

UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
ESCOLA DE AGRONOMIA E ENGENHARIA DE ALIMENTOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA

**FATORES DE VARIAÇÃO NA CARACTERIZAÇÃO DA
FERTILIDADE DO SOLO VISANDO ADUBAÇÃO: ESTUDO DE
CASO NA REGIÃO SUL DE GOIÁS**

ALEXANDRE PUGLISI BARBOSA FRANCO

Orientadora:

Profa. Vladia Correchel

Goiânia, GO - Brasil

2008

ALEXANDRE PUGLISI BARBOSA FRANCO

**FATORES DE VARIAÇÃO NA CARACTERIZAÇÃO DA
FERTILIDADE DO SOLO VISANDO ADUBAÇÃO: ESTUDO
DE CASO NA REGIÃO SUL DE GOIÁS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Agronomia, da Universidade Federal de Goiás, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Agronomia, área de concentração: Solo e Água.

Orientadora:

Profa. Dra. Vladia Correchel

Goiânia, GO - Brasil

2008

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação na (CIP)
GPT/BC/UFG**

Franco, Alexandre Puglisi Barbosa.
F213f **Fatores de variação na caracterização da fertilidade do solo visando adubação: Estudo de caso em Goiás [manuscrito] / Alexandre Puglisi Barbosa Franco. – 2008.**
 xii, 82 f.: il., figs, tabs.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Vladia Correchel.
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Goiás, Escola de Agronomia Engenharia de Alimentos e Florestal, 2008.
Bibliografia.
Inclui lista de figuras, abreviaturas, siglas e tabelas.
Apêndices.

1. Agricultura de precisão 2. Geoestatística 3. Laboratório de solos 4. Fertilidade do solo 5. Instrumentos de coleta de terra I. Título.

CDU:631.53.04

ALEXANDRE PUGLISI BARBOSA FRANCO

**FATORES DE VARIAÇÃO NA CARACTERIZAÇÃO DA
FERTILIDADE DO SOLO VISANDO ADUBAÇÃO: ESTUDO DE
CASO NA REGIÃO SUL DE GOIÁS**

Dissertação DEFENDIDA E APROVADA em 28 de julho de 2008, pela Banca
Examinadora constituída pelos membros:

Dr. Virlei Álvaro de Oliveira
IBGE- GO

Prof. Dr. Gerd Sparovek
ESALQ- USP

Profa Dra. Vladia Correchel
Orientadora- UFG

Goiânia, Goiás

2008

RESUMO

FRANCO, A. P. B. **Fatores de variação na caracterização da fertilidade do solo visando adubação: Estudo de caso na região sul de Goiás.** 2008. 89 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia: Solo e Água) – Escola de Agronomia e Engenharia de Alimentos, Universidade Federal de Goiás, 2008.¹

As próximas décadas serão marcadas pelo aumento da demanda de alimentos e do consumo de fertilizantes químicos principalmente nos latossolos de baixa fertilidade do cerrado brasileiro. A agricultura de precisão é um conjunto de práticas que envolvem desde a coleta de terra para análises laboratoriais até decisões de aplicação de insumos a taxas variáveis por máquinas computadorizadas e automatizadas. No processo todo, a caracterização da fertilidade do solo é fundamental para a recomendação de adubação, e a análise de terra é a ferramenta mais utilizada para geração das informações básicas. O trabalho avaliou as principais fontes de variação nos processos de coleta de terra, de análise laboratorial e de geração de mapas de fertilidade através de *krigagem*. O trabalho considerou a diferença de dois métodos de coleta na distribuição vertical dos nutrientes nas camadas de 0 cm a 10 cm e 10 cm a 20 cm, testou o efeito do número de amostras simples necessárias para compor uma amostra composta, avaliou o efeito do uso de diferentes instrumentos de coleta no resultado das análises de terra e mostrou a variação encontrada ao enviar a mesma amostra para seis laboratórios de análise de terra diferentes. O experimento de campo foi instalado na Fazenda São José da Barra, localizada no município de Joviânia, GO, à 17° 46'54"S, 49° 28' 20"W a uma altitude de 575 m e em dois solos diferentes, um latossolo vermelho ácrico textura muito argilosa (LVw) e um latossolo vermelho amarelo ácrico textura argilosa (LVAw). A gleba tem 494,97 metros de comprimento e 777,81 m de largura de área útil 38,5 ha, foi subdividida em 77 células quadradas de 70,71 m de lado, formando a grade amostral (*grid*). No centro de cada célula foram abertas trincheiras de 50 cm de profundidade, com auxílio do enxadão, nas quais a terra foi coletada em duas profundidades, 0 cm a 20 cm e 20 cm a 40 cm, em todos os 77 pontos do *grid*. Essa metodologia de coleta utilizada foi considerada o método padrão do ensaio, trincheira padrão (TPA). Em oito pontos sorteados no *grid*, foram coletadas duas amostras nas camadas de 0 cm a 10 cm e 10 cm a 20 cm, além da padrão para testar a capacidade de detecção do método de coleta na concentração de nutrientes na superfície. Em outros oito pontos sorteados foram abertas mais oito trincheiras, em um raio de dez metros da trincheira padrão, nas quais as amostras foram coletadas no mesmo método da TPA e foram misturadas para formar uma amostra composta que foi comparada com a amostra simples da TPA. Em mais dez outros pontos sorteados no *grid* foram testados os instrumentos de coleta, cada um com sua metodologia. Foram testados os seguintes instrumentos de coleta: Trado holandês grande (TGR); Trado holandês pequeno (TPE); Trado rosca (TRO); Trado sonda (TSO); Trincheira padrão (TPA). Em mais três pontos sorteados foram coletadas quantidades maiores de terra da mesma amostra da TPA para envio da mesma para cinco laboratórios diferentes. Além disso foi comparada a variação temporal de dois laboratórios de rotina de fevereiro de 2005 a junho de 2008. Os resultados das análises das TPA foram analisados por programas geoestatísticos e para a geração dos mapas de fertilidade e cálculo dos valores do efeito pepita, patamar e alcance das amostras e consequentemente a dependência espacial

¹ Orientadora: Profa. Dra. Vladia Correchel. EA-UFG;

dos dados. A área foi plantada com soja Glyvine max (L.), no dia 24/11/2006 e a colheita foi realizada em 21/03/2007 nos mesmos pontos das TPA, nos quais foram tomadas as amostras das plantas de soja para a determinação da produtividade da área. A produtividade apresentou efeito regional pronunciado, acompanhando índices integradores das variações como a matéria orgânica, a argila e componentes pedológicos, e esses componentes parecem ser importantes na definição do rendimento das culturas e provavelmente sejam os principais fatores espacialmente relacionados à produtividade. Os elementos de maneira isolada não apresentaram estrutura de variação semelhante a da produtividade, com variação em distâncias mais curtas que não incidem sobre a produtividade revelando a necessidade de um tratamento espacial individualizado dos elementos analisados, com estratégias de amostragem e interpolação dos resultados conforme o elemento de interesse. Visando amostragem de solo com conceitos de agricultura de precisão para geração de mapas de aplicações em taxas variáveis, a elaboração de grade georreferenciada nas dimensões do ensaio deve ser feita respeitando-se a tendência global observada ligada ao tipo de solo, matéria orgânica e argila, caso contrário a média de todos os resultados, seria mais indicado para evitar os gastos elevados com análises laboratoriais. A concentração de nutrientes disponíveis na camada 0 cm a 10 cm não foi detectada pela amostragem na camada de 0 cm a 20 cm. A coleta de amostras simples para composição de uma amostra composta revelou-se um procedimento desnecessário no aumento de precisão do método de coleta. Os instrumentos utilizados nas coletas de terra podem causar variações significativas estatisticamente e significantes no que se refere ao custo de insumos, sendo fator de variação importante no processo de diagnose da fertilidade do solo. Das fontes de variações estudadas a escolha do laboratório é a que mais contribuiu para as variações totais encontradas no estudo.

