

ANDRÉ GUARÇONI MARTINS

**CARACTERIZAÇÃO DA UNIDADE DE AMOSTRA PARA
AVALIAÇÃO DA FERTILIDADE DO SOLO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Solos e Nutrição de Plantas, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2004

ANDRÉ GUARÇONI MARTINS

**CARACTERIZAÇÃO DA UNIDADE DE AMOSTRA PARA
AVALIAÇÃO DA FERTILIDADE DO SOLO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Solos e Nutrição de Plantas, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

Aprovada em 18 de fevereiro de 2004

Prof. Roberto Ferreira de Novais
(Conselheiro)

Prof. Reinaldo B. Cantarutti
(Conselheiro)

Dr. Francisco Morel Freire

Prof. Hélio Garcia Leite

Prof. Víctor Hugo Alvarez V.
Orientador

*Às pessoas queridas, que já
não fazem parte do meu
convívio, dedico.*

AGRADECIMENTO

À Universidade Federal de Viçosa (UFV), pela oportunidade de realização do curso.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão da bolsa de estudos.

Ao professor Víctor Hugo Alvarez V., pela amizade, pela esmerada orientação na realização deste trabalho e na minha formação profissional, principalmente, pelo cavalheirismo com o qual sempre me recebeu.

Aos professores Roberto Ferreira de Novais, Reinaldo Bertola Cantarutti, Hélio Garcia Laite e ao Dr. Francisco Morel Freire, pelas críticas e valiosas sugestões apresentadas.

A todos os professores que contribuíram para minha formação profissional.

Ao meu amigo Carlos Fonseca, pela ajuda, pela seriedade e pelo bom humor necessários à realização deste trabalho.

Aos meus pais, irmãos, minha namorada Fabiana e toda família, pela segurança que se encontra na união e no amor.

Ao meu avô, Domingos Serenari Guarçoni, por me transmitir o amor pela terra.

Ao Universo que é o solo.

Às estrelas, por nunca permitirem que eu ficasse completamente só.

BIOGRAFIA

ANDRÉ GUARÇONI MARTINS, criado em Mimoso do Sul-ES, filho de Orlando José Ferreira Martins e Liege Lacerda Guarçoni, nasceu no dia 14 de maio de 1970, na cidade Niterói-RJ.

Em julho de 1995, graduou-se em Engenharia Agrônômica, pela Universidade Federal de Viçosa, Viçosa-MG.

Em agosto de 1995, iniciou o Curso de Aperfeiçoamento/Pesquisa em Solos e Nutrição de Plantas, com duração de dois anos, sob a orientação do Prof. Víctor Hugo Alvarez V.

Em agosto de 1997, iniciou o Curso de Mestrado em Fitotecnia, na Universidade Federal de Viçosa.

Em novembro de 1999, foi aprovado, pelo Departamento de Solos dessa Universidade, para ingressar no Curso de Doutorado.

Em março de 2004, concluiu o Curso de Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas na Universidade Federal de Viçosa-MG.

ÍNDICE

	Página
RESUMO	vii
ABSTRACT	ix
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	3
2.1. Causas da variabilidade de características químicas dos solos	3
2.2. Formas de ocorrência da variabilidade dos solos	5
2.3. Agricultura tradicional e agricultura de precisão	6
2.3.1. Agricultura tradicional	8
2.3.1.1. Características da amostra de solo	8
2.3.1.2. Profundidade de amostragem	9
2.3.1.3. Volume da amostra simples de solo	12
2.3.2. Agricultura de precisão	15
2.3.3. Indivíduo solo para avaliação da fertilidade	17

3. MATERIAL E MÉTODOS	19
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	30
4.1. Influência do volume das amostras simples na estimativa da variabilidade de características químicas de três solos, em casa de vegetação	30
4.2. Influência do volume das amostras simples na estimativa da variabilidade de características químicas da fertilidade, em solo sob plantio direto ou sob plantio convencional antes ou depois da aração	37
4.3. Definição da dimensão do indivíduo solo em forma de prisma hexagonal (unidade de amostra) e determinação do número de amostras simples necessário à sua representação	50
5. CONCLUSÕES	66
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	67

RESUMO

Guarçoni Martins, André, Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2004. **Caracterização da unidade de amostra para avaliação da fertilidade do solo.** Orientador: Víctor Hugo Alvarez V.. Conselheiros: Roberto Ferreira de Novais e Reinaldo Bertola Cantarutti.

Uma população é composta por indivíduos, sendo que a amostragem correta dos indivíduos estima adequadamente as características da população. Porém, para a avaliação da fertilidade do solo, quem seriam os indivíduos solo (unidades de amostra) e qual sua dimensão? Os objetivos deste trabalho foram: estudar a influência do volume da amostra simples na determinação da variabilidade de características químicas da fertilidade do solo; definir a dimensão do indivíduo solo componente de determinada população, sob plantio direto ou sob plantio convencional antes ou depois da aração, visando à avaliação da fertilidade do solo e desenvolver um método de amostragem de solos, determinando o volume e o número de amostras simples, necessários à formação de uma amostra composta que caracterize o indivíduo solo (unidade de amostra). Para tanto, foram realizados três estudos: o primeiro, em casa de vegetação (três solos), o segundo e o terceiro no campo [três situações de manejo-coleta – plantio direto (PD), plantio convencional antes (PCAA) e depois da aração (PCDA)]. Nos dois primeiros estudos, foram coletadas amostras simples de solo com seis

volumes diferentes (40, 90, 160, 360, 810 e 1.000 cm³), no intuito de obter-se o volume de amostra simples com o qual se estimasse a menor variabilidade das características avaliadas (pH, P, K, Ca²⁺ e Mg²⁺), utilizando-se, para tanto, análise de regressão. No terceiro estudo, utilizando o trado recomendado no segundo (5,4 cm de diâmetro), as amostras simples de solo foram coletadas sobre as semi-diagonais de cinco hexágonos delimitados sobre cada uma das áreas selecionadas para amostragem (PD, PCAA e PCDA). Os hexágonos de amostragem apresentavam 206,25 cm de lado e, em cada uma das seis semi-diagonais de cada hexágono, foram coletadas dez amostras simples de solo nas seguintes distâncias, a partir de uma amostra simples central, medidas até o centro do orifício de coleta: 12,5; 25,0; 37,5; 50,0; 75,0; 100,0; 112,5; 150,0 e 200,0 cm, sendo a amostra simples central comum às seis semi-diagonais. Foram determinados pH (H₂O), os teores de P e K disponíveis e de Ca²⁺ e Mg²⁺, H + Al, matéria orgânica e P-rem. As amostras simples foram agrupadas sucessivamente a partir do centro do hexágono, formando nove unidades de amostra: A (até 18,75), B (até 31,25), C (até 43,75), D (até 56,25), E (até 81,25), F (até 106,25), G (até 118,75), H (até 156,25) e I (até 206,25 cm). Foi realizada análise de regressão das médias e dos desvios-padrão das características avaliadas, em função das possíveis dimensões da unidade de amostra de solo. A partir dos resultados obtidos, pôde-se concluir que: a estimativa da variabilidade da maioria das características químicas da fertilidade do solo avaliadas foi, de maneira geral, muito semelhante entre o PD e o PCAA, sendo maior em ambos do que no PCDA; o aumento do volume das amostras simples, para uma mesma profundidade de coleta, reduziu a estimativa da variabilidade das características químicas da fertilidade avaliadas até valores que praticamente se estabilizaram, permitindo a recomendação de um trado com o diâmetro de 5,4 cm, a ser utilizado para a coleta de 20 amostras simples no PD (f = 20 %), 15 no PCAA (f = 20 %) e 10 PCDA (f = 10 %); para a caracterização do indivíduo solo (unidade de amostra), deve-se coletar 25 amostras simples, necessárias à formação de uma amostra composta representativa, num hexágono de 68,75 cm de lado com área de 1,228 m².

ABSTRACT

Guarçoni Martins, André, Universidade Federal de Viçosa, february, 2004. **Sample unit characterization for evaluation of soil fertility**
Adviser: Víctor Hugo Alvarez V.. Committee members: Roberto Ferreira de Novais and Reinaldo Bertola Cantarutti.

A population is composed by individuals and a correct sampling is necessary for estimating accurately the characteristics of the population. However, for the evaluation of soil fertility, how should the soil individuals (sample units) and their dimensions be defined? The objectives of this work were: to study the influence of simple samples volume in the determination of soil fertility; to define the dimensions of the soil individual for a certain population, under direct planting (DP) or under conventional planting before (CPBP) and after plowing (CPAP), seeking the evaluation of soil fertility and the development of a soil sampling method, determining the volume and the number of simple samples necessary for the formation of a composed sample that characterizes the soil individual (sample unit). Three studies were accomplished: a greenhouse experiment (three soils), and two field experiments [three management-sampling situations—direct planting (DP), conventional planting before (CPBP) and after plowing (CPAP)]. In the first two studies, simple soil samples of six different volumes were

collected (40, 90, 160, 360, 810 and 1000 cm³), aiming to obtain a sampling volume which resulted in the smallest variability of the studied characteristics (pH, P, K, Ca²⁺ and Mg²⁺), using regression analysis. In the third study, using the volume recommended in the second experiment, simple soil samples were collected along semi-diagonals of five hexagons delimited in each of the sampling areas (DP, CPBP and CPAP). The sampling hexagons had 206,25 cm sides and, along each one of the six semi-diagonals, in each hexagon, ten simple samples were collected in the following distances, starting from a central simple sample: 12,5; 25,0; 37,5; 50,0; 75,0; 100,0; 112,5; 150,0 and 200,0 cm. The central sample was common to the six semi-diagonals. The pH (H₂O), available P and K levels, exchangeable Ca²⁺ and Mg²⁺, H + Al, organic matter and P-rem were determined. The simple samples were grouped successively starting from the center of the hexagon, forming nine sample units: A (up to 18,75 cm), B (up to 31,25 cm), C (up to 43,75 cm), D (up to 56,25 cm), E (up to 81,25 cm), F (up to 106,25 cm), G (up to 118,75 cm), H (up to 156,25 cm) and I (up to 206,25 cm). Regression analyses of averages and standard deviations of the studied characteristics were evaluated in function of the dimensions of the soil sample unit. Based on the obtained results, it could be concluded that: the estimate of the variability of most of the evaluated soil chemical characteristics was, in general, very similar in both DP and CPBP, being higher than in the CPAP; the increase of the volume of simple samples, for a same sampling depth, reduced the variability of the evaluated characteristics, allowing the recommendation of a 5,4 cm diameter auger, for the collection of 20 simple samples in DP (f = 20 %), 15 in CPBP (f = 20 %) and 10 in CPAP (f = 10 %); for the characterization of the soil individual (sample unit), 25 simple samples should be collected for the formation of a representative sample, in a hexagon of 68,75 cm of side and an area of 1,228 m².

1. INTRODUÇÃO

Uma população é um conjunto de indivíduos com pelo menos uma característica comum, sobre a qual se deseja obter informações. Uma amostra da população é um subconjunto ou parte da população, necessariamente finito, formado por indivíduos (unidades de amostra). A análise estatística da amostra é feita com base nos dados das unidades de amostra ou indivíduos (COCHRAN, 1965).

Na avaliação da fertilidade média do solo (agricultura tradicional) a amostra que comumente utiliza-se para representar a área a ser corrigida e, ou, adubada, é a “amostra composta”. Cada amostra composta é formada pela mistura homogênea de um número predefinido de “amostras simples” de pequeno volume. Na agricultura de precisão são coletadas, também, “amostras simples” de pequeno volume, na maioria das vezes, em um retículo limitado ao campo de produção, sendo estas analisadas individualmente. Dessa forma, apenas pela facilidade de coleta, as amostras simples estariam sendo utilizadas como unidades de amostra (indivíduos solo) componentes da população, assumindo-se, com grande otimismo, que os pequenos volumes de solo coletados nos dois casos representem corretamente o seu entorno, mas sem nenhuma evidência científica para isso.

O número de amostras simples necessário à formação de uma amostra composta (agricultura tradicional), e o desenho de coleta das amostras simples utilizado na análise variográfica (agricultura de precisão), são diretamente influenciados pela variabilidade das características relacionadas com a fertilidade do solo, sendo que esta variabilidade, na maioria das vezes, é intensa e ocorre a curtas distâncias.

Para que a fertilidade do solo seja corretamente representada, deve-se coletar elevado número de amostras simples nos dois casos, especialmente em solos intensamente cultivados e, ou, onde há manutenção das linhas de plantio, uma vez que as variações a curtas distâncias não são incorporadas no pequeno volume de solo coletado. Isso demonstra que a amostra simples de pequeno volume não corresponde ao indivíduo solo, componente da população, sendo mais correto considerá-la como uma fração deste.

Porém, para a avaliação da fertilidade do solo, quem seriam os verdadeiros indivíduos e qual sua dimensão? Além disso, a coleta dos indivíduos solo (unidades de amostra) poderia gerar benefícios para a amostragem, tanto na agricultura tradicional quanto na agricultura de precisão?

Este trabalho teve como objetivos:

- ✓ Estudar a influência do volume da amostra simples na determinação da variabilidade de características químicas da fertilidade do solo;
- ✓ definir a dimensão do indivíduo solo, componente de determinada população, sob plantio direto ou sob plantio convencional, antes ou depois da aração, visando à avaliação da fertilidade do solo, e
- ✓ desenvolver um método de amostragem de solos, determinando o volume e o número de amostras simples, necessários à formação de uma amostra composta que caracterize o indivíduo solo (unidade de amostra).

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Causas da variabilidade de características químicas dos solos

Os solos são formados pela ação do clima, de organismos vivos e do tempo, em determinado material de origem, numa definida posição da paisagem (Mulla & McBratney, 2000). Esses fatores podem transmitir elevada variabilidade de características para os solos formados. Sendo o solo um sistema aberto, os processos de adições, remoções e transformações estarão ocorrendo a todo instante, desde o início de sua formação, contribuindo para conferir-lhe heterogeneidade.

A ação mais pronunciada de um dos fatores de formação pode gerar uma seqüência de eventos que culmina em importantes mudanças na variabilidade de características dos solos. Para Pocay (2000), pedoformas mais erodíveis, com maiores transformações e, portanto, mais rejuvenescidas, apresentam maior variabilidade que pedoformas ou segmentos mais estáveis na paisagem, ambas pertencentes à mesma classe de solo e sob o mesmo manejo.

A variabilidade horizontal de características do solo pode ser classificada de acordo com a distância na qual ocorre: macrovariações são

as diferenças detectadas a distâncias > 2,0 m, mesovariações (diferenças detectadas entre 0,05 a 2,0 m) e microvariações (< 5 cm) (James & Wells, 1990). As macrovariações são geradas pelos fatores de formação do solo, especialmente material de origem e posição na paisagem, e pela ação antrópica. As meso e as microvariações são geradas pela ação antrópica (Schlindwein & Anghinoni, 2002) e, ou, pelos fatores de formação do solo, porém, quando estes agem de forma mais localizada, a curtas distâncias no terreno. Para Mulla & McBratney (2000), mesmo em uma área restrita, aparentemente homogênea, é pouco provável que existam dois locais que tenham recebido a mesma combinação ou interação de fatores de formação do solo.

Além da intrínseca variabilidade na matriz do material de origem, pequenas mudanças na topografia podem afetar o fluxo e o armazenamento de água, que é o principal agente de processos de formação do solo (Mulla & McBratney, 2000). O acúmulo de nutrientes e a deposição de material orgânico em alguns pontos podem gerar intensas variações a curtas distâncias no solo, mesmo antes do efeito da ação antrópica. Por isso, van den Hende & Cottenie (1960), Jackson (1976), Alvarez V. & Carraro (1976), Saraiva et al. (1992) e Raun et al. (1998) observaram intensas diferenças de composição a curtas distâncias no solo.

A ação antrópica pode aumentar ou diminuir a variabilidade das características do solo. Para Mulla & McBratney (2000), essas variações, geralmente, não influenciam o critério diagnóstico usado na classificação do solo, mas podem, em algumas ocasiões, alterar as características naturais do mesmo. Santos & Vasconcellos (1987), que coletaram aleatoriamente 30 amostras simples de solo na profundidade de 0 – 20 cm, mostraram que a aração e a gradagem, de uma área recém-desmatada, pouco aumentaram a variabilidade (CV) de pH (2,9 para 4,1 %) e dos teores de Al^{3+} (11,5 para 12,5) e Mg^{2+} (51,4 para 56,7), mas a realização de nova gradagem para a incorporação de calcário reduziu apenas a variabilidade dos teores de Mg^{2+} (56,7 para 27,6 %). Nessa mesma área,

demonstraram que a variabilidade dos teores de P, K e Ca^{2+} diminuiu após a aração e a gradagem (54,0 para 38,8; 31,3 para 28,4 e 67,8 para 53,4 %, respectivamente), sendo que a variabilidade dos teores de P voltou a aumentar após a adubação fosfatada a lanço e no sulco de plantio (38,8 para 78,0 %).

Pelos resultados apresentados, é clara a distinção de efeitos entre dois processos oriundos da ação antrópica. O preparo do solo (aração/gradagem) tende a diminuir a variabilidade horizontal de características químicas que apresentem elevada variabilidade antes da realização do processo, enquanto a aplicação de fertilizantes, especialmente de forma localizada, tende a aumentar a variabilidade (meso e microvariação).

2.2. Formas de ocorrência da variabilidade dos solos

É de grande importância, no entanto, identificar a forma como a variabilidade de características químicas do solo ocorre no campo, uma vez que irá influenciar o próprio processo de amostragem. A variabilidade pode ser dividida em duas classes: aleatória ou sistemática (dependência espacial). Variabilidade sistemática é a que pode ser atribuída a uma causa conhecida, entendida e prevista. No solo, a variabilidade sistemática é causada pela topografia, vegetação, clima e material de origem, e quando não pode ser ligada a uma causa conhecida, ela é chamada de aleatória (Upchurch & Edmonds, 1991). Para os mesmos autores, “solos naturais” ou que não sofreram ação antrópica, em geral, apresentam maior variabilidade sistemática do que aleatória.

Essa afirmação não é sempre verdadeira, pois depende da qualidade e da intensidade da ação antrópica. A adubação localizada, seja em sulcos ou covas, seja na projeção da copa das plantas, pode gerar elevada variabilidade sistemática (dependência espacial) (Solie et al., 1999), especialmente para nutrientes de pouca mobilidade no solo, pois sua causa

é conhecida, entendida e, dedutivamente, pode ser prevista. Porém, dificilmente é mapeada para todo um campo de cultivo, em virtude do elevado número de amostras a ser analisado.

2.3. Agricultura tradicional e agricultura de precisão

Na agricultura tradicional, que utiliza a fertilidade média para a recomendação de corretivos e fertilizantes, considera-se a ocorrência de distribuição aleatória das características químicas dos solos, dentro da unidade de amostragem (gleba ou talhão homogêneo). Na agricultura de precisão, que utiliza mapas de fertilidade do solo para aplicação de fertilizantes em taxa variável, assume-se que há dependência espacial direcionada para as características químicas do solo, dentro do campo de produção. Essa diferença é de suma importância para o tipo de manejo que será empregado em cada um dos casos, desde a coleta de amostras até a forma de aplicação de corretivos e fertilizantes.

As características determinadas em amostras simples, coletadas a distâncias maiores que o alcance da dependência espacial, apresentam distribuição aleatória. No entanto, a constatação de dependência espacial num campo de cultivo, especialmente o alcance dessa dependência, irá depender da escala de observação, mais precisamente da distância entre amostras simples utilizada na análise variográfica.

Souza et al. (2002) coletaram 206 amostras simples, na profundidade de 0-20 cm, utilizando um grid regular de 50 x 50 m em um Latossolo Vermelho eutrófico, textura muito argilosa, cultivado por mais de 30 anos com cana-de-açúcar. Determinaram o valor de pH (H₂O) e os teores de Ca²⁺ e Mg²⁺. Avaliando os resultados por meio da geoestatística, esses autores observaram alcances de 330, 709 e 567 m para pH (H₂O), Ca²⁺ e Mg²⁺, respectivamente, e consideraram a distância mínima entre 500 e 700 m para que ocorra independência espacial entre os valores das características avaliadas nos locais amostrados dentro do

campo de cultivo. Determinando os teores de P e de K disponíveis nas mesmas amostras simples, coletadas no trabalho citado, Barbieri et al. (2002) observaram alcances de 711 e 743 m para P e K, respectivamente.

Salviano et al. (1997) coletaram amostras simples de solo, na profundidade de 0 – 20 cm, em uma malha de 5 x 5 m, numa área com *Crotalaria juncea* L. e observaram alcances de 12 e 22 m para P disponível e pH (H₂O), respectivamente.

Paz-González et al. (2000) coletaram amostras simples numa malha de 2 x 2 m em duas áreas contíguas, uma cultivada e outra com vegetação natural, e observaram alcances de 7 m para pH e P disponível na área cultivada e de 7,5 m para pH e P disponível na área com vegetação natural.

Yang et al. (2001) determinaram a variabilidade de pH dentro de amostras indeformadas de solo (10 x 2,5 cm de lado por 10 cm de espessura), após a aplicação de 10 g/kg de P na forma de H₃PO₄, na área onde foi feita a coleta. Para tanto, os autores determinaram o pH a cada 1 cm horizontal das amostras indeformadas, após saturação com água deionizada, utilizando um micro-eletrodo de 1 mm de diâmetro e observaram dependência espacial dos valores de pH, medida por meio de semivariograma, com alcances variando de 3,5 – 4,5 cm nas amostras que não receberam o tratamento e de 5,0 – 7,0 cm nas amostras que receberam aplicação de H₃PO₄.

