69,8% na profundidade 0 -10 cm e 76,9% na profundidade 0-20 cm, conforme os índices de exatidão global (Tabela 11).

6.3.2 Agricultura de Precisão x Agricultura Convencional nas recomendações de adubação e calagem para soja.

Para elevação da saturação de bases a 70%, recomendação dada segundo Embrapa (2010), para a cultura da soja, utilizando a média dos resultados das análises, seriam necessárias 0,14 Mg ha⁻¹ de corretivo com PRNT 100% na profundidade 0-10 cm e 0,86 Mg ha⁻¹ na profundidade 0-20 cm, totalizando em seus 48 ha uma necessidade de calagem de 6,72 Mg e 41,28 Mg respectivamente, para 0-10 e 0-20 cm. No entanto, estas necessidades foram aumentadas consideravelmente por ocasião da distribuição diferenciada proporcionada pela agricultura de precisão como é possível observar na tabela 14.

TABELA 14: Necessidade de calagem em Latossolo Bruno sob plantio direto na região de Guarapuava-PR, em diferentes densidades amostrais para uma área de 48 ha, em duas profundidades.

Densidade amostral	Necessidade de calagem (PRNT 100%)	
	0-10 cm	0-20 cm
¼ ha	18,0 Mg	57,3 Mg
½ ha	17,5 Mg	55,6 Mg
1 ha	17,2 Mg	54,5 Mg
2 ha	21,0 Mg	63,8 Mg
4 ha	21,5 Mg	71,0 Mg
48 ha	6,72 Mg	41,28 Mg

Nas duas profundidades, quando comparadas às necessidades de calagem utilizando o método baseado na agricultura de precisão e o método convencional baseado na média, as diferenças de NC são de tais grandezas (Tabela 14), devido o primeiro método não incluir as áreas com saturação de base superior a 70%, que não receberiam calagem, e áreas com saturação menores a receberiam proporcionalmente à sua redução. No entanto, quando é a média total que serve como base de cálculo, as amostras com V superior a 70% reduziram a NC referida acarretando em diminuição da quantidade total de corretivos.

O comportamento de aumento da NC pelo uso da agricultura de precisão no local de estudo é resultado da alta fertilidade desse solo, com grande parte dos resultados, obtidos com o detalhamento alcançado com a amostragem georreferenciada, demonstrando valores de

saturação de bases superiores a 70%, reduzindo a necessidade de calagem pelo uso da média. Weirich Neto et al. (2006) encontraram resultados semelhantes na cultura do milho, concluindo pela necessidade de uma aplicação com 7,84 Mg maior de corretivo em AP do que na AC numa área de 9,6 ha, contudo, Menegatti et al. (2005) encontraram redução de 35% no uso de corretivo com utilização da AP em cultivo de cana-de-açúcar, evidenciando que há discrepâncias com a alteração das exigências nutricionais das culturas e condições de solo.

Nos mapas apresentados na figura 10, é possível observar as diferenças das NC em cada porção do terreno nas diferentes densidades amostrais e na média.