Palavras-chave: agricultura de precisão, geoestatística, laboratório de solos, fertilidade do solo, instrumentos de coleta de terra.

ABSTRACT

FRANCO, A. P. B. **Variation factors in the characterization of soil fertility soil seeking manuring: Study case in the south of Goiás.** 2008. 89 f. Dissertation (Master in Agronomy: Soil and Water) – Escola de Agronomia e Engenharia de Alimentos, Universidade Federal de Goiás, 2008.²

The next decades will be marked by the increase of the demand of foods and consumption of chemical fertilizers, mainly in the soils of low fertility of the Brazilian savannah. The precision agriculture (PA) involves soil sample tests and decisions in input application rates from computerized and automated machines. The soil fertility is fundamental for recommendation, and the soil sample tests are used as basic information. The study evaluated the variation sources in the process of soil sampling, soil sample tests and soil fertility maps using kriging. The study considered the difference of two sampling methods in the vertical distribution of the nutrients at from 0 cm to 10 cm and 10 cm to 20 cm, it tested the number of soil samples necessary to make composed sample, it evaluated the effect of different instruments to collect soil sample tests and showed the variation found when sending the same sample for six different laboratories. The field experiment was installed at 17° 46'54"S, 49° 28 ' 20"W in two different soils, a oxissol very loamy and a oxissol loamy. The field has 494,97 meters in length and 777,81 m of width and useful area 38,5 hectares, subdivided in 77 square cells with 70,71 m of a squared grid. In the center of each grid cell trenches of 50 cm of depth were open with aid of a mattock, in which the samples were collected in two depths, 00 to 20 cm and 20 to 40 cm, in all the 77 points of the grid. The standard method was the standard trench (STT). In eight points raffled in the grid, two samples were collected in the layers from 0 cm to 10 cm and 10 cm to 20 cm, to compare the detection capacity of recognize soil fertility surface concentration. In other eight raffled points were open more eight trenches, in a radius of ten meters from STT, in which samples were collected and mixed in a composed sample that was compared with the simple sample from STT. In more ten other points raffled in the grid the instruments used to collect samples were tested. The following instruments were tested: Big Dutch Auger (BDA); Small Dutch Auger (SDA); Thread Auger (THA); Probe Auger (PRA); Standard Trench (STT). In more three raffled points from the grid bigger samples were collected for sending the same sample for five different laboratories. Besides that the temporary variation of two laboratories was compared from Feb/2005 to Jun/2008. The results of all STT were analyzed by geoestatiscs programs and fertility maps were made from the calculation of the values of the nugget effect, sill and range of the samples. The area was planted with soy, Glyvine max (L.), on 24/11/2006 and the crop was accomplished in 21/03/2007 in the same points of STT, where samples of the soy plants were taken for determination of the productivity of the area. The productivity presented pronounced regional effect, accompanying indexes integrators of the variations as the organic matter, the clay and pedologic components, and those components seem to be important in the definition of the income of the cultures and be probably the main factors for spatially related to the productivity. The elements in an isolated way didn't show similar structure variation of the productivity, with variation in shorter distances revealing the need of an individualized site treatment of the elements, combinin sampling strategies with

² Adviser: Profa. Dra. Vladia Correchel. EA-UFG;

interpolation according to the behavior of the element of interest. Using PA concepts to collect soil samples to generate fertility maps and applications maps with variable rates, a grid in the dimensions of the rehearsal should be made being respected the global tendency observed linked to the soil type, organic matter and clay, instead of that the average of all results it would avoid the high expenses with analyses. The concentration of nutritious available in the layer 0 cm to 10 cm it was not detected by the sampling in the layer 0 cm to 20 cm. The collection of simple samples for composition a composed sample is unnecessary procedure and showed no increase of precision in collection method. The instruments used in soil sample collections can cause variations significant and significant in cost of inputs, being factor important in variation process of diagnosis of soil fertility. The choice of the laboratory is what more contributed to the total variations found in the study of all other sources studied variations.

Keywords: precision agriculture, geostatistics, soil sample tests, soil fertility, instruments of sampling soils.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURA	8
LISTA DE TABELA.....	9
1 INTRODUÇÃO	10
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	13
2.1 CONTEXTO DA AMOSTRAGEM DO SOLO	13
2.2 AGRICULTURA DE PRECISÃO	20
2.3 GEOESTATÍSTICA.....	21
3 MATERIAL E MÉTODOS	25
3.1 LOCALIZAÇÃO DO EXPERIMENTO DE CAMPO	25
3.2 CARACTERIZAÇÃO DOS SOLOS DA ÁREA EXPERIMENTAL.....	26
3.3 HISTÓRICO DA ÁREA EXPERIMENTAL	26
3.4 METODOLOGIA DE COLETA DE AMOSTRAS	31
3.4.1 GRADE AMOSTRAL	31
3.4.2 MÉTODOS DE COLETA DAS AMOSTRAS	32
3.4.3 INSTRUMENTOS DE COLETA DAS AMOSTRAS (INS)	36
3.4.4 ANÁLISES DE LABORATÓRIO.....	41
3.5 COLHEITA DA SOJA.....	42
3.6 ANÁLISES ESTATÍSTICAS	45
3.7 ANÁLISES GEOESTATÍSTICAS	46
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	50
4.1 MÉTODOS DE AMOSTRAGEM E ANÁLISE ESTATÍSTICA CLÁSSICA.....	50
4.2 ANÁLISES GEOESTATÍSTICAS	61
5 CONCLUSÕES.....	68
6 REFERÊNCIAS	70
ANEXOS	80

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Mapa de localização regional do experimento.....	25
Figura 2. Levantamento pedológico - Fazenda São José da Barra – Talhão 26.....	29
Figura 3. Mapas de fertilidade da área experimental nas safras de 2000/2001 a 2006/2007.	30
Figura 4. Mapa da localização e disposição da área experimental.....	31
Figura 5. Esquema de amostragem utilizado para coletar as amostras de solo usando o método da trincheira padrão (TPA).....	32
Figura 6. Enxada no método da trincheira padrão (TPA)	33
Figura 7. Células sorteadas da grade de amostragem nas quais se coletou terra usando o método da trincheira estratificada.	34
Figura 8. Células sorteadas da grade de amostragem nas quais se coletou terra usando o método da trincheira composta.....	35
Figura 9. Locação dos pontos das trincheiras compostas.....	35
Figura 10. Células sorteadas da grade de amostragem para avaliar os instrumentos de coleta de solo.	36
Figura 11. Coleta de terra usando o trado de rosca com furadeira elétrica (TRO).....	37
Figura 12. Coleta de terra usando o trado sonda (TS0).....	38
Figura 13. Coleta de terra usando o trado holandês grande (TGR).....	39
Figura 14. Coleta de terra usando o trado holandês pequeno (TPE).....	40
Figura 15. Soja cultivada na área experimental, 21 dias após germinação.	42
Figura 16. Coleta de amostras para estimativa da produtividade da soja.....	43
Figura 17. Ensacamento e contagem de plantas.	43
Figura 18. Debulha e separação de grãos das vagens.....	44
Figura 19. Limpeza da soja.	44
Figura 20. Equipamento para determinação da umidade do grão de soja.	45
Figura 21. Tipos de variação encontradas. Adaptado de Burrough, (1998).....	61
Figura 22. Comparação entre o mapa de produtividade e o de solos.	64