Considerando os trabalhos citados, pode-se inferir que as distâncias de coleta utilizadas na análise variográfica relacionam o alcance de determinada característica do solo com a fonte de dependência espacial detectada na amostragem, ou seja, quando se coletam amostras a longas distâncias, consideram-se apenas as macrovariações (> 2 m). Ao diminuir-se a distância de amostragem passa-se a considerar as meso (0,05 a 2 m) e microvariações (< 5 cm). Dessa forma, maiores alcances são obtidos em amostragens realizadas a maiores distâncias, e vice-versa. Assim, antes de se decidir por qual

método realizar a amostragem do solo (estatística clássica ou geoestatística), uma vez que sejam atendidas as pressuposições estatísticas para cada método, deve-se entender qual fonte de variação tem influência direta sobre as plantas da cultura que se deseja adubar.

2.3.1. Agricultura tradicional

Na agricultura tradicional são coletadas amostras simples de forma aleatória, usualmente, em zig-zag, analisando-se apenas uma amostra composta, formada pela mistura homogênea das diversas amostras simples coletadas por gleba ou talhão homogêneo (unidade de amostragem). A unidade de amostragem deve ser uniforme em relação à vegetação, à posição topográfica, às características perceptíveis do solo e ao histórico da área.

Alguns cuidados devem ser tomados para que as amostras compostas melhor representem a fertilidade média da área amostrada: o volume de solo retirado para formar cada amostra simples deve ser o mesmo, a homogeneização do conjunto das amostras simples deve ser muito bem feita e, principalmente, o local de coleta da amostra simples, em relação às fontes conhecidas de variação do solo, deve ser considerado (Alvarez V. & Guarçoni M., 2003).

É de consenso na literatura que, ao aumentar-se o tamanho da amostra, a estimativa da variabilidade vá diminuindo até atingir um valor baixo, a partir do qual os decréscimos nessa estimativa são insignificantes em relação ao aumento do número de amostras simples coletado (McBratney & Webster, 1983; Webster & Burgess, 1984; Burrough, 1991).

2.3.1.1. Características da amostra de solo

Segundo Upchurch & Edmonds (1991), há três fatores distintos envolvidos na amostragem de solo para uma característica particular: local de coleta das amostras simples, volume das amostras simples e número de amostras simples coletado.

O local de coleta irá depender da cultura, do tipo de solo e dos possíveis pontos de concentração de nutrientes no campo de cultivo. O local de coleta tem grande influência na medida da variabilidade da população (Zebarth et al., 1999; Alvarez V. & Guarçoni M., 2003).

O volume das amostras simples irá influenciar, também, a medida da variabilidade, especialmente quando se consideram a área e a forma da amostra simples de solo.

O número de amostras simples necessário para formar uma amostra composta (n) irá depender, principalmente, da medida da variabilidade da população amostrada (CV) e da tolerância do desvio em torno da média (f), uma vez que o valor de t tabelado ($\alpha = 0,05$ e $GL = n_i - 1$); varia de 2,086 a 1,980 para uma coleta prévia de 20 a 120 amostras simples (n_i), respectivamente.

$$n = t_{\alpha/2}^2 CV^2/f^2$$

2.3.1.2. Profundidade de amostragem

O manejo agrícola utilizado e o efeito cumulativo das culturas geram gradientes de fertilidade a partir da superfície do solo, especialmente para os teores dos nutrientes de menor mobilidade.

Souza & Alves (2003) determinaram o pH (CaCl_2), os teores de matéria orgânica, P, K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} , Al^{3+} , a SB e a CTC efetiva em amostras simples de um mesmo solo coletadas nas profundidades de 0-10, 10 – 20 e 20 – 40 cm, em áreas com os seguintes usos e manejos: plantio direto e convencional de culturas anuais, cultivo mínimo de culturas anuais, vegetação natural (cerrado), pastagem e seringueira. Os autores observaram, de maneira geral, maiores valores das características químicas avaliadas decrescendo a partir da camada superficial do solo, exceto para pH (CaCl_2) e Al^{3+} , em todos os usos e manejos estudados. No caso do plantio convencional, seria esperada uma uniformidade de teores

na camada arável do solo, porém, mesmo os teores de Ca^{2+} e Mg^{2+} foram maiores na camada de 0 – 10 cm de profundidade.

Manejos como o plantio direto tendem a causar maior concentração de nutrientes na superfície, devido ao reduzido revolvimento dessa camada, em relação ao plantio convencional, no qual espera-se uma maior homogeneização dos nutrientes na camada arável do solo (Muzilli, 1983; Eltz et al., 1989; de Maria & Castro, 1993; Bayer & Mielniczuk, 1997). Nesse caso, a coleta de amostras simples numa profundidade que promova a mistura de camadas de solo com diferentes teores de nutrientes pode gerar uma recomendação de corretivos e fertilizantes inadequada para o sistema plantio direto, especialmente quando os gradientes de concentração são muito elevados (Anghinoni, 1998; Anghinoni & Salet, 1998).

Para contornar a situação, Anghinoni & Salet (1995) sugeriram determinar a profundidade de amostragem no sistema plantio direto que tenha disponibilidade de nutrientes semelhante à camada de 0 – 20 cm no sistema plantio convencional.

Objetivando determinar, para diferentes características químicas do solo, a profundidade de amostragem no sistema plantio direto que apresentasse valores correspondentes aos obtidos na profundidade de amostragem recomendada para o solo preparado com arado ou preparado com grade aradora, Silveira & Stone (2002) coletaram amostras simples de solo nas camadas de 0 – 10, 0 – 20, 5 – 20 e 10 – 20 cm de profundidade, em área sob plantio direto, de 0-20 cm em área preparada com arado de aiveca e de 0 – 15 cm em área preparada com grade aradora. Os autores observaram que o valor de pH (H_2O) e os teores de Ca^{2+} e Mg^{2+} e de K disponível, obtidos na profundidade de 0-10 cm e o teor de P disponível, obtido na profundidade de 10 – 20 cm no sistema plantio direto, foram semelhantes aos obtidos na camada de 0 – 20 cm no sistema convencional com arado de aiveca. A amostragem de 0 – 10 cm de profundidade, no sistema plantio direto, proporcionou valores semelhantes

aos da amostragem de 0 – 15 cm no preparo do solo com grade aradora, para pH (H₂O), Ca²⁺, P e K. Os autores também observaram semelhança entre os CVs obtidos nas amostras coletadas de 0 – 10 e de 0 – 20 cm, no sistema plantio direto, para todas as características avaliadas, com exceção do K disponível. A menor estimativa da variabilidade (CV) dos teores de K nas amostras coletadas de 0 – 10 cm (43,2 %), em relação às coletadas na camada de 0 – 20 cm (62,4 %), deveu-se ao menor teor dessa característica na última profundidade, 109 e 67 mg/dm³ para as profundidades de 0 – 10 e 0 – 20 cm, respectivamente. Esse fato fica claro quando se calculam os desvios-padrão dos teores de K obtidos nas amostras coletadas em ambas as profundidades: 47,1 e 41,8 mg/dm³ para as profundidades de 0 – 10 e 0 – 20 cm, respectivamente.

Portanto, a coleta de amostras simples numa profundidade que promova a mistura de camadas de solo com diferentes teores de nutrientes, diminuindo, conseqüentemente, o valor médio das características avaliadas, tende a gerar maiores estimativas da variabilidade (CV), o que proporciona um maior número de amostras simples necessário para formar uma amostra composta representativa, para um mesmo valor de t e um mesmo desvio em torno da média (f). Assim, a amostra composta será representativa para determinada profundidade de amostragem, devendo esta ser predefinida para determinado tipo de manejo.

Pelo exposto, não há sentido em comparar-se a variabilidade de características químicas determinadas em amostras simples coletadas a diferentes profundidades a partir da superfície do solo. Dessa forma, quando se avalia a influência do volume das amostras simples na variabilidade horizontal de características químicas do solo, pode-se referir apenas à área das amostras simples, uma vez que a profundidade de coleta é fixa. Além disso, o volume não deixa explícito qual a forma nem as dimensões da superfície amostrada, sendo esta relevante para a identificação das fontes que causam a variabilidade horizontal. Um

volume de 1 dm³ pode apresentar quaisquer dimensões laterais. Porém, uma área de 80 x 5 cm ou uma de 25 cm de diâmetro traz informações diretas sobre as causas da variabilidade horizontal. Por outro lado, deve-se sempre considerar a profundidade de amostragem pertinente a cada tipo de avaliação, pois não existe amostra simples de solo bidimensional, sendo o volume a forma mais adequada para representá-la.

2.3.1.3. Volume da amostra simples de solo

Poucos são os trabalhos encontrados na literatura que comparam amostras simples de solo com volumes diferentes, uma vez que para qualquer volume será calculado um número de amostras simples que irá gerar uma amostra composta representativa. No entanto, para um número predefinido de amostras simples, existirá um volume que propicie menor variabilidade, gerando amostras compostas mais representativas. Para Schlindwein & Anghinoni (2002), o número de amostras simples deve contemplar as macrovariações (> 2 m); enquanto a forma, o volume e o local de amostragem devem contemplar as meso (0,05 a 2 m) e as microvariações (< 5 cm). Porém, esta afirmação só é válida quando se considera o menor número de amostras simples possível para representar um talhão homogêneo.

Silva & Machado (1997) avaliaram a influência de quatro ferramentas comumente utilizadas na coleta de amostras simples de solo: enxada, cavadeira, trado holandês e sonda, no resultado analítico das amostras compostas. Para tanto, coletaram, em zig-zag, dez amostras simples de solo com cada ferramenta nas profundidades de 0 – 20 e 20 – 40 cm, em área de pastagem. Nas amostras compostas formadas, foram determinados o pH e os teores de matéria orgânica, P, K, Ca²⁺, Mg²⁺ e Al³⁺. Os autores observaram diferentes valores das características avaliadas nas amostras compostas analisadas, mas não fizeram qualquer menção ao volume das amostras simples coletadas com as diferentes

ferramentas. Dessa forma, a única conclusão válida é que amostras simples com diferentes volumes geram amostras compostas com diferentes representatividades.

Schlindwein & Anghinoni (2002) conduziram um trabalho subdivido em duas partes. A primeira objetivou relacionar o tamanho das amostras simples (volume) e a variabilidade dos teores de P e K disponíveis. Para isso, amostraram, de forma aleatória, o solo de um experimento e de uma lavoura comercial. Na área de experimento, com adubação sempre a lanço, coletaram amostras simples com diferentes áreas superficiais (2,5 x 5; 5 x 5 e 5 x 10 cm), nas seguintes profundidades: 0 – 2,5; 2,5 – 5; 5 – 7,5; 7,5 – 10; 10 – 12,5; 12,5 – 15; 15 – 17,5; 17,5 – 20; 0 – 5; 0 – 10; 0 – 15 e 0 – 20 cm. Na lavoura, com adubação sempre a lanço, coletaram, também, amostras simples com diferentes áreas superficiais (2,5 x 2,5; 5 x 5; 5 x 10 e 10 x 10 cm), na camada de 0 – 10 cm profundidade. A segunda parte do trabalho objetivou comparar, em duas lavouras comerciais, a eficiência de equipamentos de amostragem na formação de amostras compostas representativas (10 cm de profundidade): trado de rosca ($\varnothing = 2,8$ cm) e pá de corte. Na lavoura com adubação sempre a lanço, as amostras simples de solo foram coletadas de forma aleatória, sendo a fatia coletada com pá de corte de 5 x 10 cm (largura x comprimento). Na lavoura com adubação sempre em linha, as amostras simples com trado de rosca foram coletadas de 5 a 10 cm de distância do sulco e as com pá de corte (5 cm de largura) foram coletadas transversalmente às linhas do último cultivo (milho – 80 cm), de maneira que a linha ficasse centralizada na fatia amostrada.

Os autores observaram que os CVs dos teores de P e K diminuíram com o aumento do volume das amostras simples. Porém, não observaram diminuição substancial nos CVs com o aumento da área superficial das amostras simples a partir de 5 x 10 cm. Ao comparar os resultados obtidos com trado de rosca e com pá de corte, consideraram este último equipamento de amostragem mais eficiente, pois, além de estimar menor

variabilidade das características avaliadas e, conseqüentemente, menor número de amostras simples para formar uma amostra composta, estimou mais adequadamente os teores dos nutrientes estudados. Os autores explicaram o fato como decorrente da menor influência das meso e microvariações na amostragem com pá de corte e da perda da camada superficial do solo na amostragem com trado de rosca.

Para que a amostra composta seja representativa de uma unidade de amostragem (talhão homogêneo), pode-se trabalhar com os três fatores descritos por Upchurch & Edmonds (1991): local de coleta das amostras simples, volume das amostra simples (para uma mesma profundidade de coleta) e número de amostras simples a ser coletado, independentemente ou em conjunto, de forma a diminuir o trabalho necessário para se realizar a amostragem. Foi o que fizeram Alvarez V. & Guarçoni M. (2003), ao comparar dois equipamentos de amostragem [trado de caneca ($\varnothing = 5,4$ cm) e pá de corte] quanto à variabilidade de características químicas do solo, em área sob plantio direto de milho, coletando amostras localizadamente em relação ao sulco, mas aleatoriamente na área de cultivo, na profundidade de 0 – 10 cm. Os sistemas de amostragem localizada foram: pá de corte (24 amostras simples de 5 cm de largura, coletadas transversalmente aos sulcos de plantio e no espaço compreendido entre os pontos médios entre sulcos – 90 cm) e trado de caneca (20 amostras simples coletadas no sulco de plantio, 20 coletadas lateralmente a 10 cm do sulco e 20 coletadas lateralmente a 40 cm do sulco). Os autores observaram que os teores de K disponível, Mg^{2+} e os de H + Al foram os únicos que diferiram ao se proceder a amostragem com pá de corte ou com trado de caneca. Na amostragem com trado de caneca, a variabilidade de todas as características avaliadas e o número calculado de amostras simples necessário à formação de uma amostra composta foram maiores do que na amostragem com pá de corte. Todavia, a amostragem localizada com trado (17 % das amostras simples no sulco de plantio, 33 % a 10 cm do sulco e 50 % no ponto médio entre sulcos) e a

amostragem com pá de corte estimaram variabilidades muito semelhantes, uma vez que em ambos os casos houve menor influência das meso e microvariações.

2.3.2. Agricultura de precisão

Na agricultura de precisão são coletadas amostras simples de pequeno volume, na maioria das vezes, em um retículo limitado ao campo de produção, sendo estas unidades analisadas individualmente. Procura-se, com isso, aumentar o aproveitamento de insumos e obter produtividade elevada e uniforme em toda a área de cultivo, realizando-se a aplicação de diferentes quantidades de fertilizantes (taxa variável de aplicação) em pequenas áreas dentro do campo de produção (Queiroz et al., 2000).

A aplicação de fertilizantes em taxa variável necessita do suporte de mapas da variabilidade espacial da fertilidade do solo (Vieira, 2000a; França et al., 2000). Para a montagem desses mapas, abandona-se a estatística clássica (variabilidade aleatória), substituindo-a pela geoestatística (variabilidade direcionada).

A geoestatística baseia-se na dependência espacial direcionada, medida por meio do semivariograma, para características dos solos, avaliadas, na maioria das vezes, em amostras simples de pequeno volume. Havendo dependência espacial para as características dos solos, pode-se estimar valores dessas características e das propriedades em estudo para os locais não amostrados dentro do campo, por meio da krigagem (Vieira, 2000a,b).

Se cada amostra simples for caracterizada segundo sua latitude e longitude, por meio do GPS, os mapas gerados serão georeferenciados, permitindo a aplicação de fertilizantes em taxa variável, utilizando-se sistemas com controladores eletrônicos (Saraiva et al., 2000).

Ao considerar-se a dependência espacial direcionada para as características químicas dos solos, avaliadas por meio de um número fixo de amostras simples de pequeno volume, deve-se assumir que os mapas de

fertilidade gerados contemplam apenas as fontes de macrovariação (> 2 m), se as amostras simples são coletadas a longas distâncias, como já discutido. Porém, as fontes de meso (0,05 a 2 m) e microvariações (< 5 cm) têm, também, elevada influência sobre as quantidades de nutrientes disponíveis para as plantas, não sendo adequado desprezá-las em qualquer programa de avaliação da fertilidade do solo.

Ao diminuir-se a distância de amostragem, utilizando-se amostras simples de pequeno volume, para que as meso e microvariações, especialmente as causadas pela manutenção de linhas de plantio, sejam contempladas na análise variográfica, pode-se gerar uma tendência cíclica que muitas vezes afeta marcadamente a forma do semivariograma e resulta num efeito ondulatório (semivariância aumenta e então decresce com o aumento da distância de separação entre amostras). Portanto, o modelo simples para o semivariograma pode não ser adequado para muitas áreas, pois não é capaz de estimar a tendência cíclica. Foi o que observou Mallarino (1996), que coletou uma amostra composta de solo, formada por dez simples de 1,75 cm de diâmetro, em cada uma das 50 sub-áreas de 2,2 m² espaçadas de 3,05 m, ao longo de 150 m, paralela e transversalmente aos sulcos de plantio. Coletou, também, 30 amostras simples de solo espaçadas de 7,6 cm e 37 amostras simples de solo espaçadas de 15,2 cm, em ambos os casos com diâmetro de 1,75 cm e transversalmente ao sulco de plantio, em oito lavouras sob sistema plantio direto de soja e milho, sendo determinados os teores de P e K disponíveis e os dados submetidos à análise variográfica. O autor observou maior variabilidade dos teores de P e K quando as amostras foram coletadas transversalmente aos sulcos de plantio, como poder-se-ia esperar. No entanto, conjuntos de dados com maiores teores e padrões periódicos de várias magnitudes e regularidades para ambos os nutrientes foram observados em algumas áreas. A tendência cíclica foi mais marcante e freqüente para a amostragem transversal aos sulcos de plantio, apresentando um período de $\cong 1$ m para o milho, que está diretamente ligado ao espaçamento entre sulcos para a cultura (0,97 m).

2.3.3. Indivíduo solo para avaliação da fertilidade

Por definição, uma população é composta de indivíduos. Para a classificação de solos, o indivíduo é o Pedon, que pode ser caracterizado como um corpo tridimensional no qual deve-se descrever e amostrar o solo para representar a natureza e o arranjo dos horizontes, sendo suas dimensões laterais grandes o bastante para incluir variações representativas na forma dos horizontes e na composição do solo (Soil Survey Staff, 1975). Na avaliação da fertilidade do solo, para caracterizar-se o indivíduo solo, pode-se transpor o conceito de Pedon utilizado pela classificação, modificando-se apenas os objetivos da amostragem. Dessa forma, para a avaliação da fertilidade do solo, tanto na agricultura tradicional quanto na agricultura de precisão, o “indivíduo solo” (unidade de amostra) pode ser definido como a menor área (considerando definida profundidade) na qual deve-se amostrar o solo para caracterizar a fertilidade efetivamente explorada por uma planta ou por um grupo de plantas (fertilidade local média), sendo suas dimensões laterais grandes o bastante para incluir variações representativas a curtas distâncias na composição do solo (meso e microvariações).

Partindo desse conceito, pode-se afirmar que o pequeno volume de solo, usualmente coletado para a avaliação da fertilidade (amostra simples), não é e nem caracteriza o indivíduo solo (unidade de amostra), pois, além de não encerrar no volume amostrado as variações representativas a curtas distâncias na composição do solo, não caracteriza a fertilidade local média explorada por uma planta ou por um grupo de plantas.

Considerando a amostra simples de pequeno volume como uma fração do indivíduo solo, pode-se concluir que este seja caracterizado por uma amostra composta, formada a partir de um conjunto de amostras simples, restando definir o volume e o número dessas amostras simples.

A coleta de uma amostra composta representativa da unidade de amostra (indivíduo solo) pode contornar alguns problemas já apresentados para a agricultura de precisão, pois, além de amenizar o padrão cíclico, uma vez que encerra no volume amostrado as meso e microvariações, tende a gerar um mapa da fertilidade do solo que contempla, de forma mais acurada, a real fertilidade explorada pelas culturas.

3. MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi dividido em três estudos: o primeiro, em casa de vegetação e o segundo e o terceiro, no campo.

No primeiro estudo foram utilizadas amostras de três solos: um Latossolo Vermelho-Amarelo da região de Viçosa (VIÇ), um Latossolo Vermelho de São Sebastião do Paraíso (SSP), e uma mistura de 2/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de Lavras (LA) + 1/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de João Pinheiro (JP) (LA + JP) (a mistura de solos foi realizada para se obter um solo com textura mais arenosa do que os demais) (Quadro 1). Estas foram secas ao ar e passadas por peneira de 4 mm.

A amostra de cada solo foi, primeiramente, subdividida em dez subamostras de $14,112 \text{ dm}^3$. Em cada uma destas, foi feita a calagem com calcário dolomítico comercial, sendo a necessidade de calagem (NC) calculada pelo método do Al^{3+} e $\text{Ca}^{2+} + \text{Mg}^{2+}$ [$\text{NC} = 2 \times \text{Al}^{3+} + 2 - (\text{Ca}^{2+} + \text{Mg}^{2+})$]. Além da calagem, cada uma das dez subamostras recebeu adubação NPK (5-20-20, mistura de grânulos) na dose correspondente a 1.000 kg/ha. A subdivisão da amostra de cada solo, em dez subamostras de $14,112 \text{ dm}^3$, teve como intuito a realização de uma mistura mais homogênea de solo:corretivo e solo:fertilizante, uma vez que todo o processo de mistura foi realizado manualmente. A aplicação de NPK, na forma de grânulos, objetivou induzir maior variabilidade destes nutrientes nas amostras dos solos utilizados no estudo.