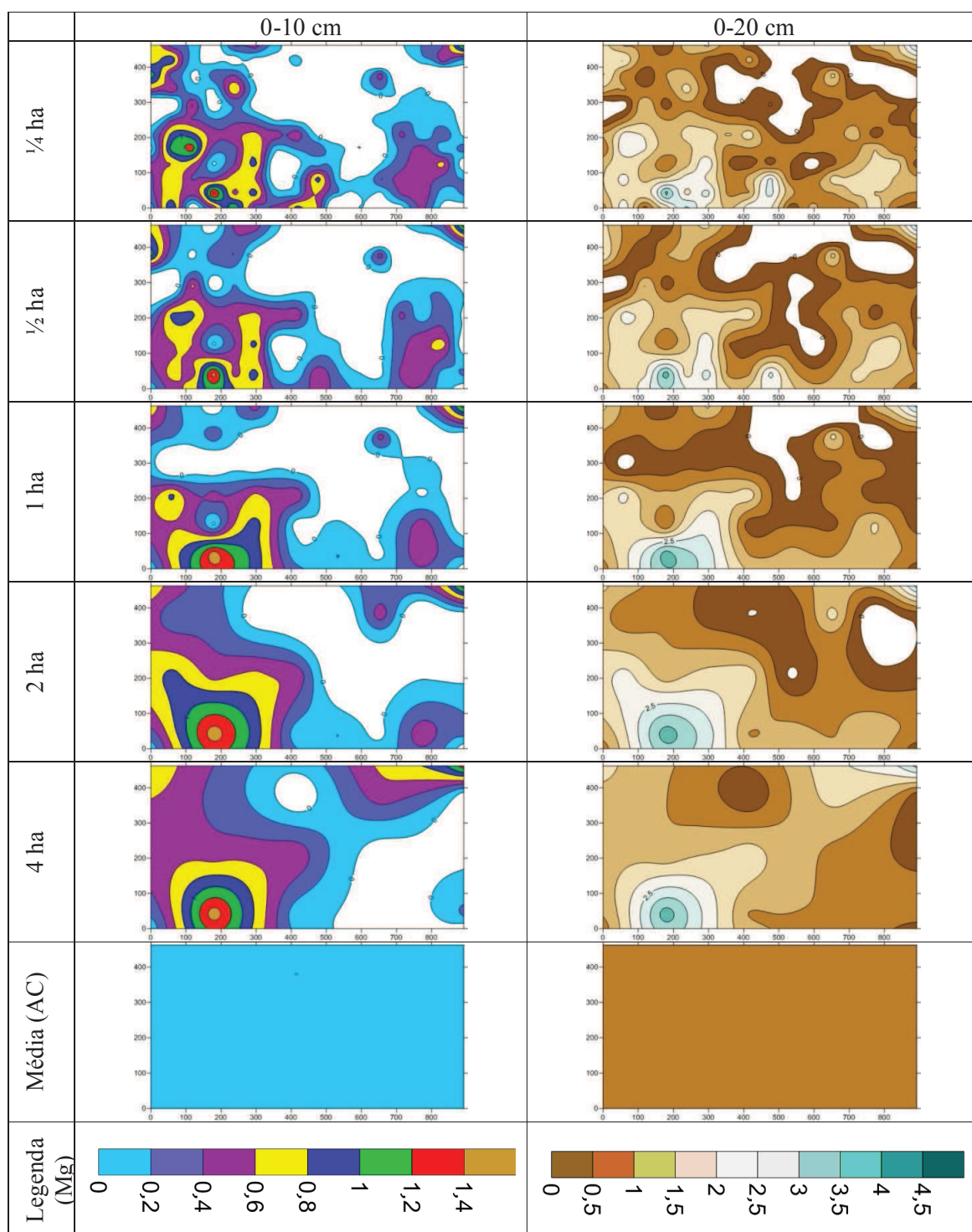


FIGURA 10: Mapas de NC sobre diferentes densidades amostrais e pela média.

Da mesma forma que a calagem, a necessidade de adubação foi superior para AP em relação à AC, com exceção da adubação fosfatada na profundidade 0-20 cm. Na tabela 15, é possível observar as necessidades totais de fertilizantes nas diferentes densidades amostrais, profundidades e tipos de manejo (AP x AC).

TABELA 15 : Necessidade total de P_2O_5 e K_2O em uma área de 48 ha em diferentes densidades amostrais

Área / amostra	P_2O_5 (kg)		K_2O (kg)		
	0-10 cm	0-20 cm	0-10 cm	0-20 cm	
AP	¼ ha	3300	3783	1938	2080
	½ ha	3352	3763	1929	2047
	1 ha	3300	3753	1925	1990
	2 ha	3285	3684	1923	1954
	4 ha	3351	3784	1926	2037
AC	48 ha	2880	3840	1920	1920