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. LATOSSOLO VERMELHO (LVd), ácrico textura muito argilosa.....	27
Tabela 2. LATOSSOLO VERMELHO AMARELO (LVAw), ácrico textura argilosa.....	28
Tabela 3. Tempo gasto para coletar as amostras nas duas camadas (0 cm a 20 cm e 20 cm a 40 cm).	40
Tabela 4. Resumo das análises estatísticas e geoestatísticas.	46
Tabela 5. Agrupamento dos dados para análises geoestatísticas.....	49
Tabela 6. Classes de produtividades de soja agrupadas para remoção da tendência.....	49
Tabela 7. Comparação entre as amostras 0 cm a 20 cm com as 0 cm a 10 cm e 10 cm a 20 cm	50
Tabela 8. Comparação de amostras simples e compostas.	53
Tabela 9. TGR = Trado holandês grande; TPE = Trado holandês pequeno, TRO = Trado rosca, TSO = Trado sonda; TPA = Trincheira padrão.	56
Tabela 10. Comparação entre laboratórios de análises de terra.	58
Tabela 11. Análise de variância temporal para dois laboratórios diferentes.	60
Tabela 12. Análise geoestatística da fertilidade do solo da camada 0 cm a 20 cm.	62
Tabela 13. Análise geoestatística da fertilidade do solo da camada 20 cm a 40 cm.	63
Tabela 14. Remoção das tendências para tipo de solo da camada 0 cm a 20 cm.	64
Tabela 15. Remoção das tendências para tipo de solos camada 20 cm a 40 cm.	65
Tabela 16. Remoção das tendências para produtividade da soja camada 0 cm a 20 cm. ...	66
Tabela 17. Remoção das tendências para produtividade da soja camada 20 cm a 40 cm..	66
Tabela 18. Classes de produtividade da soja.	66

1 INTRODUÇÃO

Durante os próximos 50 anos a demanda por alimentos, decorrente dos países mais ricos e do aumento de 50% na população global, será o principal fator das mudanças ambientais globais. Para atender essa demanda crescente áreas ocupadas com ecossistemas naturais, ou pastagens extensivas serão convertidas em agricultura antes de 2050, o que representa um aumento na demanda de consumo de fertilizantes contendo nitrogênio, fósforo e potássio, oriundos de fontes não renováveis (Stokstad, 2008).

As preocupações com questões ambientais ligadas à agricultura industrial e dos impactos decorrentes do consumo excessivo de recursos naturais não renováveis têm crescido na sociedade. Estas preocupações geram demanda por estudos sobre técnicas que substituam ou reduzam substancialmente o uso de recursos não renováveis por aqueles renováveis, que diminuam a poluição ambiental e minimizem os impactos gerados pelos sistemas de produção agrícola convencionais. As matérias primas utilizadas na produção de fertilizantes provêm, em grande parte, de subprodutos da indústria petroquímica, ou de outras fontes minerais de reservas finitas. Além disto, a prática de adubação utilizada na grande maioria das áreas de produção de grãos do cerrado brasileiro, desconsidera questões ambientais nos métodos de recomendação, bem como não adota de maneira eficiente estratégias que possam reduzir as doses de fertilizante sem compromisso da rentabilidade das culturas (Mermut & Eswaran, 2001).

Os princípios dos métodos de recomendação de adubação utilizados até hoje tem sua origem na lei do mínimo, formulada por Justus Von Liebig por volta de 1840. A lei de Liebig explica a limitação de produção através do elemento que for mais escasso na planta e é omissa na consideração das relações entre estes elementos, no risco climático ou econômico e no ajuste da relação entre produtividade e impactos ambientais; procurando sempre elevar a produtividade ao máximo. A produtividade máxima está longe de ser o paradigma ideal para a produção agrícola que assuma sua responsabilidade ambiental e social e que procure otimizar seu papel num cenário em que a redução de utilização de petróleo passe a dominar as decisões da sociedade (Kreuz et al., 1995; Stokstad, 2008).

Mudanças nos fundamentos da recomendação de adubação são necessários para preparar esta técnica imprescindível na agricultura tropical aos novos desafios lançados pela sociedade. Entretanto avanços científicos significantes na agricultura de precisão são necessários para sustentar tecnicamente as mudanças necessárias nas políticas ambientais para controlar os impactos que essa expansão agrícola ainda poderá causar (Tilman, 2001).

A tecnologia tem sido a forma predominante de a sociedade lidar com a solução de seus problemas. Os avanços tecnológicos, em muitas áreas, têm reduzido impactos e proporcionados ganhos ambientais e sociais importantes sem causar rupturas ou mudanças bruscas de paradigma, que são mais lentas ou de aceitação cultural mais restrita. A agricultura de precisão (AP) é considerada como a tecnologia mais avançada existente, capaz de lidar de maneira eficiente com parte das questões ambientais ligadas à utilização de fertilizantes, como por exemplo, seu uso excessivo e a poluição (Morgenthaler et al., 2003). Na adubação, a AP pressupõe um manejo sofisticado do solo e das culturas, combinando práticas que oferecem condições de aplicações de insumos de modo localizado, através de sensores e computadores embarcados em máquinas agrícolas, controlados por receptores GPS de alta precisão, que podem variar as doses aplicadas de insumos com precisão melhor que um metro. Esses equipamentos asseguram que os recursos requeridos para o crescimento vegetal estejam disponíveis e satisfaçam as necessidades de proteção das plantas sem deficiência ou excesso a cada ponto da área cultivada (Werner et al., 2007).

Devido ao interesse privado no desenvolvimento da agricultura de precisão, o crescimento do uso dessas práticas como ferramenta de economia de recursos financeiros e ambientais, sejam eles limitados ou não, é muito promissor. Os fabricantes de máquinas, tratores agrícolas e receptores GPS estão investindo no desenvolvimento de máquinas automatizadas, precisas e controladas eletronicamente, com pilotos automáticos que dirigem as máquinas “sozinhas” com precisão centimétrica em cima do traçado projetado no computador do escritório. A agricultura de precisão é baseada na coleta de terra georreferenciada, técnica muito utilizada no Brasil e no mundo, e utiliza a análise de terra como informação mais importante na determinação da dose de fertilizante.

No caso da agricultura convencional, que não utiliza as práticas de agricultura de precisão, as doses são determinadas para áreas extensas, e as análises de terra são feitas em amostras compostas com grande número de sub-amostras que representam uma gleba previamente definida para receber aquela dose, fato que diminui muito a influência das variações dos métodos de coletas, instrumentos de coleta, desenhos amostrais e procedi-

mentos laboratoriais. Segundo Bramley & Janik (2005), a agricultura de precisão necessita de uma informação localizada para capturar as variações em escalas relativamente pequenas. Neste caso outras fontes de variação como erros induzidos por instrumentos de coleta inadequados e mal empregados, contaminação de amostras e procedimentos laboratoriais podem representar significativa parcela de variação que precisa ser captada no campo. Assim, no contexto de agricultura de precisão, é necessário controlar as diferentes fontes que podem causar variação nos resultados das análises de terra.