Quadro 1 – Resultados de análises químicas e físicas de amostras dos solos utilizados no primeiro estudo

Solo ^{1/}	pH ^{2/}	P ^{3/}	K ^{3/}	Al ^{3+4/}	Ca ^{2+4/}	Mg ^{2+4/}	P-rem ^{5/}	A.gr.	A.fin.	Silte	Arg.	Classe Textural
		– mg/dm ³ –		— cmol _c /dm ³ —			mg/L			————— % —————		
VIÇ	4,70	1,79	9	1,07	0,08	0,03	10,82	18	9	4	69	Muito Argilosa
SSP	5,52	1,77	22	0,09	0,30	0,10	16,21	8	25	23	44	Argilosa
LA + JP	5,41	5,71	29	0,18	0,30	0,09	26,60	36	30	7	27	Fra.-Arg-Arenosa

^{1/} VIÇ = Latossolo Vermelho-Amarelo da região de Viçosa, SSP = Latossolo Vermelho de São Sebastião do Paraíso, (LA + JP) = mistura de 2/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de Lavras (LA) + 1/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de João Pinheiro (JP). ^{2/} 1:2,5 (H₂O) (Defelipo & Ribeiro, 1996). ^{3/} Mehlich 1 (Defelipo & Ribeiro, 1996). ^{4/} KCl (1 mol/L) (Defelipo & Ribeiro, 1996); ^{5/} (Alvarez V. et al., 2000).

Depois, separadamente, as dez subamostras de cada solo foram dispostas, uma após a outra, sobre três superfícies planas retangulares (144 x 98 cm) (uma para cada solo), atingindo, nos três casos, uma espessura de 10 cm. Agindo dessa forma, obteve-se uma camada para cada solo com as dimensões de 144 x 98 x 10 cm (comprimento x largura x espessura). As camadas de solo foram mantidas, nesta forma, por bordas laterais de isopor com 20 cm de altura, de forma que sobravam 10 cm de borda além da superfície do solo.

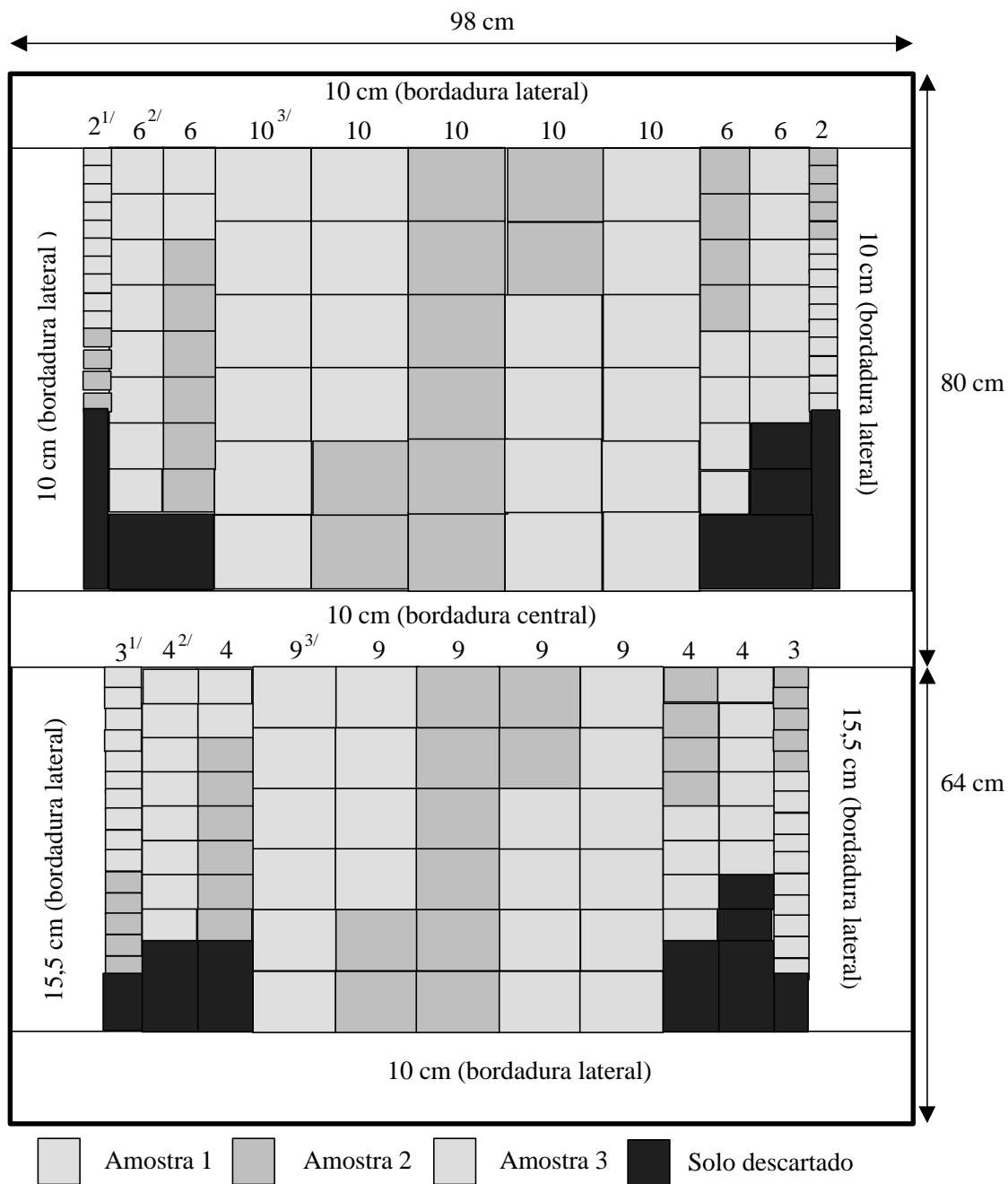
As camadas de solo (três – uma para cada solo utilizado no estudo) foram incubadas por um mês, em casa de vegetação, com irrigação periódica, tentando-se manter o solo sempre úmido.

Após a incubação, em cada camada de solo (144 x 98 x 10 cm), foram coletadas, de forma sistemática, amostras simples com seis volumes diferentes (40, 90, 160, 360, 810 e 1.000 cm³), na forma de prismas de base quadrada medindo 2 x 2; 3 x 3; 4 x 4; 6 x 6; 9 x 9 e 10 x 10 cm de lado por 10 cm de espessura. Foram coletadas três amostras para cada volume estudado, sendo cada uma formada por dez amostras simples. Com isso, foram obtidas 18 amostras por solo, formadas por um total de 180 amostras simples.

Para a coleta de amostras simples, foram utilizadas lâminas galvanizadas de 1 mm de espessura com largura de 15 cm e comprimento variável de acordo com o volume de solo a ser retirado. Da camada de solo, foram retiradas sete fatias até a profundidade de 10 cm, correspondentes às bordaduras laterais e a uma bordadura central. As bordaduras laterais foram utilizadas para evitar possíveis acúmulos de nutrientes nessas regiões por efeito de parede (Figura 1). Logo após, foram separadas, sucessivamente, fatias de solo com larguras correspondentes a um dos lados dos prismas de base quadrada e 10 cm de espessura. Cada fatia foi, então, subdividida, obtendo-se as amostras simples (prismas de base quadrada), às quais foram retiradas uma após a outra da camada de solo (Figura 1). A quantidade de solo que restou para completar algumas fatias não foi utilizada, sendo considerada como solo a ser descartado (Figura 1).

As amostras simples foram secas ao ar, peneiradas (2 mm), tomando-se o cuidado para que os grânulos de adubo que não haviam sido solubilizados passassem pela peneira, homogeneizadas e analisadas separadamente, sendo determinados pH em água (1:2,5), os teores de P e K disponíveis (Mehlich-1) e de Ca^{2+} e Mg^{2+} (KCl 1 mol/L).

O primeiro estudo foi analisado como em um delineamento inteiramente casualizado, com três repetições (três amostras), formadas, cada uma, por dez amostras simples de solo. Foi realizada análise de variância por solo (Volumes, 5 GL; Resíduo, 12 GL) e, utilizando-se análise de regressão, foram selecionados os modelos que melhor explicassem o comportamento das estimativas da variabilidade das características avaliadas em função do volume das amostras simples de solo, com base no comportamento esperado, na significância dos coeficientes e no R^2 (Alvarez V. & Alvarez, 2003).



^{1/} 15 amostras simples de 2 x 2 e de 3 x 3 cm por fatia de solo de 10 cm de espessura. ^{2/} oito amostras simples de 6 x 6 e de 4 x 4 cm em três fatias e seis amostras simples de 6 x 6 cm e de 4 x 4 cm em uma fatia. ^{3/} seis amostras simples de 10 x 10 e de 9 x 9 cm por fatia de solo.

Figura 1 – Vista superior da camada de solo (144 x 98 x 10 cm; comprimento x largura x espessura) e esquema de coleta das amostras simples de solo com seis volumes diferentes (40, 90, 160, 360, 810 e 1.000 cm³), correspondendo a prismas de base quadrada de 2, 3, 4, 6, 9 e 10 cm de lado por 10 cm de espessura.

No segundo estudo, foram coletadas amostras simples em um Cambissolo Háplico Argiloso (área experimental da Agronomia – UFV) (14, 8, 22, 56 % de areia grossa, areia fina, silte e argila, respectivamente) sob dois manejos: plantio direto (PD) e plantio convencional (aração – gradagem). No plantio convencional, foram utilizados dois momentos de coleta: antes da aração (PCAA) e depois da aração (PCDA). Desta forma, foram individualizadas três situações de manejo-coleta (PD, PCAA e PCDA).

No PD, sucessão milho – feijão, que apresentava sete anos desde a implantação, as amostras simples de solo foram coletadas no momento em que estava sendo cultivado feijão no espaçamento de 0,45 m entrelinhas. Já para o PCAA, as amostras simples de solo foram coletadas logo após a colheita de milho, cultivado no espaçamento de 0,90 m entrelinhas, em uma área onde se cultivava milho havia alguns anos e estava localizada a, aproximadamente, 50 m da área do PD. O PCDA estava localizado em uma área distanciada de, aproximadamente, 20 m da área do PCAA, onde há dois anos havia sido cultivado algodão, permanecendo o solo em pousio neste intervalo.

Em cada situação de manejo-coleta foram coletadas amostras simples de solo com seis volumes diferentes (40, 90, 160, 360, 810 e 1.000 cm³), na forma de prismas de base quadrada medindo 2 x 2; 3 x 3; 4 x 4; 6 x 6; 9 x 9 e 10 x 10 cm de lado por 10 cm de espessura. Foram coletadas três amostras para cada volume estudado, sendo cada uma formada por dez amostras simples. Com isso, foram obtidas 18 amostras por situação de manejo-coleta, formadas por um total de 180 amostras simples.

No segundo estudo, a forma como se procedeu a coleta das amostras simples de solo foi semelhante à realizada no primeiro estudo, utilizando-se, inclusive, as mesmas lâminas galvanizadas.

Para o PD e para o PCAA, as amostras simples foram coletadas da seguinte maneira: nos volumes de 40, 90 e 160 cm³, 30 amostras simples (prismas), coletadas uma ao lado da outra, perpendicularmente ao sulco e centralizadas no mesmo, sendo 15 de cada lado do centro do sulco (Figura 2). Nos volumes de 360, 810 e 1.000 cm³, foram coletadas dez amostras simples (prismas), uma ao lado da outra, perpendicularmente ao sulco e centralizadas no mesmo, sendo cinco de cada lado do centro do sulco (Figura 2), em três pontos escolhidos de forma aleatória na área de plantio, sendo cada ponto distanciado de aproximadamente 10 m um do outro, gerando 30 amostras simples para cada um destes volumes. No PCDA, a amostragem foi realizada da mesma maneira, mas sem poder considerar a localização do sulco, uma vez que no PCDA as amostras foram coletadas depois da aração.

As amostras simples foram secas ao ar, peneiradas (2 mm), homogêneas e analisadas separadamente, sendo determinados pH em água e os teores de P e K disponíveis e de Ca²⁺ e Mg²⁺, como descrito para o primeiro estudo.

O segundo estudo foi analisado, também, como em um delineamento inteiramente casualizado, com três repetições (três amostras), formadas, cada uma, por dez amostras simples de solo. Nos volumes de 40, 90 e 160 cm³, uma amostra correspondeu às dez amostras simples da parte central e duas amostras corresponderam às dez amostras simples externas de cada lado do sulco, uma vez que foram coletadas 30 amostras simples seguidamente (Figura 2). Já nos volumes de 360, 810 e 1.000 cm³, cada amostra correspondeu às dez amostras simples (Figura 2) coletadas em cada um dos três pontos de amostragem escolhidos de forma aleatória na área de plantio.

Foi realizada análise de variância por situação de manejo-coleta (Volumes, 5 GL; Resíduo, 12 GL).

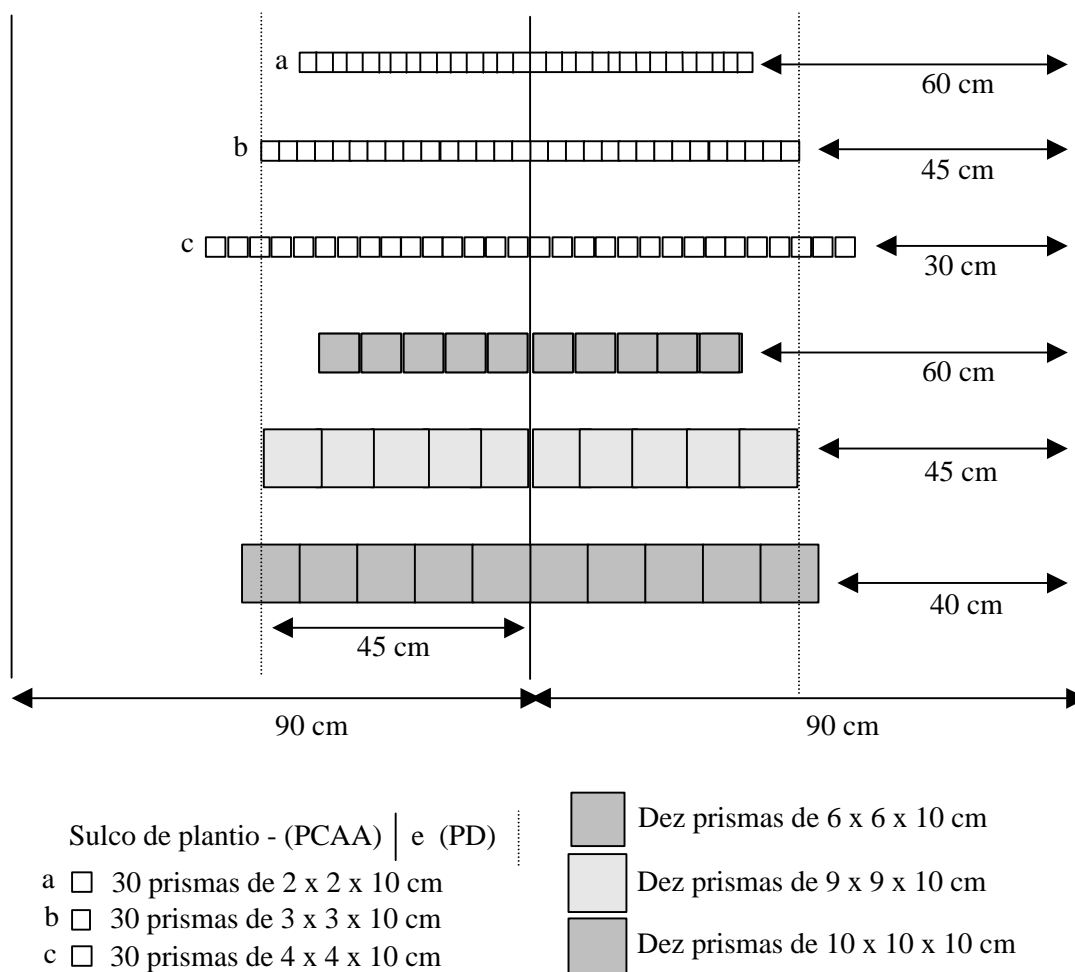


Figura 2 – Esquema de coleta de amostras simples de solo com seis volumes diferentes (40, 90, 160, 360, 810 e 1.000 cm³), correspondendo a prismas de base quadrada medindo 2, 3, 4, 6, 9 e 10 cm de lado por 10 cm de espessura, em cada uma das três situações de manejo-coleta (PD, PCAA e PCDA).

As médias e os desvios-padrão das características avaliadas nas três situações de manejo-coleta (PD, PCAA e PCDA) foram comparados pelo teste t de Student. Utilizando-se análise de regressão, foram selecionados os modelos que melhor explicassem o comportamento das estimativas da variabilidade das características avaliadas em função do volume das amostras simples de solo, com base no comportamento esperado, na significância dos coeficientes e no R². A partir das equações dos modelos selecionados, foi gerada uma fórmula matemática que permitiu o cálculo

de diâmetros de trado necessários para a coleta de determinado número de amostras simples de solo, nas três situações de manejo-coleta. Com base nesta fórmula, definiu-se o diâmetro “ideal” de trado, necessário para a coleta de 20 amostras simples na situação de manejo-coleta de maior variabilidade.

No terceiro estudo, utilizou-se um trado com o diâmetro “ideal”, definido no estudo anterior, para a coleta de amostras simples no mesmo solo (Cambissolo Háplico) e nas mesmas situações de manejo-coleta descritas anteriormente (PD, PCAA e PCDA).

No PD, as amostras simples de solo foram coletadas no período em que estava sendo cultivado milho (0,90 m entrelinhas). Para o PCAA, as amostras simples de solo foram coletadas logo após a colheita de milho (0,90 m entrelinhas). O PCDA estava localizado em uma outra área, diferente da utilizada no segundo estudo, na qual vinham sendo cultivados trigo e soja por quatro anos em rotação, distanciada de aproximadamente 100 m da área do PCAA.

A coleta das amostras simples de solo foi realizada nas diagonais de um hexágono de 2 m de lado. Em cada semi-diagonal do hexágono foram coletadas dez amostras simples, com a amostra simples central comum as seis semi-diagonais, gerando um total de 55 amostras simples para cada hexágono de amostragem, sendo as distâncias medidas a partir do centro de cada orifício de coleta (Figura 3).

Foram estabelecidos cinco hexágonos de amostragem no PD (275 amostras simples), cinco no PCAA (275 amostras simples) e cinco no PCDA (275 amostras simples).

Considerando-se o valor da menor distância de coleta (12,5 cm), uma vez que as outras distâncias são numericamente múltiplos desta, foram idealizados modelos de possíveis indivíduos solo em forma de prismas hexagonais (10 cm de profundidade), formados por um conjunto de pequenas colunas primordiais em forma de prismas hexagonais de 4,167 cm de lado ($45,1 \text{ cm}^2$ de área por 10 cm de profundidade = $0,451 \text{ dm}^3$), correspondente a $1/3$ da distância inicial de amostragem (12,5 cm) (Figura 4).

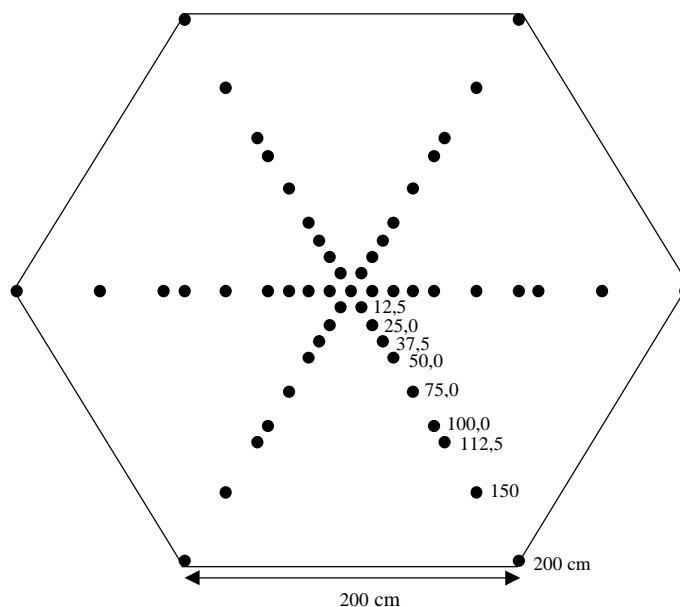


Figura 3 – Hexágono de amostragem, com dez amostras simples por semi-diagonal, sendo a amostra simples central comum as seis semi-diagonais.

Partindo-se dos modelos idealizados para os possíveis indivíduos solo, em forma de prismas hexagonais, as amostras simples foram agrupadas a partir do centro do hexágono de amostragem, segundo as áreas às quais representavam (considerando a profundidade de amostragem de 10 cm), gerando nove grupos com diferentes números de amostras simples, relativos a nove distintos indivíduos solo, em forma de prismas hexagonais (Quadro 2).

As amostras simples foram secas ao ar, peneiradas (2 mm), homogeneizadas e analisadas individualmente, sendo determinados pH em água e os teores de P e K disponíveis e de Ca^{2+} e Mg^{2+} , como descrito anteriormente, sendo também determinados H + Al ($\text{Ca}(\text{OAc})_2$, 0,5 mol/L pH 7; Defelipo & Ribeiro, 1996), P-rem (P em solução após agitação por 1 hora de 60 mg/L de P em CaCl_2 0,01 mol/L, na relação solo:solução de 1:10, Alvarez V. et al., 2000) e matéria orgânica (Método Walkley-Black; Jackson, 1976).

O terceiro estudo foi analisado como em um delineamento de blocos casualizados com cinco repetições (cinco hexágonos por situação de manejo-coleta).