A alta fertilidade química do solo elevou a média dos níveis de P, na profundidade 0-10 cm, e de K, nas profundidades 0-10 e 0-20 cm, a valores superiores a mais elevada classe de recomendação para adubação da soja correspondentes a 6 mg dm^{-3} e $0,3 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ respectivamente. Com isso, o uso desta alta média para fazer as recomendações acarretaria na mínima adubação necessária para a área total referente a 40 kg de K_2O e 60 kg de P_2O_5 por hectare. Com o detalhamento da propriedade, ocasionado pela coleta georreferenciada de amostras no terreno, aparecem porções onde é possível observar (Figuras 11 e 12) níveis mais baixos de fertilidade o que acarretaria em uma maior adubação nestes locais e conseqüentemente maiores quantidades totais de fertilizantes quando comparados com a utilização da média.

O atributo P, na profundidade 0-20 cm, apresentou comportamento diferente, estando seu teor médio presente na classe intermediária dos níveis de recomendação, expressos na tabela 9. Com o uso de agricultura de precisão, porções do terreno receberiam a mesma recomendação de adubação atribuída pelo uso do método convencional, outras porções receberiam quantidades superiores de fertilizantes e outras receberiam quantidades inferiores (Figura 11), neste caso, o uso da AP reduziria a quantidade de fertilizantes totais, além destes serem colocados em locais de real necessidade.

A provável diferença entre os níveis de P nas profundidades 0-10 cm e 0-20 cm está na forma com que este é depositado ao solo, associado ao sistema de manejo (PD) e a baixa mobilidade do elemento no perfil.

Os mapas apresentados nas figuras 11 e 12 demonstram as classes que receberiam diferentes adubações com o uso da AP em diferentes densidades amostrais e pela média total.