O objetivo principal do trabalho é avaliar as principais fontes de variação no processo de diagnose da fertilidade do solo, desde a coleta de terra até a análise laboratorial com finalidade de recomendação de adubação no contexto da agricultura industrial, e tendo como objetivos específicos:

- Analisar os dados utilizando geoestatística para avaliar a dependência espacial dos dados coletados;
- Avaliar se há efeito da profundidade na concentração de nutrientes nas camadas 0 cm a 10 cm e 10 cm a 20 cm em áreas cultivadas no sistema de plantio direto há mais de seis anos;
- Avaliar se há efeito do tipo de amostra (simples ou compostas);
- Avaliar se há efeito do uso de diferentes instrumentos de coleta na concentração de nutrientes do solo;
- Comparar os resultados das análises de fertilidade do solo de amostras homogeneizadas e repartidas, enviadas para seis laboratórios de análise de terra diferentes.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 CONTEXTO DA AMOSTRAGEM DO SOLO

O cerrado brasileiro ocupa uma área de 1,8 milhões de km², concentrada nas regiões do Brasil Central e Centro Oeste, e é responsável pela produção de 35% de grãos (soja e milho) e com uma pecuária em franca evolução. A geologia do Planalto Central do Brasil consiste de formações antigas do Pré-Cambriano com rochas cristalinas intrusivas (granitos e gabros), e rochas metamórficas (gnaisses, xistos, filitos e quartzitos) as quais são parcialmente expostas e parcialmente sobrepostas por sedimentos mais recentes do Paleozóico e Mesozóico (AIA, 1963). Segundo Radambrasil (1983), existe uma contribuição significativa do derrame de basalto da Formação Serra Geral do Jurássico nas áreas produtivas do cerrado, aproximadamente 9% da área concentrada ao sul da área de abrangência do cerrado, representada pelos latossolos férricos associados aos nitossolos de basalto.

A maior parte da área tem sido movimentada através de sucessivos ciclos de erosão. Os remanescentes destas superfícies de erosão formam chapadas em nível ou um pouco onduladas, de tamanho variável. A geomorfologia da parte central da área dos cerrados, principalmente em Goiás, é caracterizada pela presença de duas ou três superfícies de erosão, descritas por Waibel, Feuer e Cline & Buol citados por Lopes (1983). A primeira superfície de erosão ocorre próxima à Brasília, em interflúvios (chapadas) planos (declive de 0 - 3%), em elevações de 1000 m a 1100 m, sem evidências de erosão. A primeira superfície quebra na segunda por uma escarpa acentuada, de cerca de 100 m de altura, coberta por afloramentos rochosos e/ou plintita. A segunda superfície de erosão é longa (2 - 10 km), e apresenta declividade de 2 - 6% e quebra na terceira superfície de erosão apresentando afloramentos rochosos e/ou plintita. A terceira superfície de erosão consiste de vales côncavos de formação recente. Quando ocorre a exposição de rochas basálticas e calcárias, formam-se solos com fertilidade mais elevada.

Ao redor de 85% dos solos desta região são latossolos de baixa fertilidade, frequentemente ácidos, extremamente intemperizados com baixa retenção de nutrientes e água (Sanchez et al., 1974). O conhecimento das principais características e propriedades químicas da camada arável destes solos permite inferir, de modo genérico, quais são as principais limitações em termos de fertilidade considerando seu uso para fins agrícolas (Lopes, 1983; Goedert, 1986). Nos solos profundos e altamente intemperizados que ocorrem na região do cerrado, a escassez dos macronutrientes resulta em soma de bases ($SB = K + Ca + Mg$) abaixo do limite crítico da nutrição das plantas na maioria dos solos, que pode vir acompanhada de elevada saturação em alumínio, o que determinam as principais restrições para o crescimento de radicular e efetivo aproveitamento de água pelas raízes nesses solos (Goedert, 1983; Villachica et al., 1990). As reservas naturais de fósforo (P), cálcio (Ca), magnésio (Mg) e potássio (K) são reduzidas (Lopes & Cox, 1977; Sanchez, 1976; Goedert, 1983; Couto et al., 1990). Além disso, a lixiviação de nutrientes em solos com baixa capacidade de troca é importante, especialmente durante a estação chuvosa. Segundo Lopes (1983), a amplitude de variação de K solúvel em solos agrícolas da região do cerrado é de 0,02 - 0,81 cmolc K cm⁻³. Considerando 0,15 cmolc K cm⁻³ como nível de deficiência, 85% das amostras analisadas pelo referido autor encontram-se abaixo desse valor, oferecendo restrições a produtividade.

Considerando a baixa disponibilidade de nutrientes nos solos da região estudada percebe-se que o desenvolvimento da agricultura nessas condições exigiu a aplicação de corretivos e fertilizantes químicos, desde o início da ocupação das áreas convertidas em soja, na década de 70. A fertilização química de nutrientes desde aquela época até a atualidade, é a principal técnica utilizada para fornecimento dos nutrientes necessários para altas produtividades no cerrado. Entretanto, a fundamentação teórica das técnicas de fertilização utilizada foi citada há mais de 150 anos atrás. O engenheiro agrônomo alemão Albrecht Daniel Thaer já tinha preocupações com a avaliação quantitativa da fertilidade dos solos para sustentar o crescimento da atividade agrícola no começo do século XIX. O trabalho de Thaer estava fundamentado nas propriedades químicas e físicas dos solos em função de produção esperada, demonstrando preocupação com os resultados econômicos (Feller et al., 2003). Os nutrientes encontrados nas plantas cultivadas são de natureza inorgânica e representam a base essencial de fertilidade do solo. O conceito atual de nutrição de plantas está baseado nos trabalhos pioneiros de Lavoisier, Sprengel, Liebig, Boussingault e Hellriegel que publicaram trabalhos em 1840, que ainda não foram superados por novas idéias no que

se refere aos conceitos teóricos de cálculos de doses de fertilizantes, baseados na lei do mínimo daquela época. Trabalhos recentes, como de Leite et al. (2006b), trazem definições de níveis críticos de elementos, nas quais o teor mínimo de um elemento é a concentração no solo que corresponde à disponibilidade necessária para atingir a produção de máxima eficiência agrônômica.

Na caracterização da fertilidade do solo visando adubação, a análise química de terra é a maneira mais utilizada na região estudada. A análise de dados é uma parte essencial do processo, e ferramentas como modelos estatísticos de métodos multivariados que consideram a correlação entre muitas variáveis analisadas simultaneamente, permitem a extração de uma quantidade maior de informação. O solo é uma estrutura complexa formada, pela influência de fatores geológicos, topográficos, climáticos, temporais e antropogênicos, e o interesse maior na análise de solos está na avaliação de seus parâmetros químicos como concentração de metais, nutrientes e pH (Sena & Poppi, 2000).