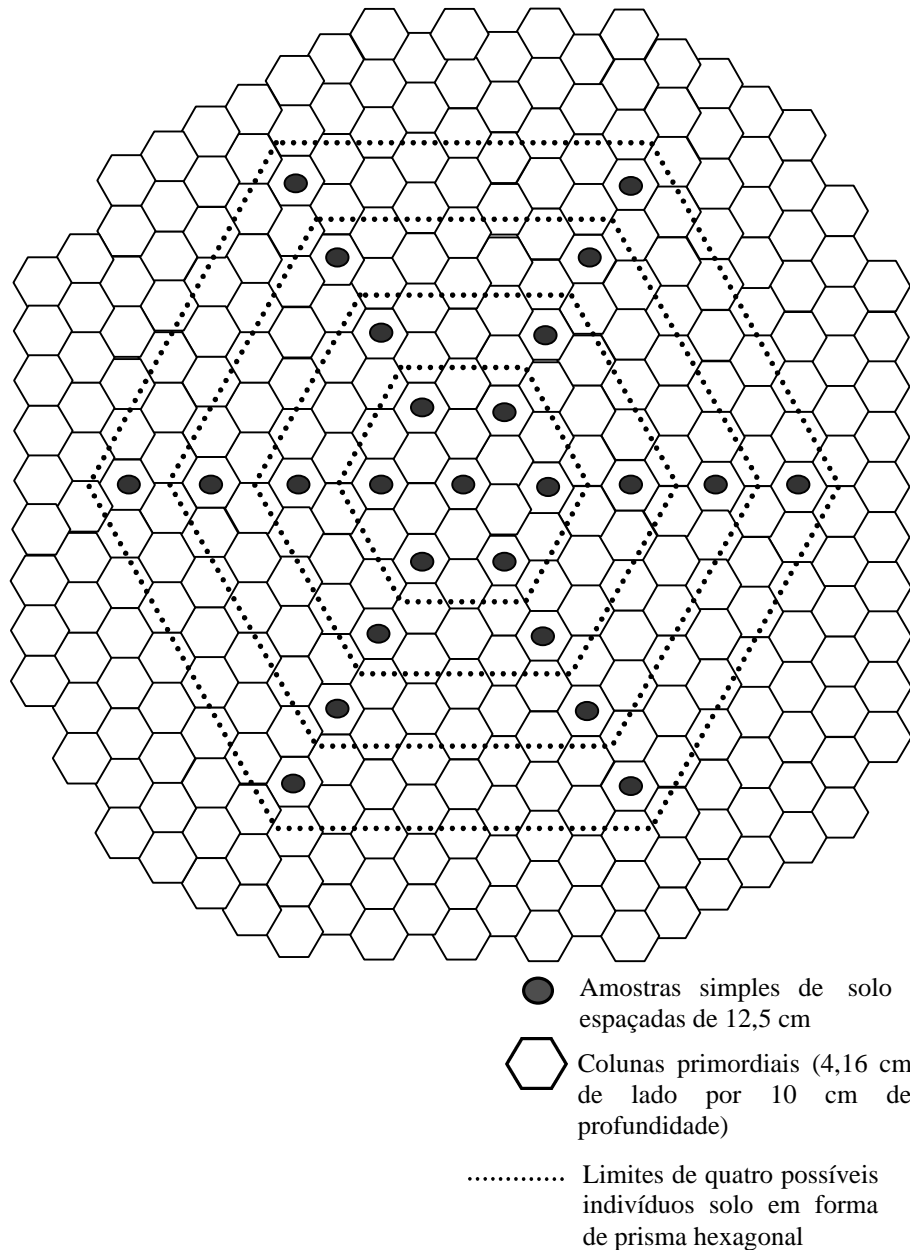


Figura 4 – Modelo hipotético de quatro possíveis indivíduos solo (unidades de amostra) com forma de prisma hexagonal, formados pelas respectivas colunas primordiais com forma de prisma hexagonal (4,167 cm de lado por 10 cm de profundidade).

Foi realizada a análise de variância por situação de manejo-coleta (Hexágonos, 4 GL; Unidades de amostra, 8 GL; Resíduo, 32 GL).

Utilizando-se análise de regressão (modelo linear-platô ou quadrático-platô), foi determinada a dimensão que representaria o indivíduo solo, para uma profundidade de 10 cm. A partir destes resultados, foi determinado o número de amostras simples necessário à representação do indivíduo solo (unidade de amostra).

Quadro 2 – Unidades de amostra avaliadas, distâncias até o centro do hexágono de amostragem, número de amostras simples pertinente a cada unidade de amostra, número de colunas primordiais representadas e área efetiva dos possíveis indivíduos solo em forma de prismas hexagonais (unidades de amostra)

Unidades de amostra	Distância a partir do centro do hexágono cm	Nº amostras simples	Nº de colunas primordiais ^{3/}	Área efetiva do indivíduo solo m ²
A	Até 12,5 ^{1/} (18,75) ^{2/}	7	20,25	0,091
B	Até 25,0 (31,25)	13	56,25	0,254
C	Até 37,5 (43,75)	19	110,25	0,497
D	Até 50,0 (56,25)	25	182,25	0,822
E	Até 75,0 (81,25)	31	380,25	1,715
F	Até 100,0 (106,25)	37	650,25	2,933
G	Até 112,5 (118,75)	43	812,25	3,664
H	Até 150,0 (156,25)	49	1.406,25	6,343
I	Até 200,0 (206,25)	55	2.450,25	11,052

^{1/} Medida a partir do centro do orifício de coleta das amostras simples. ^{2/} comprimento da semi-diagonal do indivíduo solo representado. ^{3/} colunas em forma de prismas hexagonais (4,167 cm de lado por 10 cm de profundidade).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Influência do volume das amostras simples na estimativa da variabilidade de características químicas de três solos, em casa de vegetação

Nos três solos usados no estudo, cada volume utilizado na amostragem do solo (40, 90, 160, 360, 810 e 1.000 cm³) gerou médias distintas para todas as características avaliadas, porém, sem apresentar uma tendência consistente de aumento ou redução em relação à variação do volume das amostras simples (Quadro 3).

Por outro lado, tanto o desvio-padrão quanto o coeficiente de variação apresentaram, de maneira geral, tendência de redução com o aumento do volume das amostras simples de solo (Quadro 4). No entanto, como o CV é uma medida de dispersão dependente do valor da média da característica avaliada, a verdadeira variabilidade de cada amostra pode ser mascarada pelo valor da média (Quadros 3 e 4). Desta forma, pode-se inferir que a variabilidade de determinada característica seja mais corretamente estimada pelo desvio-padrão do que pelo CV.

Quadro 3 – Valores médios^{1/} de características químicas, de acordo com o volume das amostras simples utilizado na amostragem de três solos, em casa de vegetação

Característica	Solo ^{2/}	Volume da amostra simples (cm ³)						\bar{y}_i
		40	90	160	360	810	1.000	
P (mg/dm ³)	VIÇ	5,5	5,5	8,3	9,1	9,2	9,4	7,8
	SSP	6,4	3,2	4,1	4,9	5,0	5,4	4,8
	LA + JP	13,7	11,1	16,6	16,6	19,6	14,8	15,4
K (mg/dm ³)	VIÇ	44	55	63	45	57	53	53
	SSP	78	62	65	72	67	75	70
	LA + JP	66	68	65	67	76	70	69
Ca ²⁺ (cmol _c /dm ³)	VIÇ	2,64	2,94	2,85	2,79	2,66	3,04	2,82
	SSP	2,88	2,69	2,66	2,83	2,66	2,66	2,73
	LA + JP	2,18	2,22	2,36	2,21	2,29	2,25	2,25
Mg ²⁺ (cmol _c /dm ³)	VIÇ	1,24	1,12	1,03	1,24	1,29	1,11	1,17
	SSP	1,07	1,14	1,12	1,10	1,05	1,04	1,09
	LA + JP	0,73	0,78	0,82	0,80	0,81	0,78	0,79
pH	VIÇ	5,42	5,48	5,48	5,47	5,51	5,43	5,46
	SSP	5,61	5,58	5,59	5,51	5,49	5,51	5,55
	LA + JP	5,83	5,87	5,89	5,78	5,92	5,82	5,85

^{1/} médias de três amostras (dez amostras simples cada) por volume (\bar{y}_{ij}). ^{2/} VIÇ = Latossolo Vermelho-Amarelo da região de Viçosa, SSP = Latossolo Vermelho de São Sebastião do Paraíso, (LA + JP) = mistura de 2/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de Lavras (LA) + 1/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de João Pinheiro (JP).

Mesmo numa situação artificial, como é o caso, a variabilidade das características avaliadas apresentou magnitudes tão díspares, devido aos volumes das amostras simples e aos diferentes solos estudados (Quadro 4), que foi semelhante, em alguns casos, às variabilidades encontradas no campo por alguns autores (Barreto et al., 1974; Alvarez V. & Carraro, 1976; Santos & Vasconcellos, 1987; Saraiva et al., 1992; Schlindwein & Anghinoni, 2000 & Alvarez V. & Guarçoni M., 2003). Em termos médios, a variabilidade das características avaliadas, medida pelo coeficiente de variação, seguiu a ordem: pH < Mg²⁺ < Ca²⁺ < K < P (Quadro 4).

Quadro 4 – Desvios-padrão^{1/} e coeficientes de variação^{2/} de características químicas, de acordo com o volume das amostras simples utilizado na amostragem de três solos, em casa de vegetação

Característica	Solo ^{3/}	Volume da amostra simples (cm ³)						\bar{y}_i
		40	90	160	360	810	1.000	
desvio-padrão								
P (mg/dm ³)	VIÇ	8,06	5,56	5,53	5,50	5,40	4,26	5,72
	SSP	4,53	2,39	2,40	2,40	2,38	2,36	2,74
	LA + JP	15,27	14,96	14,05	12,41	10,94	10,21	12,97
K (mg/dm ³)	VIÇ	19,52	18,81	15,81	15,38	14,02	14,18	16,29
	SSP	15,60	9,54	12,37	13,40	12,10	13,54	12,76
	LA + JP	14,04	23,96	17,52	15,34	12,98	12,77	16,10
Ca ²⁺ (cmol _c /dm ³)	VIÇ	0,23	0,35	0,28	0,34	0,36	0,33	0,32
	SSP	0,26	0,23	0,23	0,20	0,10	0,14	0,19
	LA + JP	0,26	0,22	0,22	0,22	0,17	0,18	0,21
Mg ²⁺ (cmol _c /dm ³)	VIÇ	0,14	0,14	0,12	0,11	0,10	0,08	0,12
	SSP	0,04	0,06	0,07	0,06	0,04	0,04	0,05
	LA + JP	0,05	0,07	0,07	0,07	0,07	0,06	0,07
pH	VIÇ	0,10	0,11	0,13	0,13	0,10	0,09	0,11
	SSP	0,04	0,07	0,08	0,11	0,08	0,05	0,07
	LA + JP	0,10	0,16	0,15	0,14	0,07	0,08	0,12
Coeficiente de variação								
%								
P	VIÇ	149,57	92,39	66,55	61,02	59,42	44,64	78,93
	SSP	66,53	71,18	60,95	48,05	47,80	44,71	56,54
	LA + JP	111,44	114,97	80,31	71,55	55,12	67,98	83,56
K	VIÇ	44,47	35,90	25,85	34,37	24,55	27,10	32,04
	SSP	20,42	15,85	18,92	18,34	18,03	18,10	18,28
	LA + JP	21,09	35,31	26,21	23,11	17,18	18,34	23,54
Ca ²⁺	VIÇ	8,60	11,94	9,87	12,34	13,58	10,75	11,18
	SSP	8,97	8,38	8,66	6,82	3,65	5,21	6,95
	LA + JP	11,95	10,17	9,29	9,84	7,18	7,63	9,34
Mg ²⁺	VIÇ	11,11	12,58	11,55	8,66	8,01	6,95	9,81
	SSP	4,14	5,01	6,49	5,75	3,71	3,90	4,83
	LA + JP	7,08	9,47	8,71	9,06	8,04	7,17	8,26
pH	VIÇ	1,90	1,97	2,28	2,35	1,80	1,70	2,00
	SSP	0,75	1,21	1,35	2,03	1,50	0,91	1,29
	LA + JP	1,67	2,69	2,57	2,35	1,22	2,38	2,15

^{1/} médias obtidas entre os desvios-padrão das três amostras (dez amostras simples cada) por volume (sij).
^{2/} médias obtidas entre os coeficientes de variação das três amostras (dez amostras simples cada) por volume (CVij). ^{3/} VIÇ = Latossolo Vermelho-Amarelo da região de Viçosa, SSP = Latossolo Vermelho de São Sebastião do Paraíso, (LA + JP) = mistura de 2/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de Lavras (LA) + 1/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de João Pinheiro (JP).

A variabilidade das características químicas relacionadas com a fertilidade do solo é influenciada pela mobilidade dos nutrientes no solo, pela forma de aplicação de corretivos e fertilizantes e pelos fatores de formação dos solos. Devido à energia com que é adsorvido ao solo, e conseqüente menor mobilidade, o teor de P disponível é a característica da fertilidade que apresenta, geralmente, maior variabilidade. O teor de K, também considerado um nutriente de menor mobilidade (Mallarino, 1996; Oliveira et al., 2002), apresenta variabilidade elevada.

Por outro lado, a distribuição de Ca^{2+} e de Mg^{2+} no solo sofre influência direta da aplicação uniforme de corretivos, o que confere variabilidade intermediária para estes nutrientes. A variabilidade de pH pode ser explicada pela escala de medida, pela capacidade tampão da acidez do solo, e pela aplicação uniforme de corretivos.

A partir dos dados obtidos, foi possível selecionar modelos que explicassem a variabilidade de características químicas em função do volume das amostras simples de solo. O modelo selecionado foi o hiperbólico ($\bar{y} = a + b/x$), com base no comportamento esperado, na significância dos coeficientes e no R^2 (Alvarez V. & Alvarez, 2003), ou seja, redução na variabilidade até valores que praticamente se estabilizariam, em relação ao aumento do volume das amostras simples de solo (Quadros 5 e 6).

O aumento gradativo do volume da amostra simples, para uma mesma profundidade, incorporaria, sucessivamente, ao volume de solo coletado, as variações horizontais a curtas distâncias, ou seja, as microvariações (< 5 cm), diminuindo, conseqüentemente, a estimativa da variabilidade. Por outro lado, a estabilização da variabilidade, a partir de determinado volume da amostra simples, deve-se as mesovariedades (0,05 a 2 m), uma vez que as microvariedades deixariam de ter influência na estimativa da variabilidade.

Quadro 5 – Equações de regressão dos desvios-padrão^{1/} (s) de características químicas, em função do volume das amostras simples utilizado na amostragem de três solos, em casa de vegetação

Característica ^{2/}	Solo ^{3/}	Equações de Regressão	R ²
P	VIÇ	$\hat{s} = 4,729 + 125,44^0 1/v \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,85
	SSP	$\hat{s} = 2,058 + 86,81^* 1/v \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,84
	LA + JP	$\hat{s} = \bar{s} = 12,97$	
K	VIÇ	$\hat{s} = 14,451 + 232,43^* 1/v \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,83
	SSP	$\hat{s} = \bar{s} = 12,76$	
	LA + JP	$\hat{s} = 11,729 + 1068,65^{**} 1/v \forall 90 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,98
Ca ²⁺	VIÇ	$\hat{s} = \bar{s} = 0,32$	
	SSP	$\hat{s} = \bar{s} = 0,19$	
	LA + JP	$\hat{s} = 0,184 + 3,28^* 1/v \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,77
Mg ²⁺	VIÇ	$\hat{s} = \bar{s} = 0,12$	
	SSP	$\hat{s} = 0,035 + 0,0003^* v \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$ $\hat{s} = 0,036 + 6,32^{**} 1/v \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,90
	LA + JP	$\hat{s} = \bar{s} = 0,07$	
pH	VIÇ	$\hat{s} = \bar{s} = 0,11$	
	SSP	$\hat{s} = 0,042 + 0,0002^{**} v \forall 40 \leq v < 360 \text{ cm}^3$ $\hat{s} = 0,032 + 29,63^{**} 1/v \forall 360 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,90
	LA + JP	$\hat{s} = 0,084 + 7,97^{**} 1/v \forall 90 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,70

^{1/} média obtida entre os desvios-padrão das três amostras (dez amostras simples cada) por volume (s_{ij}).
^{2/} P e K em mg/dm³, Ca²⁺ e Mg²⁺ em cmol_c/dm³. ^{3/} VIÇ = Latossolo Vermelho-Amarelo da região de Viçosa, SSP = Latossolo Vermelho de São Sebastião do Paraíso, (LA + JP) = mistura de 2/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de Lavras (LA) + 1/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de João Pinheiro (JP); ^o, ^{*} e ^{**}, significativo a 10, 5 e 1 %, respectivamente.

Comparando as equações obtidas para o desvio-padrão e para o coeficiente de variação, novamente foi observado que o CV pode não representar corretamente a variabilidade de cada amostra (Quadros 5 e 6), pois, além de gerar coeficientes de determinação (R²) distintos dos observados para as equações obtidas a partir de s, não foi possível selecionar um modelo adequado para a variabilidade de P no solo SSP (Quadro 6), fato que não ocorreu para a mesma situação quando se ajustou equações de regressão utilizando-se o desvio-padrão (Quadro 5).

Quadro 6 – Equações de regressão dos coeficientes de variação^{1/} (CV) de características químicas, em função do volume das amostras simples utilizado na amostragem de três solos, em casa de vegetação

Característica	Solo ^{2/}	Equações de Regressão	R ²
P	VIÇ	$\hat{CV} = 46,694 + 4.083,06^{**} 1/v \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,98
	SSP	$\hat{CV} = \overline{CV} = 56,54$	
	LA + JP	$\hat{CV} = 66,015 + 2.222,23^* 1/v \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
K	VIÇ	$\hat{CV} = 26,316 + 724,86^{**} 1/v \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,76
	SSP	$\hat{CV} = \overline{CV} = 18,28$	
	LA + JP	$\hat{CV} = 16,496 + 1.683,59^{**} 1/v \forall 90 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
Ca ²⁺	VIÇ	$\hat{CV} = \overline{CV} = 11,18$	0,77
	SSP	$\hat{CV} = \overline{CV} = 6,95$	
	LA + JP	$\hat{CV} = 8,019 + 167,75^* 1/v \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
Mg ²⁺	VIÇ	$\hat{CV} = \overline{CV} = 9,81$	0,89
	SSP	$\hat{CV} = 3,307 + 0,0197^* v \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$	
	LA + JP	$\hat{CV} = 3,502 + 518,29^{**} 1/v \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
pH	VIÇ	$\hat{CV} = \overline{CV} = 2,00$	0,90
	SSP	$\hat{CV} = 0,737 + 0,0036^{**} v \forall 40 \leq v < 360 \text{ cm}^3$	
	LA + JP	$\hat{CV} = 0,592 + 529,58^{**} 1/v \forall 360 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
		$\hat{CV} = 1,448 + 133,05^{**} 1/v \forall 90 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,67

^{1/} média obtida entre os coeficientes de variação das três amostras (dez amostras simples cada) por volume (CV_{ij}). ^{2/} VIÇ = Latossolo Vermelho-Amarelo da região de Viçosa, SSP = Latossolo Vermelho de São Sebastião do Paraíso, (LA + JP) = mistura de 2/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de Lavras (LA) + 1/3 de um Latossolo Vermelho-Amarelo de João Pinheiro (JP).; *, **, significativo a 5 e 1 %, respectivamente

Em algumas situações, tanto para s quanto para CV, o modelo hiperbólico não foi válido para todo o espaço amostral (40 a 1.000 cm³), sendo que, nestes casos, a utilização de modelo descontínuo, combinando o modelo linear com o modelo hiperbólico foi adequada, apresentando elevados valores de R² (Quadros 5 e 6). Os coeficientes de regressão

linear (b_1) positivos demonstram que a variabilidade dos valores de pH e dos teores de Mg^{2+} no solo SSP (Quadros 5 e 6) nem sempre foi mais elevada nas amostras simples de menor volume.

Como os valores de pH e os teores de Mg^{2+} foram diretamente influenciados pela aplicação de corretivo em todo o volume de solo, pode-se esperar que pequenas áreas, muito próximas umas das outras, apresentem valores mais semelhantes entre si do que áreas mais distantes, devido a possíveis acúmulos de corretivo em alguns pontos da camada de solo. Na verdade, está é a teoria das variáveis regionalizadas, que é a base da geoestatística. Segundo esta teoria, os valores de características do solo estão relacionados, de alguma forma, à sua distribuição espacial e espera-se que medições localizadas próximas sejam mais parecidas entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias (McBratney & Webster, 1983; Sadler et al., 1998; Vieira, 2000b).

Como a amostragem foi realizada de forma sistemática, o conjunto de amostras simples de menor volume cobriu uma menor área do que as amostras simples de maior volume (Figura 1). Portanto, existe a possibilidade de que nessas menores áreas os valores de pH e os teores de Mg^{2+} fossem mais uniformes do que nas maiores áreas, configurando uma dependência espacial, o que gerou menor variabilidade para as amostras simples de reduzido volume de solo (40 cm^3), aumentando gradativamente até 360 cm^3 para pH e 160 cm^3 para Mg^{2+} . A partir destes volumes de solo coletados, a variabilidade foi gradativamente reduzida (Quadros 5 e 6), uma vez que nos maiores volumes de solo coletados passam-se a incorporar as microvariações ($< 5\text{ cm}$), diminuindo-se o efeito de menor uniformidade nas maiores áreas.

Caso a amostragem fosse realizada de forma aleatória, poder-se-ia esperar um comportamento da variabilidade dos valores de pH e Mg^{2+} , em função do volume das amostras simples, como o observado para a variabilidade dos teores de P, ou seja, validade do modelo hiperbólico para todo o espaço amostral (Quadros 5 e 6). Como o P é um nutriente de

reduzida mobilidade no solo, e foi aplicado na forma de grânulos, pode-se inferir que os teores mais elevados fossem restritos às imediações dos grânulos de fertilizante, gerando elevada variabilidade a curtas distâncias. Depreende-se daí o fato das amostras simples de pequeno volume apresentarem maior variabilidade, pois não incorporavam as microvariações (< 5 cm) no volume de solo coletado.