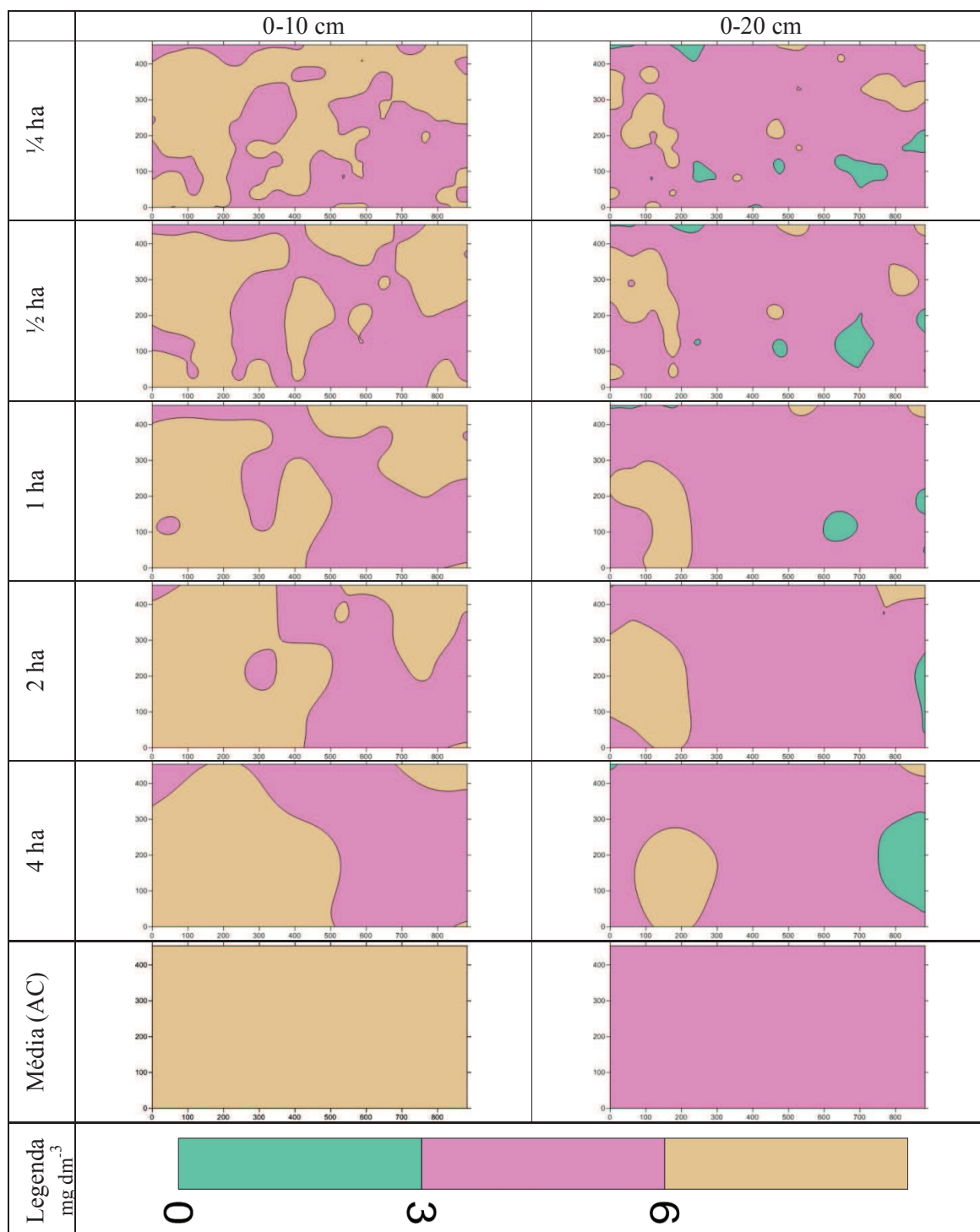


FIGURA 11: Classes de recomendação de adubação fosfatada para a cultura da soja em diferentes densidades amostrais e pela média.