As variáveis responsáveis pelas diferenças nos resultados de análises de terra são difíceis de avaliar. Os métodos de diagnose de fertilidade do solo têm uma série de práticas que alteram de forma significativa os resultados, desde a maneira como coletar a terra no campo, até o profissional que está analisando a amostra no laboratório. Nesse caminho existem variáveis que podem ser responsáveis por desperdícios ainda maiores do que os métodos tradicionais de recomendação de adubação. Um exemplo disso é o uso de extratores ácidos e de resina trocadora na avaliação da disponibilidade de fósforo do solo. Os extratores ácidos (Mehlich) extraem mais fósforo ligado ao cálcio do que o fósforo ligado aos óxidos de ferro e alumínio, que predominam nos solos tropicais intemperizados como os latossolos sob vegetação de cerrado. Em condições oxídicas os complexos com cálcio não são formados e, por isso, os resultados das análises de terra para o fósforo feito com extratores ácidos não representam de forma precisa a quantidade de fósforo disponível na amostra de terra. Nesse caso é comum a ocorrência de áreas com alto nível de fósforo disponível, elevada produtividade, mas apresentando resultados de análises de fósforo em ácido fraco (Mehlich) próximos de uma unidade em ppm (Raij, 1991).

Outra causa da variabilidade dos resultados obtidos a partir de uma mesma amostra de solo é o fato de que os laboratórios de análise química do solo, em geral, trabalham com métodos de determinação diferenciados. Quando um mesmo método é considerado, os resultados podem ainda estar sendo influenciados pelo uso de dispersantes químicos ou tempos de agitação distintos, resultando em interpretações diferenciadas.

Em programas de monitoramento da fertilidade através de análises de terra é recomendável a busca por laboratórios credenciados em sistemas de controle de qualidade que satisfaçam as exigências de rastreabilidade das medidas, ou seja, uso de material de referência certificado, na intenção de reduzir a incerteza das medidas. Entretanto, em trabalho realizado no México, as estatísticas usadas para avaliar a precisão de laboratórios de análises de terra mostraram que a maioria deles está fora do padrão regulado pelos órgãos governamentais (Lopez et al., 2002). A confiança nesse processo requer que uma amostra coletada no campo seja representativa da condição amostrada, depois seja processada corretamente no laboratório, e que as recomendações de adubação estejam calibradas com terras semelhantes às áreas que receberão as doses de fertilizante recomendado. Entretanto, em pesquisa realizada em Illinois, nos Estados Unidos da América (EUA), foi constatado que a maior contribuição da variabilidade dos resultados obtidos nos parâmetros de fertilidade do solo era dos laboratórios de análises químicas, excedendo a variabilidade existente no solo (Hoskinson et al., 2004). Apesar disso, muito esforço tem sido feito para assegurar que a análise de terra proporcione para os usuários resultados analíticos precisos, seguros e reproduzíveis (Bramley & Janik, 2005).

Por outro lado, em decorrência de muitos anos de cultivo, os solos originalmente pobres do cerrado podem apresentar fertilidades e produtividades muito elevadas, resultado do uso consecutivo de fertilizantes concentrados devido à economia de escala imposta pelo avanço da agricultura (Mengel, 2000). O sistema de plantio direto é adotado em 16 milhões de hectares no Brasil (Leite et al., 2006a). O plantio direto altera a distribuição e concentração dos nutrientes no solo, devido a redução das perdas de solo por erosão e lixiviação, favorecendo o aumento da conservação e aproveitamento dos nutrientes aplicados via fertilizantes ao longo do tempo. A adsorção de nutrientes é favorecida pela melhoria das condições de CTC e pH, devido ao aumento do teor de matéria orgânica. O uso intenso do solo modifica a distribuição horizontal e vertical dos nutrientes, uma vez que essa grandeza depende do tipo de solo, do manejo da adubação e do sistema de preparo do solo. Nesse contexto, o sistema de plantio direto passa a ser uma importante variável para avaliação da fertilidade do solo através de amostras de terra, uma vez que promove alterações nas propriedades químicas e físicas do solo, melhorando a eficiência do uso de nutrientes pelas plantas e acumulando matéria orgânica e nutrientes na camada superficial dos solos (Goedert, 1983; Villachica et al., 1990; Klepker & Anghinoni, 1995). Além da matéria orgânica, outras propriedades ou elementos químicos têm sido estudados em rela-

ção aos sistemas de manejo. Neste sentido, Santos & Siqueira (1996), Oliveira et al. (2001) e Silveira & Stone (2001) verificaram menores valores de pH, Ca e Mg associados ao aumento dos teores de Al na superfície do solo em plantio direto. Por outro lado, Muzilli (1983) relata um aumento dos teores de Ca e Mg na camada superficial do solo com a redução da sua mobilização. A melhoria dos teores de P em solos sob plantio direto também se deve a menor mobilização do solo, além da formação de complexos de P com a matéria orgânica, da maior atividade biológica e da reciclagem do nutriente pelas raízes e resíduos das culturas (Oliveira, 2007).

Além do fósforo, tem sido constatada maior concentração de K sob plantio direto na camada de 0 cm a 5 cm de profundidade quando comparado ao preparo convencional (Muzilli, 1983; Oliveira et al., 2001). De acordo com Santos & Tomm (1996), os teores de P e K apresentaram a tendência de se acumular na superfície do solo sob plantio direto, e no caso específico do K, poderia se redistribuir nas camadas sub-superficiais do solo. Esta redistribuição do K em profundidade, segundo Sidiras & Pavan (1985), é atribuída a maior taxa de infiltração de água no solo e a maior presença de bioporos proporcionada pelo plantio direto. Embora o plantio direto melhore a qualidade química do solo em razão do incremento na disponibilidade de nutrientes às plantas, em solos argilosos, em áreas sob plantio direto vem sendo realizada a escarificação do solo antes da semeadura da soja para o controle da compactação do solo pelos agricultores (Friedrich, 2003). Oliveira et al. (2001) constataram diferenças significativas nos teores de K entre o sistema de plantio direto e o preparo mínimo com escarificador, bem como o decréscimo de seus teores em profundidade. Os elevados teores de K neste solo até a profundidade de 20 cm são atribuídos às contínuas adubações com este nutriente e à manutenção do elemento em superfície por meio da reciclagem pelas raízes e tecidos das culturas (Muzilli, 1983; Franchini et al., 2000; Silveira et al., 2000). Por outro lado, o decréscimo dos teores de K na camada de 40 cm a 60 cm, evidencia a menor retenção deste nutriente pelo complexo de troca. Loyola & Pavan (1989), que obtiveram resultados semelhantes aos de Oliveira et al. (2001), atribuíram tais resultados à menor energia de ligação do cátion com o complexo de troca.

Alleoni et al. (2005), avaliando um solo latossolo vermelho férreo muito argiloso cultivado durante 21 anos, sendo nove sob plantio direto, concluíram que a neutralização da acidez do solo e o aumento do Ca e Mg trocáveis após 36 meses da aplicação do calcário na superfície restringiram-se aos primeiros 10 cm de profundidade, enquanto que a incorporação com grade corrigiu a acidez do solo até a profundidade de 20 cm em menos

de 18 meses. Da mesma forma, Leite et al. (2006a) demonstraram que a distribuição e a atividade das raízes, que determinam a quantidade de água e nutrientes envolvidos na produção, foram significativamente aumentadas pela incorporação de calcário até a camada de 45 cm de profundidade.