4.2. Influência do volume das amostras simples na estimativa da variabilidade de características químicas da fertilidade, em solo sob plantio direto ou sob plantio convencional antes ou depois da aração

O sistema plantio direto (PD) proporcionou maiores valores das características avaliadas em relação ao sistema plantio convencional antes (PCAA) e depois da aração (PCDA), exceto para P quando comparado ao PCAA (Quadros 7 e 8). O fato de que as áreas estudadas apresentavam históricos diferentes quanto à correção e à fertilização do solo, já explicaria, em parte, os resultados encontrados. Porém, pode-se discutir alguns fatores que, certamente, influenciaram esses resultados, uma vez que a amostragem foi realizada na camada de 0-10 cm de profundidade nos três casos.

Os solos cultivados sob sistema plantio direto apresentam, geralmente, maior concentração de nutrientes em superfície do que o sistema convencional. Essa maior concentração é decorrente da aplicação de corretivos e fertilizantes em superfície ou a uma pequena profundidade, aliada à deposição e posterior decomposição dos resíduos das culturas sobre a superfície do solo, favorecendo a formação de gradientes de concentração a partir da superfície (Centurion et al., 1985; Sidiras & Pavan, 1985; Merten & Mielniczuk, 1992; de Maria & Castro, 1993).

Quadro 7 – Médias^{1/} de características químicas da fertilidade, de acordo com o volume das amostras simples utilizado, em três situações de manejo-coleta

Característica	Situação ^{2/}	Volume da amostra simples (cm ³)						\bar{y}_i
		40	90	160	360	810	1.000	
P (mg/dm ³)	PD	49,5	36,1	73,4	36,9	29,2	18,3	40,6
	PCAA	32,7	40,4	45,9	32,5	31,7	34,0	36,2
	PCDA	24,7	28,1	29,1	25,8	26,4	25,9	26,7
K (mg/dm ³)	PD	261	308	378	302	311	276	306
	PCAA	228	204	256	193	238	245	227
	PCDA	234	229	243	203	184	171	211
Ca ²⁺ (cmol _c /dm ³)	PD	6,45	6,65	6,75	6,09	5,77	6,05	6,29
	PCAA	4,44	4,26	4,68	4,27	4,44	4,52	4,43
	PCDA	2,65	2,57	2,73	2,93	3,05	2,72	2,78
Mg ²⁺ (cmol _c /dm ³)	PD	1,86	1,63	1,93	1,17	1,37	1,23	1,53
	PCAA	0,83	0,74	0,74	0,67	0,66	0,70	0,72
	PCDA	0,55	0,53	0,62	0,63	0,55	0,69	0,60
pH	PD	6,70	6,82	6,42	6,44	6,53	6,35	6,54
	PCAA	5,34	5,38	5,31	5,40	5,32	5,32	5,35
	PCDA	5,37	5,32	5,38	5,25	5,35	5,46	5,35

^{1/} média de três amostras (dez amostras simples cada) por volume (\bar{y}_{ij}). ^{2/} PD = Plantio direto; PCAA = Plantio convencional antes da aração; PCDA = Plantio convencional depois da aração.

Quando a amostragem é realizada em pequenas camadas superficiais, até 5 cm de profundidade, há tendência de maiores concentrações no plantio direto, em relação ao plantio convencional, especialmente para P quando comparado ao K (Eltz et al., 1989; Santos et al., 1995; Bayer & Mielniczuk, 1997). Por outro lado, Souza & Alves (2003) não observaram diferenças nos teores de P ou de K disponíveis, determinados em amostras simples coletadas nas profundidades de 0 – 10; 10 – 20 e de 20 – 40 cm, entre os dois sistemas. Os autores atribuíram o resultado ao tempo de implantação do sistema plantio direto (oito anos), que pode diminuir o gradiente de concentração em relação ao plantio convencional, devido, principalmente, à reação com compostos orgânicos, que promovem uma distribuição mais uniforme dos nutrientes em profundidade no solo.

Quadro 8 – Valores de t calculado para as comparações das médias^{1/} de características químicas da fertilidade do solo, em três situações de manejo-coleta

Característica	Situação ^{2/}		
	PD vs PCAA	PD vs PCDA	PCAA vs PCDA
	t		
P	1,336	5,188**	4,727**
K	6,512**	7,161**	1,545
Ca ²⁺	10,510**	22,140**	15,787**
Mg ²⁺	12,392**	14,231**	5,263**
pH	25,820**	24,712**	-0,233

^{1/} média dos seis volumes das amostras simples por situação de manejo-coleta (\bar{y}_i). ^{2/} PD = Plantio direto; PCAA = Plantio convencional antes da aração; PCDA = Plantio convencional depois da aração; ** significativo a 1 %.

As características químicas da fertilidade, influenciadas pela aplicação superficial de corretivos no plantio direto necessitam, aparentemente, de menos tempo a partir da implantação ou da aplicação dos corretivos, para que ocorra uma distribuição mais uniforme destas características químicas em profundidade no solo, do que para P e para K. Tanto é, que alguns autores não observaram diferenças nos valores de pH e nas concentrações de Ca²⁺ e Mg²⁺, entre plantio direto e convencional (0 – 20 cm de profundidade), 20 meses após a aplicação de calcário (Klepker & Anghinoni, 1995), três anos (Santos et al., 1995) e quatro anos da implantação do sistema plantio direto (Muzilli, 1983). No presente estudo, porém, sete anos após a implantação do plantio direto, os valores de pH e os teores de Ca²⁺ e Mg²⁺ ainda foram maiores nesse sistema, em relação ao plantio convencional antes e depois da aração (Quadros 7 e 8). Souza & Alves (2003) também observaram maiores concentrações de Ca²⁺ e Mg²⁺ no plantio direto em relação ao convencional até 10 cm de profundidade.

Os maiores teores de P disponível, Ca²⁺ e Mg²⁺, obtidos no PCAA em relação ao PCDA (Quadros 7 e 8), devem-se, além de históricos de

correção e adubação diferentes nas duas áreas, ao fato da amostragem na área sob PCDA ter ocorrido dois anos após a última correção e adubação, para um cultivo de algodão.

Os maiores teores de P disponível no PCAA podem ser explicados pelo tempo de contato do fertilizante fosfatado com o solo no PCDA, uma vez que o tempo de contato solo:fertilizante diminui a disponibilidade de P, devido à adsorção e posterior formação de P não-lábil, especialmente em solos com elevada capacidade tampão de P (Novais & Smyth, 1999). Devine et al. (1968), citados por Moreira et al. (1991), trabalhando com superfosfato simples, observaram que, após um, dois e três anos de contato do P com o solo, respectivamente, 58, 38 e 20 % do P aplicado encontravam-se na forma disponível. Moreira et al. (1991) relataram a redução nos teores de P-resina em três solos, 30, 120 e 300 dias após a aplicação de 150 mg/kg de P, relacionando o fato ao decréscimo de P-Al com correspondentes acréscimos de P-Fe.

Os maiores teores de Ca^{2+} e Mg^{2+} no PCAA foram decorrentes, provavelmente, da lixiviação ao longo do tempo e, ou, da absorção por plantas invasoras no PCDA, considerando que no PCDA a última correção do solo foi realizada dois anos antes da data de coleta de amostras.

Como observado no primeiro estudo, cada volume utilizado na amostragem do solo (40, 90, 160, 360, 810 e 1.000 cm^3) gerou médias distintas para todas as características avaliadas, porém, sem apresentar tendência consistente de aumento ou redução em relação à variação do volume das amostras simples (Quadro 7).

A partir de cada volume das amostras simples foram estimadas, também, diferentes variabilidades para as características avaliadas, medidas pelo desvio-padrão (s) e pelo coeficiente de variação (CV) (Quadro 9). Porém, o CV sofreu grande influência da média, não caracterizando corretamente a variabilidade em alguns casos, como pode ser observado pelos resultados de P para o plantio direto (Quadros 7 e 9).

Quadro 9 – Desvios-padrão^{1/} e coeficientes de variação^{2/} de características químicas da fertilidade, de acordo com o volume das amostras simples utilizado, em três situações de manejo-coleta

Característica	Situação ^{3/}	Volume da amostra simples (cm ³)						
		40	90	160	360	810	1.000	\bar{y}_i
		Desvio-padrão						
P (mg/dm ³)	PD	9,32	13,33	19,93	12,27	8,34	5,19	11,40
	PCAA	3,02	12,93	16,91	6,16	4,58	4,34	7,99
	PCDA	3,82	5,73	4,63	3,72	2,50	2,38	3,80
K (mg/dm ³)	PD	31,73	36,49	38,03	57,39	43,02	43,53	41,70
	PCAA	40,09	45,36	54,26	51,40	41,95	40,93	45,67
	PCDA	53,65	38,91	34,57	29,99	21,91	18,25	32,88
Ca ²⁺ (cmol _c /dm ³)	PD	0,28	0,31	0,75	0,39	0,35	0,34	0,40
	PCAA	0,31	0,50	1,05	0,24	0,23	0,23	0,43
	PCDA	0,24	0,30	0,35	0,34	0,26	0,24	0,29
Mg ²⁺ (cmol _c /dm ³)	PD	0,07	0,07	0,29	0,11	0,12	0,12	0,13
	PCAA	0,07	0,08	0,11	0,06	0,06	0,06	0,07
	PCDA	0,10	0,12	0,11	0,11	0,09	0,09	0,10
pH	PD	0,07	0,10	0,14	0,16	0,15	0,14	0,13
	PCAA	0,11	0,18	0,32	0,31	0,27	0,27	0,24
	PCDA	0,19	0,24	0,16	0,17	0,13	0,12	0,17
		Coeficiente de variação						
		%						
P	PD	18,33	39,40	27,11	31,56	29,42	31,21	29,51
	PCAA	8,87	31,21	32,23	18,72	14,59	12,76	19,73
	PCDA	15,34	20,40	15,89	14,20	9,32	9,15	14,05
K	PD	11,72	12,15	9,98	18,38	13,94	15,68	13,64
	PCAA	17,95	22,19	21,72	26,57	17,64	16,87	20,49
	PCDA	23,03	16,91	14,13	14,16	11,54	10,58	15,06
Ca ²⁺	PD	4,30	4,65	11,00	6,52	6,17	5,73	6,40
	PCAA	7,08	11,59	20,69	5,55	5,24	5,14	9,22
	PCDA	9,08	11,49	12,51	11,77	8,43	8,63	10,32
Mg ²⁺	PD	3,87	4,51	14,46	10,13	8,91	9,65	8,59
	PCAA	8,22	11,19	14,82	9,47	9,19	8,80	10,28
	PCDA	17,38	23,11	17,90	17,99	15,44	12,87	17,45
pH	PD	1,05	1,43	2,14	2,50	2,25	2,28	1,94
	PCAA	2,08	3,36	6,07	5,81	5,16	5,10	4,60
	PCDA	3,50	4,60	2,97	3,28	2,47	2,26	3,18

^{1/} média obtida entre os desvios-padrão das três amostras (dez amostras simples cada) por volume (s_{ij}).
^{2/} média obtida entre os coeficientes de variação das três amostras (dez amostras simples cada) por volume (CV_{ij}). ^{3/} PD = Plantio direto; PCAA = Plantio convencional antes da aração; PCDA = Plantio convencional depois da aração.

Em termos médios, a variabilidade das características avaliadas, medida pelo coeficiente de variação, seguiu a ordem: $\text{pH} < \text{Ca}^{2+} < \text{Mg}^{2+} < \text{K} < \text{P}$ (Quadro 9). Resultados semelhantes foram observados por diversos autores, tanto em plantio convencional (Barreto et al., 1974; Alvarez V. & Carraro, 1976; Santos & Vasconcellos, 1987; Saraiva et al., 1992) quanto em plantio direto (Salet et al., 1996; Anghinoni & Salet, 1998; Schlindwein & Anghinoni, 2000; Alvarez V. & Guarçoni M., 2003). Deve-se ressaltar que, para 30 amostras simples com volume de 90 cm^3 , todas coletadas dentro de uma distância de 90 cm (Figura 2), a variabilidade de P (CV) foi muito elevada, tanto no PD (32,86 %) e no PCAA (35,72 %) quanto no PCDA (21,50 %), demonstrando que é intensa e ocorre a curtas distâncias no solo, como observado por van den Hende & Cottenie (1960); Jackson (1976); Alvarez V. & Carraro (1976); Saraiva et al. (1992) e Raun et al. (1998). Segundo Schlindwein & Anghinoni (2002), a variabilidade de P, dentre as características químicas da fertilidade, é a mais influenciada pelas microvariações ($< 5 \text{ cm}$) no solo.

Maior variabilidade dos teores de P foi observada no sistema plantio direto (PD) e no plantio convencional antes da aração (PCAA), em relação ao plantio convencional depois da aração (PCDA) (Quadros 9 e 10). Para James & Hurst (1995), a aplicação de fertilizantes localizadamente no sulco de plantio, cria duas populações distintas quanto aos teores de nutrientes, uma com elevada concentração e outra com concentração menor, especialmente de nutrientes com pouca mobilidade. Além disso, o fato das amostras simples terem sido coletadas transversalmente aos sulcos de plantio, proporciona a detecção dessas duas populações, aumentando a variabilidade, como descrito por Kitchen et al. (1990). No PCDA, ocorreu o revolvimento do solo pela aração, diminuindo a variabilidade dos teores de P, como observado por Vasconcellos et al. (1982) e Santos & Vasconcellos (1987).

A variabilidade dos teores de P, por outro lado, não apresentou diferença entre o PD e o PCAA (Quadros 9 e 10), uma vez que os sulcos estavam presentes no momento da amostragem do solo nos dois casos.

Quadro 10 – Valores de t calculado para as comparações entre os desvios-padrão médios^{1/} de características químicas da fertilidade do solo, em três situações de manejo-coleta

Característica	Situação ^{2/}		
	PD vs PCAA	PD vs PCDA	PCAA vs PCDA
	t		
P	1,382	5,215**	2,032 ⁰
K	-0,634	1,397	2,852*
Ca ²⁺	-0,176	1,877 ⁰	1,061
Mg ²⁺	1,935 ⁰	0,940	-2,821*
pH	-5,819**	-2,653*	3,510**

^{1/} média dos seis volumes das amostras simples por situação de manejo-coleta (\bar{y}_i). ^{2/} PD = Plantio direto; PCAA = Plantio convencional antes da aração; PCDA = Plantio convencional depois da aração; ⁰, * e **, significativo a 10, 5 e 1 %, respectivamente.

No caso do K, poder-se-ia esperar um comportamento semelhante ao do P, ou seja, maior variabilidade no PD em relação ao PCDA, uma vez que ambos os nutrientes foram aplicados localizadamente no sulco de plantio. Porém, a variabilidade de K não deve ser explicada unicamente pela concentração no sulco. Klepker & Anghinoni (1995) relatam uma alta concentração de K disponível na base dos colmos de plantas de milho, com diminuição gradativa a partir dos mesmos, em virtude da lavagem do K presente na parte aérea das plantas pela água da chuva e, ou, da exsudação pelas raízes. Para os mesmos autores, a estratificação de K na superfície do solo, nos sistemas de cultivo com pequena mobilização, ocorre em virtude da grande quantidade absorvida pelas plantas e posterior acúmulo na superfície do solo pela lavagem da parte aérea, além das adubações. Concluem, ainda, que a distribuição de K no solo é mais influenciada pela lavagem da parte aérea, do que pelo modo de aplicação do fertilizante, em qualquer método de preparo, o que explica a semelhança nas variabilidades dos teores de K encontradas no presente estudo, especialmente entre PD e o PCDA (Quadros 9 e 10).

Para pH, a maior variabilidade no PC antes e depois da aração, em relação ao PD (Quadros 9 e 10), pode ser explicada como um efeito direto da aração. Santos & Vasconcellos (1987) mostraram que a variabilidade do pH no solo pode aumentar após a aração, sendo sua distribuição mais homogênea antes do processo de preparo. Por outro lado, a variabilidade dos teores de Ca^{2+} e Mg^{2+} diminuiu com o preparo do solo (Quadros 9 e 10).

A partir dos dados obtidos, foi possível selecionar modelos que explicassem a variabilidade em função do volume das amostras simples de solo, para todas as características avaliadas (Quadros 11 e 12).

Quadro 11 – Equações de regressão dos desvios-padrão^{1/} de características químicas da fertilidade, de acordo com o volume das amostras simples utilizado, em três situações de manejo-coleta

Característica ^{2/}	Situação ^{3/}	Equação de Regressão	R ²
P	PD	$\hat{s} = 5,615 + 0,0887^{**} v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$ $\hat{s} = 4,168 + 2579,21^{**} 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,98
	PCAA	$\hat{s} = 0,128 + 0,1120^{**} v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$ $\hat{s} = 1,162 + 2428,22^{**} 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
	PCDA	$\hat{s} = 2,343 + 324,43^{**} 1/v \quad \forall 90 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,94
K	PD	$\hat{s} = \bar{s} = 41,70$	0,89
	PCAA	$\hat{s} = 35,104 + 0,1186^{\circ} v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$ $\hat{s} = 40,128 + 2488,27^{\circ} 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
	PCDA	$\hat{s} = 22,432 + 1323,08^{**} 1/v \quad \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
Ca^{2+}	PD	$\hat{s} = 0,051 + 0,0041^{**} v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$ $\hat{s} = 0,233 + 80,34^{**} 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,91
	PCAA	$\hat{s} = 0,017 + 0,0063^{*} v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$ $\hat{s} = -0,012 + 160,42^{**} 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
	PCDA	$\hat{s} = \bar{s} = 0,29$	
Mg^{2+}	PD	$\hat{s} = -0,038 + 0,0019^{**} v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$ $\hat{s} = 0,067 + 33,11^{*} 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,91
	PCAA	$\hat{s} = 0,054 + 0,0003^{*} v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$ $\hat{s} = 0,048 + 9,04^{**} 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
	PCDA	$\hat{s} = 0,090 + 3,22^{\circ} 1/v \quad \forall 90 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,71
pH	PD	$\hat{s} = 0,157 - 3,71^{**} 1/v \quad \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,90
	PCAA	$\hat{s} = 0,316 - 8,42^{**} 1/v \quad \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,82
	PCDA	$\hat{s} = 0,120 + 10,38^{**} 1/v \quad \forall 90 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,86

^{1/} média obtida entre os desvios-padrão das três amostras (dez amostras simples cada) por volume (s_{ij}).
^{2/} P e K em mg/dm^3 , Ca^{2+} e Mg^{2+} em $\text{cmol}_c/\text{dm}^3$. ^{3/} PD = Plantio direto, PCAA = Plantio convencional antes da aração, PCDA = Plantio convencional depois da aração; ^o, ^{*}, ^{**}, significativo a 10, 5 e 1 %, respectivamente.

Quadro 12 – Equações de regressão dos coeficientes de variação^{1/} de características químicas da fertilidade, de acordo com o volume das amostras simples utilizado, em três situações de manejo-coleta

Característica	Situação ^{2/}	Equações de Regressão	R ²
P	PD	$\hat{CV} = \overline{CV} = 29,51$	0,83
	PCAA	$\hat{CV} = 6,403 + 0,1831^* v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$	
	PCDA	$\hat{CV} = 9,373 + 3.623,08^* 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
K	PD	$\hat{CV} = \overline{CV} = 13,64$	0,95
	PCAA	$\hat{CV} = \overline{CV} = 20,49$	
	PCDA	$\hat{CV} = 11,281 + 478,35^{**} 1/v \quad \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
Ca ²⁺	PD	$\hat{CV} = 1,040 + 0,0580^{**} v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$	0,90
		$\hat{CV} = 4,574 + 987,42^* 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
	PCAA	$\hat{CV} = 2,055 + 0,1145^* v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$	0,94
	PCDA	$\hat{CV} = 0,637 + 3.025,92^{**} 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
Mg ²⁺	PD	$\hat{CV} = \overline{CV} = 8,59$	0,97
	PCAA	$\hat{CV} = 6,111 + 0,0548^* v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$	
		$\hat{CV} = 7,362 + 1.139,55^* 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
	PCDA	$\hat{CV} = 13,772 + 824,00^{**} 1/v \quad \forall 90 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	
pH	PD	$\hat{CV} = 2,442 - 60,20^{**} 1/v \quad \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,88
	PCAA	$\hat{CV} = 5,978 - 157,44^{**} 1/v \quad \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,82
	PCDA	$\hat{CV} = 2,232 + 197,79^{**} 1/v \quad \forall 40 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$	0,84

^{1/} média obtida entre os coeficientes de variação das três amostras (dez amostras simples cada) por volume (CV_{ij}). ^{2/} PD = Plantio direto, PCAA = Plantio convencional antes da aração, PCDA = Plantio convencional depois da aração; * e **, significativo a 5 e 1 %, respectivamente

A forma como se procedeu a amostragem do solo (Figura 2) teve grande influência nos resultados obtidos e, conseqüentemente, influenciou a escolha dos modelos. O conjunto de amostras simples com volume de 160 cm³ foi o que sofreu maior influência do sulco de plantio, tanto no plantio direto (PD) quanto no convencional antes da aração (PCAA) (Figura 2).

Com exceção do pH, as demais características apresentaram tendência de aumento de variabilidade até a amostra simples de 160 cm³, diminuindo, gradativamente, a partir desse volume, no PD e no PCAA (Quadro 9). Foi selecionado o modelo descontínuo linear-hiperbólico para esta situação, explicando com elevado R² conjunto o comportamento da variabilidade em função do volume das amostras simples de solo (Quadros 11 e 12).

O comportamento de aumento e posterior redução na variabilidade das características avaliadas, em função da elevação do volume das amostras simples de solo, pode ser explicado pela influência do sulco de plantio, o qual, segundo Mallarino (1996), causa uma dependência espacial com alcance próximo ao espaçamento entre sulcos.