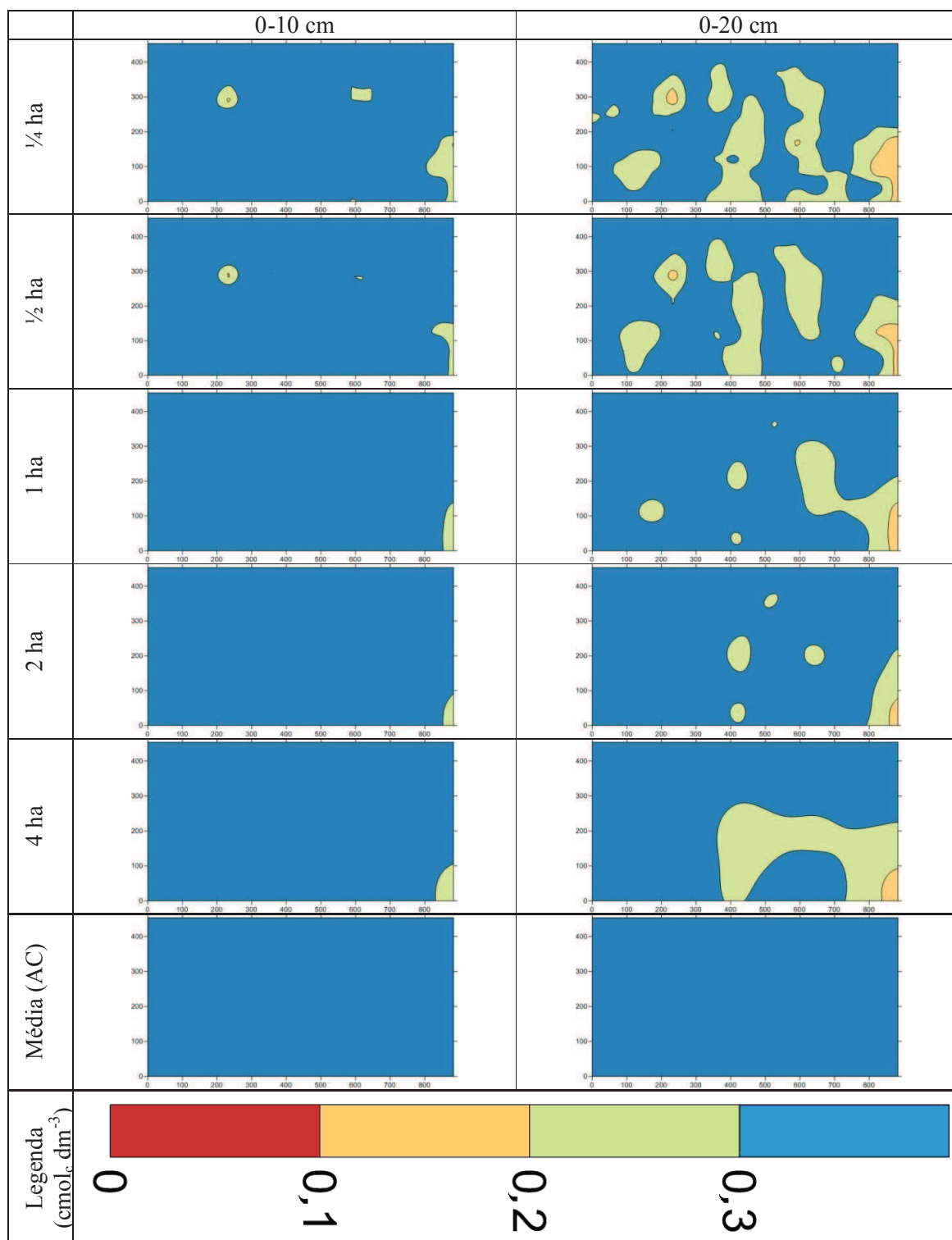


FIGURA 12: Classes de recomendação de adubação potássica para a cultura da soja em diferentes densidades amostrais e pela média.

A obtenção de diferenças ocasionadas pela utilização da AP comparada com a AC também foram encontradas por Weirich Neto et al. (2006) na cultura do milho, constatando que com o uso da segunda deixar-se-ia de aplicar 138,9 kg de K_2O , e aplicar-se-ia 175 kg de P_2O_5 a mais do que o necessário, em uma área de 9,6 ha, isso em termos gerais, desconsiderando ainda as sub dosagens e as superdosagens.

Barbieri et al. (2008) estudando a necessidade de aplicação de insumos em áreas côncavas e convexas comparando métodos de agricultura de precisão com métodos tradicionais observaram a maior eficiência do primeiro na aplicação de calcário, fósforo e potássio.

Oliveira et al. (2008) estudando diferentes tipos de amostragem para geração de dados de recomendação de correção de fertilidade em café encontrou zonas de déficit e excesso de adubação e calagem na área quando utilizou amostras georreferenciadas e geoestatística e ressaltou a impossibilidade de encontrar essas diferentes zonas utilizando-se do método aleatório de amostragem (zigzag).

Ferraz et al. (2011) comparando a adubação feita com base em agricultura de precisão com a adubação feita com base no método convencional verificou a viabilidade econômica do primeiro em lavouras de café, principalmente em grandes áreas.

A alta fertilidade química no solo estudado, que apresenta saturação de base mais elevada que 70% e média dos níveis de P (na profundidade 0-10 cm) e K superiores as classes mais altas indicadas na recomendação de adubação, fez com que as quantidades totais de corretivos e fertilizantes aumentassem com o uso da agricultura de precisão, podendo originar certas dúvidas quanto sua utilização. A questão é que quando a aplicação somente das quantidades adequadas se torna maior que a aplicação convencionalmente feita, esta última estava sendo feita de maneira inadequada e sua alteração terá resultados provavelmente positivos.

6.4 CONCLUSÕES

A diminuição da densidade amostral causou depreciação na qualidade dos mapas gerados, no entanto, manteve qualidade considerada boa, portanto, suficiente para uso em agricultura de precisão, até a densidade de uma amostra por hectare, sendo esta recomendada na elaboração de mapas de atributos.