No contexto da diagnose de fertilidade do solo, a classificação pedológica deve ser considerada como uma variável importante no processo, e as complexas interações dos fatores e processos de formação e uso desses solos é refletida na variabilidade da distribuição entre os elementos do solo. Segundo Bouma et al. (1999), em áreas pedologicamente idênticas a variabilidade dos atributos químicos pode ser diferenciada ao se utilizar diferentes práticas de manejo. Do mesmo modo, áreas pedologicamente diferentes, quando submetidas ao mesmo manejo, podem apresentar-se semelhantes em seus atributos. A compreensão da variabilidade das propriedades do solo, em escala regional, assume grande importância na estimativa das modificações nos teores de nutrientes, devido ao uso agrícola do solo. O manejo do solo pode alterar seus atributos químicos, físicos, mineralógicos e biológicos, com impacto principalmente nas camadas superficiais do solo (Blevins et al., 1983; Seta et al., 1993; Cocco et al., 1997; Couto et al., 1997; Corá et al. 2004).

A amostragem do solo é a primeira e a mais importante etapa do processo de diagnose e considerando que esse processo é fundamental no planejamento do sistema de produção agrícola, a análise química do solo deve ser o método indicado para a avaliação indireta da sua fertilidade (Lopes & Guimarães, 1989; Raij, 1991). Imprecisões decorrentes de métodos inadequados de coleta de amostras podem comprometer as recomendações de adubação e correção do solo. A área a ser amostrada deve apresentar características uniformes, segundo Bacchi et al. (1996) e Machado (1996), o equipamento de amostragem do solo influenciou o resultado da análise de fertilidade do solo. Os mesmos autores obtiveram significativas diferenças na distribuição vertical de nutrientes nos perfis de solos cultivados em sistema de plantio direto e convencional ao utilizarem diferentes métodos de amostragem do solo. Conforme descrito por Bacchi et al. (1996), os métodos de coleta de amostras têm dificuldade em caracterizar a fertilidade do solo nas camadas mais profundas pela contaminação causada pela terra retirada da camada superior. Para outros autores a camada sub-superficial de solo é importante no enraizamento das plantas cultivadas, especialmente em regiões onde a disponibilidade de água é determinante na produtividade das culturas e a distribuição do sistema radicular no perfil do solo depende diretamente da fertilidade do solo em sub-superfície (Machado, 1996; Leite et al., 2006a).

Na literatura existem muitos trabalhos que não concordam no tamanho de área que uma única amostra pode representar com precisão e quantas amostras simples seriam necessárias para formar uma amostra composta. Franzen & Ted (1993) demonstraram que seria necessário uma amostra por 0,40 hectares. Bullock (1999) sugeriu que cada amostra poderia representar 1,0 hectare de área em campos com baixa variabilidade de espaço, mas que nem sequer 0,40 hectare seria suficiente para caracterizar uma área que apresente variabilidade alta. Isso pode ser encontrado em campos com agricultura intensiva nos quais os níveis de nutrientes são muito elevados, como em áreas irrigadas (Mallarino, 1996). Oliveira et al. (2007) mostraram que a coleta de pelo menos oito amostras simples de solo seria suficiente para formar uma amostra composta representativa para avaliação da fertilidade do solo de uma unidade de amostragem aparentemente homogênea, porém afirmam que quanto maior o número de amostras simples coletadas, maior será a confiabilidade ou exatidão da estimativa dessa fertilidade média. Outro trabalho indica que quanto mais heterogêneo for o solo, maior deve ser o número de amostras coletadas, para que se atinja maior exatidão na avaliação de suas características (Silveira et al., 2000).

De acordo com Barreto et al. (1974), para um mesmo tipo de solo o número de amostras simples para formar uma amostra composta para determinação dos valores de pH, Ca+Mg e Al deveriam ser, respectivamente, 1, 19 e 13. Para representar P e K, haveria necessidade de, respectivamente, 38 e 19 amostras simples. Esses resultados indicam que o número de amostras deve variar em função dos diferentes elementos químicos do solo e em diferentes tipos de solo. Nos resultados obtidos por Guarçoni (2006) sugerem que são necessárias 25 amostras simples para formar uma amostra composta representativa de uma área de 1,22 m². Para Alvarez & Guarçoni (2003), dez amostras simples coletadas com pá de corte ou 27 amostras simples coletadas de forma localizada com trado de caneca foram necessárias à formação de amostras compostas representativas. Estudo realizado para avaliar a quantidade necessária de amostras de terra necessárias para representar a variabilidade das propriedades do solo em sistema de agricultura de precisão foi conduzido em uma área de 26 ha, cultivada com algodão e irrigada por pivô central. A concentração de P e o valor de pH foram significativamente diferentes entre as amostras coletadas com distância de 7,5 m e 15 m. Entretanto, o K não acompanhou a mesma tendência no grid de 0,8 ha, com densidade de 31 pontos em 26 ha. As recomendações de aplicação de P, K e calcário foram substancialmente diferentes entre as zonas de amostragem, a grade de amostragem e o delineamento de campo utilizado (Rains et al., 2001). Para Raij (1991), a coleta de quin-

ze a vinte amostras simples por amostra composta é um compromisso entre o ótimo teórico e o que é exequível na prática.

Além das variações encontradas nos desenhos amostrais e nos laboratórios, os instrumentos utilizados para a coleta das amostras de solo também podem influenciar os resultados de fertilidade do solo. O número de trabalhos que tratam especificamente deste tema é reduzido, provavelmente pelo fato de que os instrumentos de coleta de terra recomendados na literatura disponível considera os instrumentos semelhantes em relação a sua eficiência de coleta. No trabalho de Oliveira (2007), em geral, a variabilidade dos parâmetros de fertilidade avaliados foi maior para o trado de caneca do que para os obtidos com a pá de corte, independentemente do tipo de preparo do solo. Para os dois instrumentos o P apresentou a maior variabilidade e o pH a menor, de acordo com a seguinte ordem decrescente: $P > Mg^{2+} > K > Ca^{2+} > MO > pH$. Segundo Alvarez & Guarçoni (2003), a variabilidade de todas as características avaliadas foi maior na amostragem com trado de caneca, do que na amostragem com pá de corte. A variabilidade foi baixa para pH, P e $H+Al$ e elevada para P, Al^{3+} , Mg^{2+} , K e Ca^{2+} . Como mostram os resultados obtidos por Sparovek (1997), o uso de diferentes instrumentos altera os resultados das amostras de terra de forma significativa, podendo comprometer a recomendação de calagem e adubação devido a esse fato.

2.2 AGRICULTURA DE PRECISÃO

Uma definição de agricultura de precisão proposta pelo conselho nacional de pesquisa dos EUA (1997) é: “Agricultura de precisão é uma estratégia de manejo que utiliza tecnologia da informação para capturar dados de múltiplos níveis primários, para afetar as decisões de manejo associado a produtividade das culturas”. De acordo com Corá et al. (2004), a agricultura de precisão envolve conceitos de uso de informações sobre a variabilidade de propriedades locais e climáticas de uma área, visando aumento de produtividade, otimização do uso de recursos e redução do impacto da agricultura ao ambiente.

Entretanto, a reconhecida variabilidade espacial do solo está diretamente associada aos procedimentos de amostragem adotados. Na maioria dos campos do conhecimento científico, o objetivo é pesquisar características dos elementos de uma população, que, em geral, é demasiadamente grande, tornando-se impossível realizar o levantamento de dados de todos os seus elementos. Deste modo, o levantamento de dados restringe-se às

observações de uma amostra da população, a qual deve reproduzir, o mais fielmente possível, as características da população em análise (Carvalho, 2001).