Para P no plantio direto (PD) esta influência é clara (Figura 2). O fato da variabilidade de P diminuir a partir da amostra de 160 cm³ deve-se ao aumento gradativo do volume das amostras simples, que incorpora no volume de solo coletado as variações horizontais a curtas distâncias, ou seja, as microvariações (< 5 cm), diminuindo, conseqüentemente, a estimativa da variabilidade.

Para P no plantio convencional antes da aração (PCAA), pode ter ocorrido influência de sulcos de plantio da safra anterior, pois, segundo Vasconcellos et al. (1982), os teores de P em determinada área podem ser influenciados pelas adubações no sulco de plantio, mesmo após a aração e gradagem, ou seja, em alguns pontos o adubo permanece no próprio sulco, ou distribuído ao acaso, nas entrelinhas de plantio. Dessa forma, o conjunto de amostras simples de 160 cm³ pode ter sido mais influenciado por possíveis dependências espaciais do que as demais amostras, pois o conjunto de amostras simples coletadas, neste caso, cobriu uma maior área do terreno (Figura 2).

Para K no PCAA, haveria certa dependência espacial diminuindo a partir do sulco, causada pela lavagem da parte aérea, como sugerido por Klepker & Anghinoni (1995), a qual seria melhor detectada pelo conjunto de amostras simples de 160 cm³ (Figura 2), causando, além de maior teor médio (Quadro 7), maior variabilidade dos teores de K neste volume (Quadro 9).

Como Ca e Mg foram aplicados a lanço na forma de corretivo, não existe, aparentemente, nenhuma influência do sulco de plantio. Porém, o conjunto de amostras simples de 160 cm³ proporcionou maiores teores de Ca²⁺ no PD e no PCAA e para Mg²⁺ no PD (Quadro 7). Além disso, ocorreu aumento da variabilidade dos teores de Ca²⁺ e Mg²⁺ até este volume, com posterior redução em relação à elevação do volume das amostras simples, tanto no PD quanto no PCAA (Quadro 9). Assim, pode-se inferir que, mesmo os teores e a variabilidade de Ca²⁺ e Mg²⁺ tenham sido influenciados pela localização do sulco de plantio, provavelmente por uma maior concentração na região próxima às raízes, causada por um intenso transporte por fluxo em massa, superior à quantidade absorvida e pelo Ca contido no fertilizante fosfatado.

A variabilidade de pH no PD e no PCAA apresentou comportamento completamente inverso ao esperado, com elevação da estimativa da variabilidade à medida que se aumentou o volume das amostras simples, até um patamar onde esta estimativa se manteve praticamente estável (Quadros 11 e 12).

No plantio convencional depois da aração (PCDA), para todas as características químicas da fertilidade, com exceção do teor de Ca²⁺, para o qual não foi possível selecionar um modelo, foi selecionado apenas o modelo hiperbólico para todo o espaço amostral, ou seja, redução na estimativa da variabilidade até valores que praticamente se estabilizaram, em função do aumento do volume das amostras simples de solo (Quadros 11 e 12). Nesse caso, como não havia influência ou dependência espacial causada pelos sulcos de plantio, pode-se inferir que a distribuição dos teores no solo tenha ocorrido de forma aleatória, gerando redução na variabilidade em função do aumento gradativo do volume das amostras simples de solo, uma vez que apenas as microvariações (< 5 cm) estariam influenciando as estimativas das variabilidades. Schindwein & Anghinoni (2002) também observaram redução na variabilidade dos teores de P e K com o aumento do volume das amostras simples de solo coletadas de

forma aleatória, porém, em áreas sob plantio direto com adubação realizada sempre a lanço.

A partir do exposto, pode-se assumir que, caso a amostragem fosse realizada de forma aleatória, a distâncias maiores do que o espaçamento entre sulcos, o comportamento, não a magnitude (valor) da estimativa da variabilidade de todas as características avaliadas seria o mesmo no PD, no PCAA e no PCDA, ou seja, redução na variabilidade em função do aumento gradativo do volume das amostras simples de solo, uma vez que seria ultrapassado o alcance da dependência espacial gerada pelos sulcos de plantio. Isto não quer dizer que as áreas como um todo não pudessem apresentar dependência espacial causada pelas macrovariações (> 2 m), a qual poderia ser avaliada apenas por amostragens de solo adequadas aos estudos geoestatísticos.

Como o CV pode sofrer influência direta da média estimada para a amostra em questão (formada por dez amostras simples) e, conseqüentemente, mascarar a variabilidade medida pelo desvio-padrão (s), optou-se por estimar equações de regressão para a característica que apresentou maior variabilidade (P), com base no desvio-padrão expresso em % da média geral (CVM), por situação de manejo-coleta (Quadro 13). Deve-se notar que os valores de R^2 , neste caso (Quadro 13), são os mesmos apresentados pelas equações de s (Quadro 11), como se deveria esperar.

Com base nos modelos hiperbólicos selecionados para os desvio-padrão dos teores de P , expressos em % da média geral (CVM) (Quadro 13) e supondo o modelo hiperbólico válido para todo o espaço amostral (40 a 1.000 cm^3) (isto aconteceria se a amostragem fosse realizada de forma aleatória), foram calculados os diâmetros de trado necessários para a coleta de definido número de amostras simples no PD, no PCAA e no PCDA (Quadro 14).

Quadro 13 – Equações de regressão para os desvios-padrão dos teores de P, expressos em % da média geral (CVM)^{1/}, em função do volume das amostras simples utilizado, em três situações de manejo-coleta

Característica	Situação ^{2/}	Equação de Regressão	R ²	
P	PD	$\hat{CVM} = 13,843 + 0,2188^{**} v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$	0,98	
		$\hat{CVM} = 10,276 + 6.358,12^{**} 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$		
	PCAA	$\hat{CVM} = 0,355 + 0,3093^* v \quad \forall 40 \leq v < 160 \text{ cm}^3$		
		$\hat{CVM} = 3,210 + 6.707,88^{**} 1/v \quad \forall 160 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$		0,93
	PCDA	$\hat{CVM} = 8,659 + 1.198,90^{**} 1/v \quad \forall 90 \leq v \leq 1.000 \text{ cm}^3$		0,94

^{1/} CVM = $(s_{ij}/\bar{y}_i)100$. ^{2/} PD = Plantio direto, PCAA = Plantio convencional antes da aração, PCDA = Plantio convencional depois da aração; * e **, significativo a 5 e 1 %, respectivamente.

Quadro 14 – Diâmetros de trado (\emptyset)^{1/} necessários para a coleta de determinado número de amostras simples de solo, considerando os coeficientes de variação médios (\hat{CVM}) dos teores de P disponível obtidos a partir das equações de regressão (modelo hiperbólico), em três situações de manejo-coleta, com f = 10 e 20 %

Situação ^{2/}	f	Número de amostras simples					
		5	10	15	20	30	40
	%	cm					
PD	10	-	14,78	10,87	9,23	7,62	6,77
	20	9,23	6,77	5,81	5,26	4,61	4,21
PCAA	10	11,31	8,91	7,84	7,18	6,38	5,87
	20	7,18	5,87	5,25	4,85	4,35	4,03
PCDA	10	11,16	5,36	4,25	3,71	3,13	2,81
	20	3,71	2,81	2,44	2,22	1,96	1,80

^{1/} $\emptyset = (4 (b_1/((\sqrt{n} f/t_{\alpha/2}) - b_0))/10 \pi)^{0,5}$ ⁽¹⁾, em que $t_{\alpha/2} = 2,262$, referente ao nível de 5 % de probabilidade e $n_i - 1 = 9$, uma vez que foram utilizadas três amostras, formadas por dez amostras simples cada, na obtenção da equação para o CVM = f (V) (Quadro 13). ^{2/} PD = Plantio direto; PCAA = Plantio convencional antes da aração; PCDA = Plantio convencional depois da aração.

⁽¹⁾ Partindo do modelo hiperbólico (CVM = $b_0 + b_1 1/v$) tem-se: $v = b_1/(CVM - b_0)$; se $n = (t_{\alpha/2} CVM/f)^2$ então: $CVM = \sqrt{n} f/t_{\alpha/2}$; logo: $v = b_1/(\sqrt{n} f/t_{\alpha/2}) - b_0$ (Eq. 1); porém, $v = (\pi \emptyset^2/4)10$ ou $\emptyset = (4v/10\pi)^{0,5}$ (Eq. 2); substituindo Eq.1 na Eq. 2 tem-se: $\emptyset = (4 (b_1/((\sqrt{n} f/t_{\alpha/2}) - b_0))/10\pi)^{0,5}$.

Como a maioria dos trados utilizados na amostragem de solo apresenta um diâmetro ≤ 4 cm, o número de amostras simples geralmente preconizado para o plantio convencional (20 a 30) só poderia ser utilizado para o PCDA (Quadro 14). Por isso, Vasconcellos et al. (1982) sugeriram que a amostragem de solo fosse realizada após a aração e a gradagem do terreno, uma vez que nesta situação a variabilidade dos teores de P seria reduzida, permitindo a utilização de trados com menor diâmetro para a coleta de 20 a 30 amostras simples.

Para a coleta de 20 a 30 amostras simples utilizando-se $f = 10\%$, os diâmetros de trado calculados são elevados, tanto para PD quanto para PCAA (Quadro 14), tornando-se quase impossível encontrar no comércio trados com os diâmetros indicados. Por outro lado, considerando um desvio em torno da média de 20% , os diâmetros calculados aproximam-se de possíveis diâmetros de trado encontrados no comércio, tanto para PD quanto para PCAA (Quadro 14).

Assim, pode ser recomendado um trado com diâmetro de aproximadamente 5,40 cm (diâmetro “ideal”), a ser utilizado para a coleta de 20 amostras simples no PD ($f = 20\%$), 15 no PCAA ($f = 20\%$) e 10 ou 5 no PCDA ($f = 10$ e 20% , respectivamente) (Quadro 14).

4.3. Definição da dimensão do indivíduo solo em forma de prisma hexagonal (unidade de amostra) e determinação do número de amostras simples necessário à sua representação

Os indivíduos solo, em forma de prisma hexagonal, foram dimensionados por meio de equações de regressão. Foram selecionados, para isso, os modelos linear-platô ou quadrático-platô, com base no comportamento esperado das médias das características químicas avaliadas e das médias dos desvios-padrão destas características (Quadros 15 e 16), em função da dimensão das unidades de amostra de solo, na significância dos coeficientes de regressão (limite máximo de

0,40 de probabilidade) e nos valores de R^2 (Alvarez V. & Alvarez, 2003), para as três situações de manejo-coleta utilizadas (PD, PCAA e PCDA).

A dimensão das unidades de amostra de solo foi definida no ponto onde se inicia a formação do platô no modelo, sendo que, quanto maior a variabilidade a curtas distâncias no solo, menor a dimensão das unidades de amostra de solo. Deve ficar claro que o volume de solo que define a unidade de amostra não será coletado como um todo, sendo caracterizado por uma amostra composta formada por um adequado número de amostras simples de pequeno volume.

A dimensão dos indivíduos solo variou conforme a característica da fertilidade do solo avaliada e com o tipo de situação de manejo-coleta (PD, PCAA e PCDA), sendo que a dimensão que caracterizou a fertilidade local média de determinada característica foi, de maneira geral, menor do que a dimensão que caracterizou a estimativa da variabilidade dessa mesma característica (Quadros 17 a 24). Esse resultado pode ser explicado com base no modelo para o indivíduo solo em forma de prisma hexagonal (Figura 4), uma vez que diferentes grupos de colunas primordiais podem apresentar a mesma média de determinada característica, mas com distintas variabilidades. Dessa forma, pode-se assumir que a dimensão que melhor caracterize a variabilidade, seja mais importante para a definição da dimensão “ideal” da unidade de amostra, do que a que caracterize a média local.

Para P no PD, a coleta de amostras simples (10 cm de profundidade) numa área hexagonal de $0,386 \text{ m}^2$ caracteriza o indivíduo solo ($0,386 \text{ m}^2 \times 0,1 \text{ m}$), em relação à disponibilidade local média de P (Quadro 17). Como o PD constava de uma rotação milho – feijão com sete anos a partir da implantação, pode-se esperar que esta dimensão ($0,386 \text{ m}^2 \times 0,1 \text{ m}$) seja capaz de representar a disponibilidade local média de P, uma vez que há elevado efeito residual do adubo aplicado nos cultivos anteriores nas entrelinhas de plantio. Por outro lado, para que as mesovariações (0,05 a 2 m) fossem incluídas no volume de solo representativo do indivíduo, a unidade de amostra de solo deveria apresentar a dimensão de $0,949 \text{ m}^2 \times 0,1 \text{ m}$ (Quadro 17).

Quadro 15 – Médias^{1/} dos teores de P e K disponíveis e Ca²⁺ e Mg²⁺, dos desvios-padrão e dos coeficientes de variação dessas características, determinados em possíveis indivíduos solo com forma de prismas hexagonais, em três situações de manejo-coleta^{2/}

Dimensão dos indivíduos solo	Situação de manejo-coleta								
	PD			PCAA			PCDA		
	\bar{y}_{ij}	\bar{s}_{ij}	\overline{CV}_{ij}	\bar{y}_{ij}	\bar{s}_{ij}	\overline{CV}_{ij}	\bar{y}_{ij}	\bar{s}_{ij}	\overline{CV}_{ij}
	P								
m ² x m	— mg/dm ³ —		%	— mg/dm ³ —		%	— mg/dm ³ —		%
0,091 x 0,1	61,5	33,88	61,28	27,2	2,98	10,64	35,4	2,36	6,68
0,254 x 0,1	58,1	31,59	61,96	28,2	4,76	15,66	35,4	2,12	6,00
0,497 x 0,1	54,8	27,79	58,78	29,3	6,90	21,99	35,6	2,21	6,21
0,822 x 0,1	55,0	30,84	65,19	31,8	14,63	50,29	35,6	2,46	6,90
1,715 x 0,1	55,1	34,20	69,49	31,5	13,93	48,61	35,7	2,60	7,30
2,933 x 0,1	55,6	34,35	69,84	31,7	14,25	48,85	35,6	2,62	7,37
3,664 x 0,1	55,2	33,29	68,08	31,8	13,59	45,79	35,7	2,66	7,45
6,343 x 0,1	55,5	32,95	66,61	31,8	13,00	43,83	35,6	2,65	7,42
11,052 x 0,1	56,1	34,16	67,89	31,7	12,78	42,99	35,6	2,87	8,01
	K								
	— mg/dm ³ —		%	— mg/dm ³ —		%	— mg/dm ³ —		%
0,091 x 0,1	285	54,84	19,99	180	32,79	17,98	158	21,26	13,77
0,254 x 0,1	287	51,38	18,64	177	35,54	20,20	156	21,49	13,86
0,497 x 0,1	286	54,24	19,55	177	40,59	23,38	155	23,90	15,36
0,822 x 0,1	286	51,86	18,51	176	41,73	24,18	155	26,01	16,77
1,715 x 0,1	289	53,03	18,66	173	42,44	24,87	158	28,04	17,69
2,933 x 0,1	288	52,42	18,43	171	40,55	23,90	160	28,69	17,85
3,664 x 0,1	287	53,29	18,72	171	40,05	23,55	160	28,71	17,80
6,343 x 0,1	287	52,54	18,40	173	41,32	24,01	159	29,96	18,66
11,052 x 0,1	285	53,60	18,95	173	41,78	24,20	160	30,51	18,94
	Ca ²⁺								
	— cmol _c /dm ³ —		%	— cmol _c /dm ³ —		%	— cmol _c /dm ³ —		%
0,091 x 0,1	6,55	0,46	7,18	3,67	0,24	6,52	3,99	0,27	6,55
0,254 x 0,1	6,57	0,47	7,35	3,64	0,24	6,52	4,02	0,25	6,12
0,497 x 0,1	6,58	0,47	7,23	3,63	0,26	7,07	4,03	0,25	6,13
0,822 x 0,1	6,58	0,47	7,26	3,65	0,27	7,32	4,04	0,26	6,33
1,715 x 0,1	6,60	0,47	7,25	3,65	0,27	7,34	4,05	0,26	6,35
2,933 x 0,1	6,61	0,48	7,45	3,65	0,26	7,13	4,05	0,26	6,33
3,664 x 0,1	6,63	0,51	7,94	3,65	0,26	7,12	4,05	0,26	6,35
6,343 x 0,1	6,64	0,54	8,31	3,66	0,26	7,20	4,05	0,26	6,37
11,052 x 0,1	6,65	0,60	9,14	3,65	0,28	7,58	4,05	0,26	6,23
	Mg ²⁺								
	— cmol _c /dm ³ —		%	— cmol _c /dm ³ —		%	— cmol _c /dm ³ —		%
0,091 x 0,1	1,57	0,10	6,77	0,60	0,07	10,71	0,77	0,03	3,34
0,254 x 0,1	1,59	0,13	8,60	0,59	0,07	11,44	0,78	0,03	3,73
0,497 x 0,1	1,61	0,14	8,84	0,58	0,07	12,54	0,78	0,04	4,58
0,822 x 0,1	1,61	0,14	9,05	0,58	0,07	12,26	0,78	0,04	5,06
1,715 x 0,1	1,62	0,15	9,25	0,58	0,07	12,56	0,78	0,04	5,11
2,933 x 0,1	1,62	0,16	10,26	0,58	0,07	12,41	0,78	0,04	5,09
3,664 x 0,1	1,62	0,17	10,64	0,58	0,08	13,89	0,78	0,04	5,27
6,343 x 0,1	1,62	0,18	11,29	0,58	0,08	14,21	0,78	0,04	5,42
11,052 x 0,1	1,61	0,20	12,51	0,58	0,08	14,47	0,78	0,04	5,52

^{1/} médias de cinco possíveis indivíduos (cinco hexágonos de amostragem) por situação de manejo-coleta.

^{2/} PD = Plantio direto; PCAA = Plantio convencional antes da aração; PCDA = Plantio convencional depois da aração.

Quadro 16 – Médias^{1/} de H + Al, matéria orgânica (MO), P-rem e pH, dos desvios-padrão e dos coeficientes de variação destas características, determinados em possíveis indivíduos solo com forma de prismas hexagonais, em três situações de manejo-coleta^{2/}

Dimensão dos indivíduos solo	Situação de manejo-coleta								
	PD			PCAA			PCDA		
	\bar{y}_{ij}	\bar{s}_{ij}	\overline{CV}_{ij}	\bar{y}_{ij}	\bar{s}_{ij}	\overline{CV}_{ij}	\bar{y}_{ij}	\bar{s}_{ij}	\overline{CV}_{ij}
	H + Al								
m ² x m	— mg/dm ³ —		%	— mg/dm ³ —		%	— mg/dm ³ —		%
0,091 x 0,1	3,10	0,39	12,74	6,38	0,42	6,63	3,78	0,25	6,59
0,254 x 0,1	3,05	0,40	13,76	6,54	0,53	8,11	3,81	0,25	6,72
0,497 x 0,1	3,05	0,40	14,18	6,57	0,61	9,46	3,85	0,26	6,75
0,822 x 0,1	3,02	0,40	14,45	6,64	0,63	9,56	3,88	0,27	7,01
1,715 x 0,1	3,02	0,41	14,79	6,68	0,68	10,29	3,91	0,27	6,87
2,933 x 0,1	3,01	0,42	15,15	6,72	0,70	10,45	3,91	0,27	6,82
3,664 x 0,1	3,01	0,45	16,22	6,74	0,68	10,18	3,92	0,26	6,74
6,343 x 0,1	3,01	0,48	17,65	6,72	0,70	10,55	3,91	0,26	6,75
11,052 x 0,1	3,03	0,53	19,52	6,73	0,73	10,98	3,91	0,26	6,76
	MO								
	— dag/kg —		%	— dag/kg —		%	— dag/kg —		%
0,091 x 0,1	4,35	0,66	15,36	3,66	0,49	13,39	2,85	0,54	18,90
0,254 x 0,1	4,26	0,64	15,19	3,69	0,49	13,27	2,76	0,53	19,49
0,497 x 0,1	4,27	0,63	14,96	3,71	0,52	13,98	2,74	0,52	19,29
0,822 x 0,1	4,26	0,60	14,32	3,70	0,52	14,09	2,78	0,55	19,91
1,715 x 0,1	4,27	0,59	13,89	3,70	0,51	13,96	2,77	0,52	19,09
2,933 x 0,1	4,30	0,59	13,95	3,69	0,50	13,51	2,77	0,51	18,69
3,664 x 0,1	4,33	0,62	14,62	3,68	0,50	13,51	2,77	0,50	18,42
6,343 x 0,1	4,36	0,64	14,89	3,68	0,50	13,67	2,76	0,49	18,08
11,052 x 0,1	4,35	0,64	14,96	3,67	0,49	13,47	2,76	0,49	18,06
	P-rem								
	— mg/L —		%	— mg/L —		%	— mg/L —		%
0,091 x 0,1	28,00	1,62	5,84	23,93	1,27	5,35	22,27	0,87	3,91
0,254 x 0,1	27,91	1,63	5,85	23,92	1,28	5,42	22,38	0,92	4,12
0,497 x 0,1	27,89	1,56	5,59	23,96	1,45	6,10	22,45	0,93	4,16
0,822 x 0,1	27,90	1,62	5,82	24,07	1,47	6,19	22,54	0,96	4,25
1,715 x 0,1	27,91	1,74	6,25	24,01	1,48	6,21	22,60	0,98	4,34
2,933 x 0,1	27,97	1,89	6,74	23,94	1,55	6,53	22,63	0,99	4,35
3,664 x 0,1	27,95	1,93	6,92	23,95	1,52	6,37	22,65	1,02	4,50
6,343 x 0,1	27,96	1,94	6,94	23,96	1,54	6,43	22,63	1,05	4,62
11,052 x 0,1	27,93	2,00	7,19	23,94	1,54	6,46	22,59	1,07	4,73
	pH								
0,091 x 0,1	6,31	0,14	2,27	5,03	0,17	3,35	5,61	0,07	1,20
0,254 x 0,1	6,34	0,15	2,38	5,02	0,20	3,98	5,62	0,06	1,05
0,497 x 0,1	6,36	0,16	2,47	5,02	0,24	4,77	5,62	0,07	1,19
0,822 x 0,1	6,37	0,16	2,50	5,02	0,25	4,91	5,62	0,08	1,35
1,715 x 0,1	6,38	0,16	2,52	5,00	0,28	5,59	5,62	0,07	1,29
2,933 x 0,1	6,38	0,17	2,70	4,99	0,28	5,67	5,62	0,07	1,27
3,664 x 0,1	6,39	0,18	2,80	4,99	0,28	5,62	5,62	0,07	1,24
6,343 x 0,1	6,39	0,18	2,88	5,00	0,28	5,66	5,61	0,07	1,33
11,052 x 0,1	6,38	0,21	3,24	4,99	0,30	6,00	5,62	0,07	1,30

^{1/} médias de cinco possíveis indivíduos (cinco hexágonos de amostragem) por situação de manejo-coleta.