A agricultura de precisão proporcionou acréscimo das quantidades totais de calagem recomendada para a cultura da soja, porém, com maior eficiência quando comparada com a agricultura convencional. Essas quantidades superiores não refletiram a tendência do uso da agricultura de precisão utilizar quantidades maiores, e sim, a subestimação da quantidade ao utilizar a média como parâmetro de recomendação.

As diferenças nos volumes de fertilizantes para a cultura da soja comparando os dois métodos de adubação, foram ocasionadas pela mais adequada forma de utilização deste produto pela AP em relação à AC.

6.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

COELHO, F. F.; GIASSON, E. Comparação de métodos para mapeamento digital de solos com utilização de sistema de informação geográfica. **Ciência Rural**. vol.40, n.10, p. 2099-2106, 2010.

COHEN, J. A coefficient of agreement for nominal scales. **Journal of Educational and Measurement**, vol.20, n.1, p.37-46, 1960.

EASTMAN, J. R. **Idrisi Taiga** Tutorial. Worcester-MA, Graduate School of Geography, Clark University. 333p. 2009.

EMBRAPA. **Sistemas de Produção 14** – Tecnologias de Produção de Soja – Região Central do Brasil 2011. Londrina: Embrapa Soja – Embrapa Cerrados – Embrapa Agropecuária Oeste. 247p. 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.

FRANCIS, D.; SCHAPERS, J.S. **Selective soil sampling for site-specific nutrient management**. University Conference Center, 1997. p.119-126.

GODWIN, R. J.; MILLER, P. C. H. A review of the technologies for mapping within-field variability. **Biosystems Engineering**, vol.4, n.84, p.393-407, 2003.

GOLDEN SOFTWARE. **Surfer** versão 9.9. Tutorial. User's Guide. Golden Software, New York. 2010.

KNOB, M. J. **Aplicação de técnicas de agricultura de precisão em pequenas propriedades**. 2006. 129f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Rurais, Santa Maria, 2006.

LAMPARELLI, R.A.C.; ROCHA, J.V.; BHORGUI, E. **Geoprocessamento e agricultura de precisão** - Fundamentos e Aplicações. Guaíba: Agropecuária, 2001. vol.1. 118 p.

LANDIS, J.; KOCH, G. G. The measurements of agreement for categorical data. **Biometrics**, vol.33, n.3, p.159-179, 1977.

MENEGATTI, L. A. A.; MOLIN, J. P.; GOES, S. L.; KORNDORFER, G. H.; SOARES, R. A. B.; LIMA, E. A. Estudo de caso sobre investimento agrícola: Oportunidades com agricultura de precisão. **Revista ALCOOLbrás**. São Paulo. Ed. Valete. n.95, p.78-95, 2005.

NANNI, M. R.; POVH, F. P.; DEMATTÊ, J. A. M.; OLIVEIRA, R. B.; CHICATI, M. L.; CEZAR, E. Optimum size in grid soil sampling for variable rate application in site-specific management. **Scientia Agricola**. vol.68, n.3, p. 386-392, 2011.

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.

PASSOS, A. M. A.; REZENDE, P. M.; ALVARENGA, A. A.; BALIZA, D. B.; CARVALHO, E. R.; ALCÂNTARA, H. P. Yield per plant and other characteristics of soybean plants treated with kinetin and potassium nitrate. **Ciência Agrotecnológica**. vol.35, n.5, p. 965-972, 2011.

PONZONI, F. J.; ALMEIDA, E. S. A estimativa do parâmetro kappa (k) da análise multivariada discreta no contexto de um SIG. **Anais VIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto**, Salvador, Brasil, INPE, p. 729-733, 1996.

RAGAGNIN, V. A.; SENA JUNIOR, D. G.; SILVEIRA NETO, A. N. Recomendação de calagem a taxa variada sob diferentes intensidades de amostragem. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. vol.14, n.6, p. 600-607, 2010.

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.