Segundo Bouma et al. (1999), um esforço deveria ser feito para simular o rendimento das culturas, a partir de dados ambientais com séries de dados de solos sujeitos a sistemas de manejo diferentes, o que permitiria avaliações rápidas e exploratórias dos efeitos das estratégias de manejo, auxiliando as tomadas de decisão e estratégias de administração das propriedades agrícolas. O papel das séries de dados de solo, como portadoras de informação, poderia ser melhorado para proporcionar a administração específica das áreas de produção. Sistemas de apoio de decisão focalizados no nível operacional requerem um banco de dados de solo detalhado construído para agricultura de precisão. O banco de dados, incluindo dados primários de solo e parâmetros secundários derivados de levantamentos pedológicos, serve para apoiar as tomadas de decisão de manejo.

Ao considerar o manejo de grandes áreas agrícolas, o agrupamento de solos em unidades homogêneas é bastante útil, pois permite inferir critérios de manejo com base na variabilidade dos processos de formação do solo (Yost et al., 1982a, 1982b). Embora as informações pedológicas sejam de grande importância para a agricultura de precisão, os dados disponíveis sobre os solos encontram-se representados em diferentes escalas que, em geral, são incompatíveis com a demanda dos usuários dessas informações, como por exemplo, os mapas de levantamento de solos do Brasil (Radambrasil, 1983). Devido à extensão do território brasileiro os custos desses levantamentos são elevados, e a adoção de procedimentos inferenciais, que permitam otimizar o uso dos mapeamentos já realizados e melhorar a precisão, além da confiabilidade dos mapeamentos a serem realizados, é urgente por parte da comunidade científica. A agricultura de precisão ou a utilização de séries de dados de solos fica comprometida na ausência de levantamentos detalhados dos solos.

2.3 GEOESTATÍSTICA

Por muitos anos presumiu-se que para um solo as propriedades físicas e químicas relacionadas a uma determinada profundidade poderiam ser expressas através da média e variância a partir de um número de amostras considerado representativo desse solo. Este tipo de enfoque, baseado na estatística clássica, supõe que a variabilidade de determinada propriedade associada à sua média é aleatória e não contém referência à distribuição espacial das diferenças, dentro de uma mesma mancha de solo (Trangmar et al., 1985). A esta-

tística clássica é utilizada para descrever a média das propriedades de amostras, e as hipóteses para testar a confiabilidade desses métodos são muito bem conhecidas pela comunidade científica do mundo todo. Entretanto, normalmente as posições geográficas das observações individuais não são consideradas em relação às variáveis que apresentam dependência da posição em que se encontram, como por exemplo, os atributos pedológicos e a fertilidade na camada superficial dos solos (Borrough, 2001).

A geoestatística, ferramenta estatística que leva em consideração a dependência espacial das amostras, vem sendo utilizada para caracterizar e mapear a variação espacial das propriedades do solo. Um procedimento comum inclui a caracterização e a modelagem da variabilidade espacial, a estimativa de valores não amostrados, a simulação da variação causal das áreas e a otimização espacial de amostragens no campo. Em escala regional a descrição da variabilidade espacial relacionada ao solo é bastante útil no manejo do solo (Perrier & Wilding, 1986). Os procedimentos mais comuns da geoestatística incluem a caracterização e o modelamento da variabilidade espacial, por meio da estimativa dos valores de locais não visitados, simulações espaciais, e a otimização dos esquemas de amostragem (Cambardella et al., 1994). Nos últimos 20 anos a geoestatística tem sido aplicada em muitos trabalhos, porém com pouca aplicação na área de química do solo, especialmente quanto à variabilidade espacial de micronutrientes. Os métodos geoestatísticos são principalmente aplicados para propriedades químicas amostradas em pontos distanciados de metros ou dezenas de metros (Trangmar et al., 1985) e à grandes áreas (Yost et al., 1982a, 1982b). Com o avanço na teoria de estatística espacial, os cientistas de solo começaram a perceber a potencialidade deste instrumento para o manuseio de dados quantitativos, facilitando a compreensão da variabilidade do solo, independente da escala de observação (Borrough et al., 1994).

Como mostram os resultados obtidos por Sparovek (1997), o uso de amostras compostas não possibilita a compreensão da relação dos atributos químicos do solo com a dinâmica superficial, a posição no relevo ou o material de origem, o que denota que a maioria das propriedades do solo varia continuamente no espaço e, como consequência, os valores mais próximos apresentam maior similaridade do que os mais distantes, e com isso apresentam maior dependência espacial. Estas observações não podem ser consideradas independentes e um tratamento estatístico mais avançado é requerido. Assim, a estatística clássica não parece adequada para o estudo da variabilidade espacial, pois assume a varia-

ção aleatória e não considera a correlação espacial e a localização relativa das amostras (Trangmar et al., 1985).

Os nutrientes do solo, determinados pela coleta de amostras em posições geograficamente que são analisadas em laboratório, possuem variabilidade aleatória e sistemática, que variam em escalas diferentes: A classificação do solo, por exemplo, pode apresentar variabilidade sistemática no nível categórico, mas uma variação aleatória (Couto et al., 1997). A variação sistemática é medida por avaliações do solo e outras investigações pedológicas. Perrier & Wilding (1986) reconhecem isso como uma função das formas da superfície, dos elementos geomórficos, dos fatores de formação do solo e das interações entre os fatores anteriormente citados. Em geral, a distribuição de fósforo (P) e potássio (K) apresentou maior variabilidade espacial, seguida, em menor proporção pela distribuição de cálcio (Ca) e magnésio (Mg), enquanto que pH, H+Al e MO apresentam as menores variações (Silveira et al., 2000; Schlindwein & Anghinoni, 2000; Alvarez & Guarçoni, 2003).

A variação casual, ou seja, causada por processos do solo, atividades humanas, fauna do solo ou influência do intemperismo, é difícil para modelar como uma variável explicatória. Em geral, a variabilidade sistemática de solo não perturbados em grandes áreas da paisagem é esperada ser maior do que a variabilidade aleatória (casual), por causa de sua relação com a paisagem quando outras fontes de variabilidade, como a influência humana, por exemplo, não existem. Uma outra distinção pode ser feita entre a variação causada pelas diferenças nas propriedades de acordo com sua posição espacial, e a variação causada por fontes não espaciais, como os erros medidos. A primeira é uma função da distância entre as observações e pode ser modelada por geoestatística e a segunda é intrínseca ao próprio local ou relacionada à influência humana, método de análise ou experiência do laboratorista.

No entanto, trabalhos empregando técnicas da geoestatística têm mostrado que a variabilidade do solo não é aleatória, e apresenta dependência espacial (Trangmar et al., 1985; Webster, 1985). A geoestatística tem mostrado grande utilidade para caracterizar e mapear este tipo de variação, com os mais diversos propósitos. Souza et al. (1997), estudando a variabilidade de propriedades químicas do solo, verificaram que, com exceção da saturação de bases e Al, as demais propriedades mostraram dependência espacial, com alcance variando de 18 m (frações areia total e argila) a 59 m (matéria orgânica, Ca, Mg, Ca + Mg e soma de bases).