^{2/} PD = Plantio direto; PCAA = Plantio convencional antes da aração; PCDA = Plantio convencional depois da aração.

Quadro 17 – Equações de regressão das médias^{1/} dos teores de P disponível e das médias^{1/} dos desvios-padrão destes teores, em função da área da unidade de amostra de solo, e área dimensionada para a unidade de amostra em forma de prisma hexagonal, para uma profundidade de 10 cm, em três situações de manejo-coleta

Situação ^{2/}	Equações de regressão	R ²	Área (m ²)
PD	$\hat{y} = 63,397 - 20,911^{(0,168)} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,386 \text{ m}^2$	0,971	0,386
	$\hat{y} = b_2 = 55,328 \quad \forall 0,386 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 36,939 - 31,923^{(0,150)} a + 29,600^{(0,203)} a^2 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,949 \text{ m}^2$	0,980	0,949
	$\hat{s} = b_2 = 33,299 \quad \forall 0,949 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
PCAA	$\hat{y} = 26,769 + 5,246^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,941 \text{ m}^2$	0,996	0,941
	$\hat{y} = b_2 = 31,704 \quad \forall 0,941 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 2,19 + 9,592^* a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 1,200 \text{ m}^2$		
PCDA	$\hat{s} = b_2 = 13,696 \quad \forall 1,200 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,984	1,200
	$\hat{y} = 35,376 + 0,211^{(0,155)} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 1,209 \text{ m}^2$		
	$\hat{y} = b_2 = 35,631 \quad \forall 1,209 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = \bar{s} = 2,506 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		0,091

^{1/} médias de cinco indivíduos solo (cinco hexágonos de amostragem) (\bar{y}_{ij} e \bar{s}_{ij}).^{2/} PD = plantio direto, PCAA = plantio convencional antes da aração e PCDA = plantio convencional depois da aração; (), * e **, significativo ao valor indicado entre parêntesis, a 5 e a 1 %, respetivamente.

A unidade de amostra de solo não deve contemplar apenas a fertilidade local média, mas, também, as variações representativas a curtas distâncias na composição do solo. Assim, pode-se assumir que a unidade de amostra de solo, para esta situação (P-PD), seja melhor representada por um volume de 0,949 m² x 0,1 m, pois, com esta dimensão, contempla as variações a curtas distâncias no solo, além de caracterizar a disponibilidade de P de forma tão, ou mais eficiente do que a dimensão de 0,386 m² x 0,1 m, uma vez que com aquela ultrapassa-se o início do platô para o teor médio de P (Quadro 17).

Para P no PCAA, a dimensão do indivíduo seria de 1,200 m² x 0,1 m com base no desvio-padrão, sendo que a dimensão para caracterizar a média foi muito próxima desta (Quadro 17). Nessa condição, como apenas os sulcos de plantio da última cultura estão presentes no momento de

coleta, o indivíduo solo deve contemplar a fertilidade média entre os pontos de maior (sulco) e menor concentração (entrelinha), bem como a variabilidade gerada pelo próprio sulco.

Para P no PCDA, a dimensão do indivíduo foi de 1,209 m² x 0,1 m, baseada no início do platô para a média (Quadro 17). A ausência de pontos de concentração do nutriente a curtas distâncias no solo, no momento de coleta das amostras simples, pode proporcionar a estabilização da média (platô) em dimensões maiores do que para o PD e para o PCAA.

Para os teores de K, não foi possível selecionar um modelo no PD (Quadro 18). A permanência de muitas linhas dos cultivos anteriores na área, além de lavagem do K a partir da parte área das plantas de milho, como sugerido por Klepker & Anghinoni (1995), pode explicar uma distribuição mais uniforme de K, não permitindo a ocorrência de um platô, em função do aumento da dimensão da unidade de amostra. Porém, para o PCAA e para o PCDA, o platô foi atingido com 0,540 e 1,283 m² x 0,1 m, respectivamente, considerando os desvios-padrão dos teores desta característica (Quadro 18). Para as médias, as dimensões das unidades de amostra foram de 1,856 e de 1,712 m² x 0,1 m no PCAA e no PCDA, respectivamente (Quadro 18). Como já explicado, deve ficar claro que a dimensão que melhor represente a variabilidade é mais importante, para a definição da dimensão “ideal” da unidade de amostra, do que a que represente o teor local médio de determinada característica.

Para o teor de Ca²⁺ e de Mg²⁺, ambos os nutrientes aplicados na forma de corretivo, uniformemente distribuído, a dimensão do indivíduo, em alguns casos, foi excessivamente grande ou a variabilidade apresentou aumento linear sem estabilização, não configurando uma variação a curtas distâncias no solo (0,05 a 2 m), especialmente no PD (Quadros 19 e 20). A maior semelhança entre a distribuição das duas características avaliadas (Ca²⁺ e Mg²⁺) se deu no PCDA, provavelmente por efeito da aração, o que proporcionou dimensões para as unidades de amostra de solo muito próximas (Quadros 19 e 20).

Quadro 18 – Equações de regressão das médias^{1/} dos teores de K disponível e das médias^{1/} dos desvios-padrão destes teores, em função da área da unidade de amostra de solo e área dimensionada para a unidade de amostra em forma de prisma hexagonal, para uma profundidade de 10 cm, em três situações de manejo-coleta

Situação ^{2/}	Equações de regressão	R ²	Área (m ²)
PD	$\hat{y} = \bar{y} = 286,667 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$ $\hat{s} = \bar{s} = 53,022 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,091	0,091
PCAA	$\hat{y} = 179,469 - 3,990^{(0,202)} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 1,856 \text{ m}^2$ $\hat{y} = b_2 = 172,063 \quad \forall 1,856 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$ $\hat{s} = 30,879 + 19,329^* a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,540 \text{ m}^2$ $\hat{s} = b_2 = 41,315 \quad \forall 0,540 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,940	1,856
PCDA	$\hat{y} = 158,120 - 7,661^{(0,378)} a + 4,878^{(0,288)} a^2 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 1,712 \text{ m}^2$ $\hat{y} = b_2 = 159,301 \quad \forall 1,712 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$ $\hat{s} = 20,279 + 6,940^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 1,283 \text{ m}^2$ $\hat{s} = b_2 = 29,181 \quad \forall 1,283 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,911	1,712
		0,954	1,283

^{1/} médias de cinco indivíduos solo (cinco hexágonos de amostragem) (\bar{y}_{ij} e \bar{s}_{ij}).^{2/} PD = plantio direto, PCAA = plantio convencional antes da aração e PCDA = plantio convencional depois da aração; (), * e **, significativo ao valor indicado entre parêntesis, a 5 e a 1 %, respetivamente.

Quadro 19 – Equações de regressão das médias^{1/} dos teores de Ca²⁺ e das médias^{1/} dos desvios-padrão destes teores, em função da área da unidade de amostra de solo e área dimensionada para a unidade de amostra em forma de prisma hexagonal, para uma profundidade de 10 cm, em três situações de manejo-coleta

Situação ^{2/}	Equações de regressão	R ²	Área (m ²)
PD	$\hat{y} = 6,565 + 0,018^* a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 4,421 \text{ m}^2$ $\hat{y} = b_2 = 6,646 \quad \forall 4,421 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$ $\hat{s} = 0,460 + 0,012^o a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,904	4,421
PCAA	$\hat{y} = 3,680 - 0,205^{(0,208)} a + 0,201^{(0,239)} a^2 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,862 \text{ m}^2$ $\hat{y} = b_2 = 3,652 \quad \forall 0,862 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$ $\hat{s} = 0,229 + 0,049^{(0,221)} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,738 \text{ m}^2$ $\hat{s} = b_2 = 0,265 \quad \forall 0,738 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,996	0,862
PCDA	$\hat{y} = 3,985 + 0,101^* a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,645 \text{ m}^2$ $\hat{y} = b_2 = 4,050 \quad \forall 0,645 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$ $\hat{s} = 0,265 - 0,098^{(0,232)} a + 0,102^{(0,236)} a^2 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,814 \text{ m}^2$ $\hat{s} = b_2 = 0,260 \quad \forall 0,814 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,955	0,645
		0,908	0,814

^{1/} médias de cinco indivíduos solo (cinco hexágonos de amostragem) (\bar{y}_{ij} e \bar{s}_{ij}).^{2/} PD = plantio direto, PCAA = plantio convencional antes da aração e PCDA = plantio convencional depois da aração; (), ° e *, significativo ao valor indicado entre parêntesis, a 10 e a 5 %, respetivamente.

Quadro 20 – Equações de regressão das médias^{1/} dos teores de Mg²⁺ e das médias^{1/} dos desvios-padrão destes teores, em função da área da unidade de amostra de solo e área dimensionada para a unidade de amostra em forma de prisma hexagonal, para uma profundidade de 10 cm, em três situações de manejo-coleta

Situação ^{2/}	Equações de regressão	R ²	Área (m ²)
PD	$\hat{y} = 1,567 + 0,088^{\circ} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,576 \text{ m}^2$	0,889	0,576
	$\hat{y} = b_2 = 1,614 \quad \forall 0,576 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 0,125 + 0,013^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 4,774 \text{ m}^2$	0,862	4,774
	$\hat{s} = b_2 = 0,188 \quad \forall 4,774 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
PCAA	$\hat{y} = \bar{y} = 0,583 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,949	10,50
	$\hat{s} = 0,069 + 0,001^{(0,359)} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 10,50 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = b_2 = 0,084 \quad \forall 10,50 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
PCDA	$\hat{y} = 0,769 + 0,025^{(0,232)} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,417 \text{ m}^2$	0,993	0,417
	$\hat{y} = b_2 = 0,779 \quad \forall 0,417 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 0,023 + 0,024^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,722 \text{ m}^2$	0,957	0,722
	$\hat{s} = b_2 = 0,041 \quad \forall 0,722 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		

^{1/} médias de cinco indivíduos solo (cinco hexágonos de amostragem) (\bar{y}_{ij} e \bar{s}_{ij}).^{2/} PD = plantio direto, PCAA = plantio convencional antes da aração e PCDA = plantio convencional depois da aração; ^(), ^o e ^{**}, significativo ao valor indicado entre parêntesis, a 10 e a 1 %, respetivamente.

As dimensões definidas, com base nos desvio-padrão de H + Al, foram pequenas, exceto no PD onde a variabilidade dos valores de H + Al apresentou aumento linear sem formação de platô (Quadro 21).

Com exceção de P-rem no PCAA, as dimensões dos indivíduos selecionadas para matéria orgânica e P-rem não se enquadram na definição de indivíduo solo apresentada no presente trabalho, pois a dimensão relativa à formação do platô, quando este existiu, não configurou uma variação a curtas distâncias no solo (0,05 a 2 m) (Quadros 22 e 23).

O indivíduo solo, dimensionado com base nos desvios-padrão dos valores de pH, foi praticamente o dobro no PCAA em relação PCDA (Quadro 24), uma vez que a aração recente à coleta de amostras pode ter induzido maior variabilidade dos valores de pH a curtas distâncias no solo no PCDA.

Quadro 21 – Equações de regressão das médias^{1/} dos valores de H + Al e das médias^{1/} dos desvios-padrão destes valores, em função da área da unidade de amostra de solo e área dimensionada para a unidade de amostra em forma de prisma hexagonal, para uma profundidade de 10 cm, em três situações de manejo-coleta

Situação ^{2/}	Equações de regressão	R ²	Área (m ²)
PD	$\hat{y} = 3,087 - 0,080^{(0,257)} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,918 \text{ m}^2$	0,831	0,918
	$\hat{y} = b_2 = 3,014 \quad \forall 0,918 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 0,392 + 0,014^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,982	11,052
PCAA	$\hat{y} = 6,405 + 0,308^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 1,012 \text{ m}^2$	0,925	1,012
	$\hat{y} = b_2 = 6,717 \quad \forall 1,012 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 0,387 + 0,473^* a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,634 \text{ m}^2$	0,917	0,634
$\hat{s} = b_2 = 0,687 \quad \forall 0,634 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$			
PCDA	$\hat{y} = 3,769 + 0,145^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 1,003 \text{ m}^2$	0,996	1,003
	$\hat{y} = b_2 = 3,914 \quad \forall 1,003 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 0,241 + 0,052^{(0,293)} a - 0,021^{(0,400)} a^2 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,722 \text{ m}^2$	0,983	0,615
	$\hat{s} = b_2 = 0,265 \quad \forall 0,722 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		

^{1/} médias de cinco indivíduos solo (cinco hexágonos de amostragem) (\bar{y}_{ij} e \bar{s}_{ij}).^{2/} PD = plantio direto, PCAA = plantio convencional antes da aração e PCDA = plantio convencional depois da aração; (), * e **, significativo ao valor indicado entre parêntesis, a 5 e a 1 %, respetivamente.

Quadro 22 – Equações de regressão das médias^{1/} dos teores de matéria orgânica e das médias^{1/} dos desvios-padrão destes teores, em função da área da unidade de amostra de solo e área dimensionada para a unidade de amostra em forma de prisma hexagonal, para uma profundidade de 10 cm, em três situações de manejo-coleta

Situação ^{2/}	Equações de regressão	R ²	Área (m ²)
PD	$\hat{y} = 4,321 - 0,090^{(0,146)} a + 0,029^{(0,141)} a^2 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 3,211 \text{ m}^2$	0,986	3,211
	$\hat{y} = b_2 = 4,334 \quad \forall 3,211 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 0,663 - 0,080^{\circ} a + 0,019^{\circ} a^2 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 3,814 \text{ m}^2$	0,990	3,814
$\hat{s} = b_2 = 0,635 \quad \forall 3,814 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$			
PCAA	$\hat{y} = \bar{y} = 3,687 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,091	0,091
	$\hat{s} = \bar{s} = 0,502 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
PCDA	$\hat{y} = \bar{y} = 2,773 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,837	4,956
	$\hat{s} = 0,538 - 0,009^{(0,227)} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 4,956 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = b_2 = 0,494 \quad \forall 4,956 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		

^{1/} médias de cinco indivíduos solo (cinco hexágonos de amostragem) (\bar{y}_{ij} e \bar{s}_{ij}).^{2/} PD = plantio direto, PCAA = plantio convencional antes da aração e PCDA = plantio convencional depois da aração; (), e °, significativo ao valor indicado entre parêntesis e a 10 %, respetivamente.

Quadro 23 – Equações de regressão das médias^{1/} das concentrações de P-rem e das médias^{1/} dos desvios-padrão destas concentrações, em função da área da unidade de amostra de solo e área dimensionada para a unidade de amostra em forma de prisma hexagonal, para uma profundidade de 10 cm, em três situações de manejo-coleta

Situação ^{2/}	Equações de regressão	R ²	Área (m ²)
PD	$\hat{y} = \bar{y} = 27,936 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,955	4,009
	$\hat{s} = 1,571 + 0,100^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 4,009 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = b_2 = 1,971 \quad \forall 4,009 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
PCAA	$\hat{y} = \bar{y} = 23,964 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,916	0,920
	$\hat{s} = 1,238 + 0,312^* a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,920 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = b_2 = 1,525 \quad \forall 0,920 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
PCDA	$\hat{y} = 22,260 + 0,361^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,996 \text{ m}^2$	0,971	0,996
	$\hat{y} = b_2 = 22,620 \quad \forall 0,996 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 0,910 + 0,031^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,722 \text{ m}^2$	0,902	4,878
	$\hat{s} = b_2 = 1,062 \quad \forall 0,722 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		

^{1/} médias de cinco indivíduos solo (cinco hexágonos de amostragem) (\bar{y}_{ij} e \bar{s}_{ij}).^{2/} PD = plantio direto, PCAA = plantio convencional antes da aração e PCDA = plantio convencional depois da aração; * e **, significativo a 5 e a 1 %, respectivamente.

Quadro 24 – Equações de regressão das médias^{1/} dos valores de pH e das médias^{1/} dos desvios-padrão destes valores, em função da área da unidade de amostra de solo e área dimensionada para a unidade de amostra em forma de prisma hexagonal, para uma profundidade de 10 cm, em três situações de manejo-coleta

Situação ^{2/}	Equações de regressão	R ²	Área (m ²)
PD	$\hat{y} = 6,309 + 0,083^* a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,919 \text{ m}^2$	0,964	0,919
	$\hat{y} = b_2 = 6,385 \quad \forall 0,919 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 0,5380 - 0,009^{**} a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,952	11,052
PCAA	$\hat{y} = \bar{y} = 5,007 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$	0,952	1,080
	$\hat{s} = 0,166 + 0,110^* a \quad \forall 0,091 \leq a \leq 1,080 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = b_2 = 0,285 \quad \forall 1,080 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
PCDA	$\hat{y} = 5,596 + 0,148^* a - 0,218^{\circ} a^2 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 0,191 \text{ m}^2$	0,959	0,191
	$\hat{y} = b_2 = 5,617 \quad \forall 0,191 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		
	$\hat{s} = 0,077 - 0,121^{(0,296)} a + 0,203^{(0,283)} a^2 \quad \forall 0,091 \leq a \leq 4,956 \text{ m}^2$	0,971	0,553
	$\hat{s} = b_2 = 0,072 \quad \forall 4,956 \leq a \leq 11,052 \text{ m}^2$		

^{1/} médias de cinco indivíduos solo (cinco hexágonos de amostragem) (\bar{y}_{ij} e \bar{s}_{ij}).^{2/} PD = plantio direto, PCAA = plantio convencional antes da aração e PCDA = plantio convencional depois da aração; (), °, *, **, significativo ao valor indicado entre parêntesis, a 10, a 5 e a 1 %, respectivamente.

Apesar da grande variação na dimensão das unidades de amostra, conforme a característica da fertilidade do solo avaliada e com o tipo de situação de manejo-coleta, pode-se desconsiderar as dimensões das unidades de amostra que não configuraram uma variação a curtas distâncias no solo (semi-diagonal $> 106,25$ cm; $> 2,933$ m² x 0,1 m), e aquelas estimadas para as médias das características avaliadas. Dessa forma, a dimensão do indivíduo solo pode ser resumida à apresentada pelos desvios-padrão de P no PCAA e de K no PCDA (Quadros 17 e 18). Estas foram as maiores dimensões encontradas, considerando o conceito de indivíduo solo apresentado, e pode-se assumir que uma unidade de amostra com a dimensão de aproximadamente 1,283 m² x 0,1 m possa incluir as variações a curtas distâncias no solo e estimar adequadamente a fertilidade local média para todas as situações de manejo-coleta estudadas (PD, PCAA e PCDA). Porém, para que haja concordância com os modelos criados para os indivíduos solo (Figura 4), a dimensão da unidade de amostra deve apresentar exatamente 1,228 m² x 0,1 m.

Foi calculado o número de amostras simples necessário para a caracterização da unidade de amostra de solo com esta dimensão, utilizando-se os resultados obtidos no início dos platôs das equações selecionadas para P disponível no PD e no PCAA, uma vez que esta característica apresentou maior variabilidade dentre todas as estudadas. Para fins de comparação, foi também calculado o número de amostras simples necessário para representar o talhão homogêneo onde se realizou a amostragem no PD e no PCAA, utilizando-se a variabilidade de P disponível estimada pelo conjunto de 275 amostras simples coletadas em cada situação.

O número de amostras simples necessário para representar o indivíduo solo foi elevado e muito semelhante ao número necessário para formar uma amostra composta representativa do talhão homogêneo onde se realizou a amostragem, nas duas situações de manejo-coleta (PD e PCAA) (Quadro 25). A partir deste resultado, pode-se inferir que a estimativa da variabilidade interna do indivíduo, com dimensão de 1,228 m² x 0,1 m, pode apresentar magnitude semelhante à variabilidade estimada para toda a população.

Quadro 25 – Número de amostras simples necessário para a caracterização das unidades de amostra de solo com dimensão de 1,228 m² x 0,1 m, utilizando-se os resultados apresentados pelos platôs das equações selecionadas para P disponível e número de amostras simples necessário para a representação da área de amostragem (talhão homogêneo), em duas situações de manejo-coleta, para f = 10 e 20 %

Tolerância	Situação ^{1/}			
	PD		PCAA	
	Indivíduo	Talhão	Indivíduo	Talhão
	n ^{2/}			
f = 10 %	154	198	80	82
f = 20 %	39	49	20	20

^{1/} PD = plantio direto; PCAA = plantio convencional antes da aração. ^{2/} $n = ((t_{\alpha/2} CV)/f)^2$, $\alpha = 0,05$ e $(n_i - 1)$, sendo: $n_i - 1 = 24$ para o indivíduo (25 amostras simples coletadas na dimensão mais próxima da selecionada) e ∞ para o talhão (275 amostras simples por situação de manejo-coleta).

Para Jackson (1976), a variabilidade a curtas distâncias no solo não dificulta o crescimento e o desenvolvimento das plantas, uma vez que a extensão do sistema radicular é suficiente para explorar áreas com diferentes teores de nutrientes, justificando a avaliação da fertilidade média do solo. Portanto, na prática, a obtenção de uma amostra composta por indivíduo solo, para a avaliação da fertilidade local média do solo, pode ser questionável, devido aos custos, pois, com praticamente o mesmo número de amostras simples (Quadro 25), pode-se formar uma amostra composta que caracterize, adequadamente, a fertilidade média de todo o talhão homogêneo (unidade de amostragem).

A agricultura de precisão comercial, no entanto, operando em áreas de 10 ou 1.000 ha, tem utilizado grids de amostragem com distâncias entre amostras simples de 100 m ou mais, com pequena evidência científica de adequabilidade (Sadler et al., 1998). Além disso, devido aos custos, são coletadas apenas algumas amostras simples (seis a oito, geralmente com

pequeno volume), sendo analisadas individualmente (Anderson-Cook et al., 1999). Desta forma, pode-se inferir que os mapas de fertilidade gerados podem não contemplar a real variabilidade da fertilidade do solo, pois cada ponto de amostragem irá representar as concentrações localizadas de nutrientes, e estas podem ser extremamente variáveis em distâncias menores que 1 m, como demonstrado pelos resultados apresentados neste estudo.

Para contemplar as variações a curtas distâncias no solo, uma vez que na agricultura de precisão não se procura a fertilidade média, os grids de amostragem deveriam ser menores, tornando-se, porém, antieconômicos (se a distância entre pontos fosse de 1 m, seriam analisadas individualmente 10.000 amostras em 1 ha) (Raun et al., 1998).

A questão econômica, entretanto, não é o único problema neste caso. A redução no espaçamento dos grids de amostragem pode gerar padrões cíclicos (tendências) de diferentes magnitudes, que muitas vezes afetam marcadamente a forma do semivariograma (modelo simples para o semivariograma pode não ser adequado), além de aumentar a ocorrência de “outliers”, especialmente no plantio direto (Mallarino, 1996). Para Mulla & McBratney (2000), a ocorrência de poucos “outliers” pode afetar significativamente a forma do semivariograma, diminuindo o alcance mesmo na presença de elevada dependência espacial.

As variações a curtas distâncias podem ser atenuadas com o uso do “bulking” (retirada de muitas amostras simples de pequeno volume e obtenção de médias locais, ou formação de amostras compostas a partir destas “amostras simples”) (Webster & Burgess, 1984; Burrough, 1991; Mulla & McBratney, 2000). O indivíduo solo (unidade de amostra), caracterizado no presente estudo, pode ser utilizado como “bulking”, apresentando a vantagem de ter sido dimensionado para representar a fertilidade efetivamente explorada por uma planta ou por um grupo de plantas (fertilidade local média), além de apresentar dimensões laterais estritamente necessárias para incluir variações representativas a curtas distâncias na composição do solo (meso e microvariações).

Além disso, os esquemas de amostragem precisam ser flexíveis para caracterizar, acuradamente, a dependência espacial de várias características do solo e, provavelmente, o mais flexível esquema de amostragem seja a coleta de amostras compostas em áreas de 1 m², distribuídas ao longo do campo de cultivo (Cahn et al., 1994).

Partindo desse pressuposto, foram calculados os coeficientes de variação (CV) entre os valores das características determinadas nas amostras simples centrais de cada hexágono de amostragem (cinco hexágonos), e das médias locais obtidas com as unidades de amostra de solo, preferindo-se, para tanto, um indivíduo utilizado na amostragem do solo no estudo (0,822 m² x 0,1 m), porém, com a dimensão mais próxima possível da unidade de amostra selecionada (1,228 m² x 0,1 m) (Quadro 26).

Quadro 26 – Coeficientes de variação de características químicas da fertilidade determinadas nas amostras simples centrais (a.s.) de cada um dos cinco hexágonos de amostragem, e de médias locais^{1/} obtidas nas unidades de amostra (u.a.) de (0,822 m² x 0,1 m), em três situações de manejo-coleta

Característica	PD ^{2/}		PCAA		PCDA	
	a.s.	u.a.	a.s.	u.a.	a.s.	u.a.
	%					
P	64,19	36,33	26,17	23,36	10,32	7,96
K	26,91	9,09	12,53	7,83	30,60	10,29
Ca ²⁺	16,75	15,11	7,78	4,08	11,70	6,13
Mg ²⁺	6,86	8,73	16,56	12,96	11,25	9,24
H + Al	27,70	30,43	8,50	7,89	11,57	9,11
MO	18,30	9,97	16,34	7,95	34,68	11,05
P-rem	7,50	3,15	15,52	11,08	9,25	6,75
pH	6,05	6,15	3,49	2,99	1,92	1,25

^{1/} média de cada hexágono de amostragem. ^{2/} PD = Plantio direto; PCAA = Plantio convencional antes da aração; PCDA = Plantio convencional depois da aração.

A maioria das características avaliadas apresentou redução na variabilidade, quando se utilizaram as médias locais das unidades de amostra de solo, em relação aos valores determinados nas amostras simples centrais de cada hexágono de amostragem, sendo este fato mais marcante para P disponível e P-rem no PD, para K no PD e no PCDA e para matéria orgânica nas três situações de manejo-coleta (Quadro 26). A redução na variabilidade significa uma menor influência das variações a curtas distâncias, o que pode atenuar a ocorrência de padrões cíclicos e de “outliers”, melhorando a forma do semivariograma e aumentando o alcance. Além disso, a confiabilidade dos mapas da fertilidade será aumentada, pois está sendo considerada a fertilidade efetivamente explorada por uma planta ou por um grupo de plantas (fertilidade local média). Estes benefícios podem ser conseguidos sem aumentar o número de amostras a serem analisadas, bastando para isso, analisar a amostra composta representativa do indivíduo solo (unidade de amostra).

Dessa forma, o único problema seria o elevado número de amostras simples necessário para representar a unidade de amostra de solo selecionada ($1,228 \text{ m}^2 \times 0,1 \text{ m}$), especialmente para P no PD (Quadro 25), o que pode aumentar o trabalho e, ou, o custo, necessários para se realizar a amostragem do solo. Porém, como o indivíduo de ($0,822 \text{ m}^2 \times 0,1 \text{ m}$) era composto, originalmente, por 25 amostras simples e gerou uma redução na variabilidade de P e K no PD de 43 e 66 %, respectivamente, e de 38 e 66 % para K no PCAA e no PCDA, respectivamente, em relação as amostras simples coletadas no centro dos hexágonos (Quadro 26), pode-se sugerir que este número de amostras simples (25) substitua o número inicialmente calculado (39) (Quadro 25), para tanto, devendo-se aceitar um desvio em torno da média de 24,8 e 17,8 % para P no PD e no PCAA, respectivamente.

Portanto, a unidade de amostra de solo que poderia satisfazer o maior número de situações com aplicabilidade prática para a agricultura de precisão, seria caracterizada por 25 amostras simples coletadas num

hexágono de 68,75 cm de lado com área de 1,228 m², distribuídas aleatoriamente ou de forma sistemática, como a utilizada no presente estudo (quatro amostras simples coletadas em seis direções diferentes, distribuídas em distâncias de 68,75 cm, mais uma amostra simples central).

5. CONCLUSÕES

- ✓ A estimativa da variabilidade da maioria das características químicas da fertilidade do solo avaliadas foi, de maneira geral, muito semelhante entre o plantio direto e o plantio convencional antes da aração, sendo maior em ambos do que no plantio convencional depois da aração.
- ✓ O aumento do volume das amostras simples, para uma mesma profundidade de coleta, reduziu a estimativa da variabilidade das características químicas da fertilidade avaliadas até valores que praticamente se estabilizaram, permitindo a recomendação de um trado com o diâmetro de 5,4 cm, a ser utilizado para a coleta de 20 amostras simples no plantio direto ($f = 20\%$), 15 no plantio convencional antes da aração ($f = 20\%$) e dez no plantio convencional depois da aração ($f = 10\%$).
- ✓ Para a caracterização do indivíduo solo (unidade de amostra), deve-se coletar 25 amostras simples, necessárias à formação de uma amostra composta representativa, num hexágono de 68,75 cm de lado com área de $1,228\text{ m}^2$.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVAREZ V., V.H. & ALVAREZ, G.A.M. Apresentação de equações de regressão e suas interpretações. B. Inf., Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 28:28-32, 2003.
- ALVAREZ V., V.H.; NOVAIS, R.F.; DIAS, L.E. & OLIVEIRA, J.A. Determinação e uso do fósforo remanescente, B. Inf., Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 52:27-32, 2000.
- ALVAREZ V., V.H. & CARRARO, I.M. Variabilidade do solo numa unidade de amostragem em solos de Cascavel e de Ponta Grossa, Paraná. R. Ceres, 23:503-510, 1976.
- ALVAREZ V., V.H. & GUARÇONI M., A. Variabilidade horizontal da fertilidade do solo de uma unidade de amostragem em sistema plantio direto. R. Bras. Ci. Solo, 27:297-310, 2003.
- ANDERSON-COOK, C.M.; ALLEY, M.M.; NOBLE, R. & KHOSLA, R. Phosphorus and potassium fertilizer recommendation variability for two mid-atlantic coastal plain fields. Soil Sci. Soc. Am. J. 63: 1740-1747, 1999.
- ANGHINONI, I. & SALET, R. L. Amostragem do solo e as recomendações de adubação e calagem no sistema plantio direto. In: NUERNBERG, N.J. ed. Conceitos e fundamentos do sistema plantio direto. Lages, SBCS-NRS, 1998. p.27-52.

- ANGHINONI, I. Amostragem do solo no sistema plantio direto. In: SIMPÓSIO SOBRE FERTILIDADE DO SOLO EM PLANTIO DIRETO, Dourados, 1997. Anais. Dourados, Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 1998. p.88-94.
- ANGHINONI, I. & SALET, R. L. Necessidades e metodologias de pesquisa para calibração de métodos de análise de solo e para determinação da necessidade de calagem no sistema plantio direto. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL DO PLANTIO DIRETO, 1., Passo Fundo, 1995. Resumos. Passo Fundo, Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 1995. p.107-110.
- BARBIERI, D.M.; SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; CORÁ, J.E. PEREIRA, G.T. & BENTO, M.J.C. Variabilidade espacial de fósforo, potássio e soma de bases em um Latossolo Vermelho eutrófico sob cultivo de cana-de-açúcar na região de Jaboticabal (SP). FERTBIO, Rio de Janeiro, 2002. CD-ROOM.
- BARRETO, A.C.; NOVAIS, R.F. & BRAGA, J.M. Determinação estatística do número de amostras simples de solo por área para avaliação da sua fertilidade. R. Ceres, 21:142-147, 1974.
- BAYER, C. & MIELNICZUK, J. Características químicas do solo afetadas por métodos de preparo e sistemas de cultura. R. Bras. Ci. Solo, 21:105-112, 1997.
- BURROUGH, P.A. sampling designs for quantifying map unit composition. In: MUSBACH, M.J. & WILDING, L.P. eds. Spatial variabilities of soil and landforms. Soil Sci. Soc. Am., 1991. p.89-125. (SSSA Special Publication, 28).
- CAHN, M.D.; HUMMEL, J.W. & BROUER, B.H. Spatial analysis of soil fertility for site-specific crop management. Soil Sci. Soc. Am. J., 58:1240-1248, 1994.
- CENTURION, J.F.; DEMATTÊ, J.L.I. & FERNANDES, F.M. Efeitos de sistemas de preparo nas propriedades químicas de um solo sob Cerrado cultivado com soja. R. Bras. Ci. Solo, 9:267-270, 1985.
- COCHRAN, W.G. Técnicas de amostragem. Fundo de Cultura (trad.), Rio de Janeiro, 1965. 555p.
- DE MARIA, I.C. & CASTRO, O.M. Fósforo, potássio e matéria orgânica em um Latossolo Roxo, sob sistemas de manejo com milho e soja. R. Bras. Ci. Solo, 17:471-477, 1993.

- DEFELIPO, B.V. & RIBEIRO, A.C. Análise química do solo (metodologia). Viçosa:UFV, 1996. 17p. (Boletim de Extensão, 29).
- ELTZ, F.L.F.; PEIXOTO, R.T.G. & JASTER, F. Efeitos de sistemas de preparo do solo nas propriedades físicas e químicas de um Latossolo Bruno álico. R. Bras. Ci. Solo, 13:259-267, 1989.
- FRANÇA, G.E.; OLIVEIRA, A.C.; MANTOVANI, E.C.; ANDRADE, C.L.T. & MARRIEL, I.E. Análise preliminar de mapas de variabilidade espacial da fertilidade de solo. In: BORÉM, A., et al. eds. Agricultura de Precisão. Universidade Federal de Viçosa, Viçosa – MG, 2000. p.339-356.
- JACKSON, M.L. Analisis quimico de suelos. Barcelona, Omega, 1976. 662p.
- JAMES, D.W. & HURST, R.L. Soil sampling technique for band-fertilized, no-till fields with Monte Carlo Simulations. Soil Sci. Soc. Am. J., 59:1768-1772, 1995.
- JAMES, D.W. & WELLS, K.L. Soil sample collection and handling: technique based on source and degree of field variability. In: WESTERMAN, R.L. ed. Soil testing and plant analysis. Soil Sci. Soc. Am., 1990. p.25-44. (SSSA Book Series, 3).
- KITCHEN, N.R.; HAVLIN, J.L. & WESTFALL, D.G. Soil sampling under no-till banded phosphorus. Soil Sci. Soc. Am. J., 54:1661-1665, 1990.
- KLEPKER, D. & ANGHINONI, I. Características físicas e químicas do solo afetadas por métodos de preparo e modos de adubação. R. Bras. Ci. Solo, 19:395-401, 1995.
- MALLARINO, A.P. Spatial variability patterns of phosphorus and potassium in no-tilled for two sampling scales. Soil Sci. Soc. Am. J., 60:1473-1481, 1996.
- McBRATNEY, A.B. & WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? Soil Sci., 135:177-183, 1983.
- MERTEN, G.H. & MIELNICZUK, J. Distribuição do sistema radicular e dos nutrientes em latossolo roxo sob dois sistemas de preparo de solo. R. Bras. Ci. Solo, 15:369-374, 1992.

- MOREIRA, J.F.; BARROS, N.F.; NOVAIS, R.F.; NEVES, J.C.L. & LEAL, P.G.L. Efeito do tempo de contato do fósforo com o solo sobre sua disponibilidade para mudas de Eucalipto. *R. Bras. Ci. Solo*, 15:303-308, 1991.
- MULLA, D.J. & McBRATNEY, A.B. Soil spatial variability. In: SUMNER, M.E. ed. *Handbook of Soil Science*. New York, CRC Press, 2000. p.321-352.
- MUZILLI, O. Influência do sistema de plantio direto, comparado ao convencional, sobre a fertilidade da camada arável do solo. *R. Bras. Ci. Solo*, 7:95-102, 1983.
- NOVAIS, R.F.; SMYTH, T.J. Fósforo em solo e planta em condições tropicais. Viçosa, UFV, DPS, 1999. 399 p.
- OLIVEIRA, F.H.T.; NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H.; CANTARUTTI, R.B. & BARROS, N.F. Fertilidade do solo no sistema plantio direto. *Tópicos Ci. Solo*, 2:393-486, 2002.
- PAZ-GONZÁLEZ, A.; VIEIRA, S.R. & TABOADA CASTRO, M^a.T. The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of an umbric horizon. *Geoderma*, 97:273-292, 2000.
- POCAY, U.G. Relações entre pedoforma e variabilidade espacial de atributos de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar. Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2000. 178p. (Tese de Mestrado).
- QUEIROZ, D.M.; DIAS, G.P. & MANTOVANI, E.C. Agricultura de Precisão na produção de grãos. In: BORÉM, A., et al. eds. *Agricultura de Precisão*. Universidade Federal de Viçosa, Viçosa – MG, 2000. p.01-42.
- RAUN, W.R.; SOLIE, J.B.; JOHNSON, G.V.; STONE, M.L.; WHITNEY, R.W.; LEES, H.L.; SEMBIRING, H. & PHILLIPS, S.B. Microvariability in soil test, plant nutrient, and yield parameters in bermudagrass. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 62: 683-690, 1998.
- SADLER, J.E.; BUSSCHER, W.J.; BAVER, P.J. & KARLEN, D.L. Spatial scale requirements for precision farming: A case study in the South Eastern USA. *Agron. J.* 90:191-197, 1998.

- SALET, R.L.; KRAY, C.H.; FORNARI, T.G.; CONTE, E.; KOCHHANN, R. A. & ANGHINONI, I. Variabilidade horizontal e amostragem de solo no sistema plantio direto. In: REUNIÃO SUL-BRASILEIRA DE CIÊNCIA DO SOLO, 1, Lages, 1996. Resumos Expandidos. Lages, SBCS-NRS, 1996. p.74-76.
- SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R. & SPAROVEK, G. Distribuição espacial da produção de matéria seca de *Crotalaria juncea* L. com atributos de solos em área erodida. XXVI CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, Rio de Janeiro, 1997. CD-ROOM.
- SANTOS, H.L. & VASCONCELOS, C.A. Determinação do número de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. R. Bras. Ci. Solo, 11:97-100, 1987.
- SANTOS, H.P.; TOMM, G.O. & LHAMBY, J.C.B. Plantio direto *versus* convencional: efeito na fertilidade do solo e no rendimento de grãos de culturas em rotação com cevada. R. Bras. Ci. Solo, 19:449-454, 1995.
- SARAIVA, A.M.; CUGNASCA, C.E. & HIRAKAWA, A.R. Aplicação de taxa variável de fertilizantes e sementes. In: BORÉM, A., et al. eds. Agricultura de Precisão. Universidade Federal de Viçosa, Viçosa – MG, 2000. p.109-146.
- SARAIVA, O.F.; ALVAREZ V., V.H. & COSTA, L.M. Variabilidade de algumas características físicas e químicas de um Podzólico Vermelho-Amarelo Câmbico distrófico. R. Ceres, 39:529-541, 1992.
- SCHLINDWEIN, J.A. & ANGHINONI, I. Tamanho da subamostra e representatividade da fertilidade do solo no sistema plantio direto. Ciência Rural, 32:963-968, 2002.
- SCHLINDWEIN, J. A. & ANGHINONI, I. Variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo no sistema plantio direto. R. Bras. Ci. Solo, 24:85-91, 2000.
- SIDIRAS, N. & PAVAN, M.A. Influência do sistema de manejo do solo no seu nível de fertilidade. R. Bras. Ci. Solo, 9:249-254, 1985.
- SILVA, A.C. & MACHADO, J.F.V. Influência de diferentes ferramentas de coleta de amostras de terra, em área de pastagem, nos resultados de análises químicas de rotina. XXVI CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, Rio de Janeiro, 1997. CD-ROOM.

- SILVEIRA, P.M. & STONE, L.F. Profundidade de amostragem do solo sob plantio direto para avaliação de características químicas. R. Bras. Ci. Solo, 26:157-162, 2002.
- SOIL SURVEY STAFF Soil taxonomy – A basic system of soil classification for making and interpreting soil surveys. Soil Conservation Service, U.S. Department of Agriculture. (Agriculture Handbook N° 436), 1975. 754p.
- SOLIE, J.B.; RAUN, W.R. & STONE, M.L. Submeter spatial variability of selected soil and bermudagrass production variables. Soil. Sci. Soc. Am. J., 63:1724-1733, 1999.
- SOUZA, Z.M. & ALVES, M.C. Propriedades químicas de um Latossolo Vermelho distrófico de Cerrado sob diferentes usos e manejos. R. Bras. Ci. Solo, 27:133-139, 2003.
- SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. & BENTO, M.J.C. Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg, e V % em um Latossolo Vermelho eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar na região de Jaboticabal (SP). FERTBIO, Rio de Janeiro, 2002. CD-ROOM.
- UPCHURCH, D.R. & EDMONDS, W.J. Statistical procedures for specific objectives. In: MUSBACH, M.J. & WILDING, L.P. eds. Spatial variabilities of soil and landforms. Soil Sci. Soc. Am., 1991. p.49-71. (SSSA Special Publication, 28).
- VAN DEN HENDE, A. & COTTENIE, A. L'estimation de la fertilité du sol par les méthodes chimiques nouvelles. In: Comp. Rend. Des Recherches.; Travaux du Centre de Chemie Physique Agricole. Bruxelles. IRSIA. n.º 25. p. 27-174. 1960.
- VASCONCELLOS, C.A.; SANTOS, H.L.; BAHIA FILHO, A.F.C.; OLIVEIRA, A.C. & PACHECO, E.B. Amostragem de solo em área com adubação fosfatada aplicada a lanço e no sulco de plantio. R. Bras. Ci. Solo, 6:221-225, 1982.
- VIEIRA, S.R. Geoestatística aplicada a agricultura de precisão. In: BORÉM, A., et al. eds. Agricultura de Precisão. Universidade Federal de Viçosa, Viçosa – MG, 2000a. p.93-108.
- VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H. & SCHAEFER, C.E. eds. Tópicos Ci. Solo, 1:1-54, 2000b.

WEBSTER, R. & BURGESS, T.M. Sampling and bulking strategies for estimating soil properties in small regions. *J. Soil Sci.*, 35:127-140, 1984.

YANG, J.J.; MOSBY, D.E.; CASTEEL, S.W. & BLANCHAR, R.W. Microscale pH variability for assessing efficacy of phosphoric acid treatment in lead-contaminated soil. *Soil Sci.*, 166:374-381, 2001.

ZEBARTH, B.J.; YOUNIT, M.F.; PAUL, J.W.; HALL, J.W. & TELFORD, G.A. Fertilizer banding influence on spatial and temporal distribution of soil inorganic nitrogen in a corn field. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 63:1924-1933, 1999.