O estudo da variabilidade espacial das propriedades químicas e físicas é importante em áreas onde o solo está submetido a diferentes manejos, pois a análise geoestatística pode indicar alternativas de manejo não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo na produção das culturas, como também para aumentar a possibilidade de se estimar respostas dos atributos do solo em função de determinadas práticas de manejo (Trangmar et al., 1985).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 LOCALIZAÇÃO DO EXPERIMENTO DE CAMPO

O experimento de campo foi instalado na Fazenda São José da Barra, localizada no município de Joviânia, GO, à $17^{\circ} 46' 54''\text{S}$, $49^{\circ} 28' 20''\text{W}$ (Figura 1) a uma altitude de 575 m, sob condição típica do cerrado brasileiro, com vegetação sub-caducifólia de médio porte. O clima da região, segundo a classificação de Koppen, é do tipo Cwa clima tropical com duas estações bem definidas. A duração do período seco é de quatro a cinco meses, com temperaturas médias anuais de $23,84^{\circ}\text{C}$ e precipitação média anual de 1400 mm a 1500 mm (Adámoli et al., 1986).

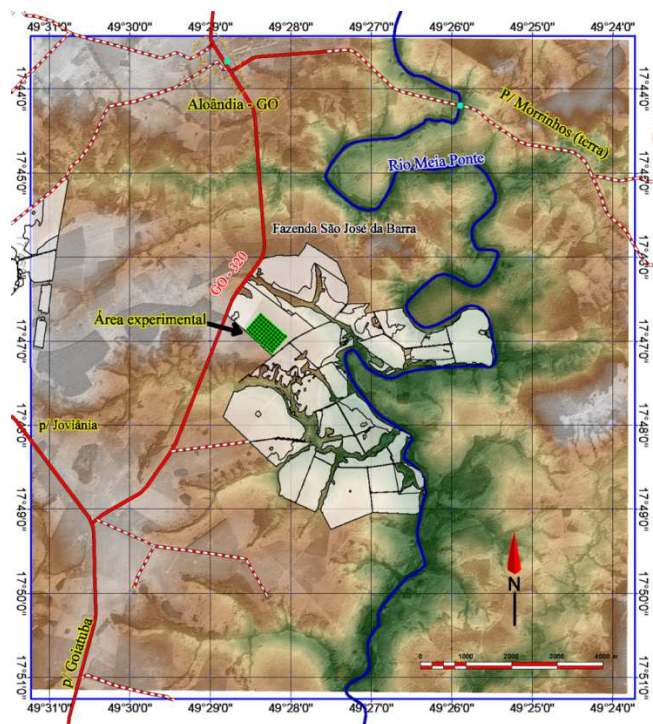


Figura 1. Mapa de localização regional do experimento.

3.2 CARACTERIZAÇÃO DOS SOLOS DA ÁREA EXPERIMENTAL

De acordo com a descrição morfológica de perfis de solo abertos em algumas posições do local de amostragem e os resultados analíticos das propriedades físico-químicas, foram identificados dois solos de ocorrência na área: um LATOSSOLO VERMELHO ácrico (LVw) com textura muito argilosa (Tabela 1) e um LATOSSOLO VERMELHO AMARELO ácrico (LVAw) textura argilosa (Tabela 2). De acordo com os resultados, pode-se observar que as características químicas e físicas desses solos apresentam um elevado potencial produtivo para culturas anuais e perenes.

3.3 HISTÓRICO DA ÁREA EXPERIMENTAL

A gleba experimental pertence a um talhão de 152,30 ha de área plantada (Figura 2), inserido em uma fazenda de 2.200 ha de área total. A área foi utilizada com pecuária de corte extensiva de 1968 a 1999. Na safra 2000/2001 a área foi cultivada com soja para produção de grãos, sendo a acidez do solo corrigida pela aplicação de 2,5 toneladas por hectare de calcário dolomítico incorporadas com grade aradora até 25 cm de profundidade. Desde a safra 2001/2002 até a safra 2006/2007, a gleba foi explorada por consecutivos cultivos de soja no sistema de plantio direto, sem rotação ou sucessão de culturas. O manejo da adubação no período em que a área foi cultivada com soja, de 2001/2002 a 2003/2004, foi a utilização de adubo formulado nas seguintes concentrações: NPK - 02-20-20, representando 02% de nitrogênio (N); 20% de fósforo (P); 20% de potássio (K), na dose de 370 kilogramas por ha por safra. Na safra 2001/2002 a área foi submetida a um trabalho de coleta de terra nos pontos de uma grade regular e georreferenciada.

Tabela 1. Latossolo vermelho (LVw), ácrico A moderado textura muito argilosa.

LVw										
Horiz	Prof. (cm)	Cor	pH			M.O. (%)	K	Ca	Mg	Al
			H ₂ O	KCl	CaCl ₂					
mmol _c dm ⁻³										
Ap	0-15	2,5YR 4/6	6,5	5,7	5,7	32,0	3,3	35,0	11,0	0,0
AB	16-30	2,5YR 3/6	6,1	5,7	5,8	22,0	1,0	29,0	10,0	0,0
BA	31-45	2,5YR 3/6	6,3	5,3	5,4	19,0	0,4	8,0	4,0	0,0
Bw	46-140+	2,5YR 3/6	5,6	5,3	5,1	17,0	0,4	5,0	1,0	0,0
Horiz	Prof.(cm)	H+Al	SB	T	R.C.	Caráter fertilidade	CTC efetiva	P (resina) ppm	V (%)	M (%)
		mmol _c dm ⁻³								
Ap	0-15	11,0	49,3	60,3	84,0	eutrófico	49,3	5	82	0,0
AB	16-30	3,0	40,0	43,0	66,0	eutrófico	40,0	3	93	0,0
BA	31-45	13,0	12,4	25,4	20,0	distrófico	12,4	2	49	0,0
Bw	46-140+	13,0	6,4	19,4	10,0	distrófico	6,4	1	33	0,0
Granulometria		Areia			Silte Total	Argila Total	Classe Textural	Relação Textural	Relação Silte/Argila	
Horiz	Prof.(cm)	Grossa	Fina	Total						
Ap	0-15	6	25	31	10	59	Argilosa	1,1	0,17	
AB	16-30	5	26	31	8	61	Muito Argilosa	-----	0,13	
BA	31-45	4	23	27	10	63	Muito Argilosa	-----	0,16	
Bw	46-140+	4	20	24	10	66	Muito Argilosa	-----	0,15	

Fonte: Levantamento pedológico detalhado Fazenda São José da Barra

Tabela 2. LATOSSOLO VERMELHO AMARELO (LVAw), ácrico A moderado textura argilosa.

LVAw										
Horiz	Prof. (cm)	Cor	pH			M.O. (%)	K	Ca	Mg	Al
			H ₂ O	KCl	CaCl ₂					
mmol _c dm ⁻³										
Ap	0-15	5YR 2/6	6,0	5,4	5,5	32,0	2,3	32,0	9,0	0,0
AB	16-30	5YR 3/6	5,4	4,7	5,0	22,0	1,5	10,0	4,0	0,0
BA	31-65	5YR 4/8	5,4	5,1	5,2	19,0	0,8	10,0	4,0	0,0
Bw	66-150+	5YR 5/8	5,1	5,3	5,3	19,0	0,6	5,0	2,0	0,0
Horiz	Prof. (cm)	H+Al	SB	T	R.C.	Caráter fertilidade	CTC efetiva	P (resina) ppm	V (%)	M (%)
		mmol _c dm ⁻³								
Ap	0-15	10,0	43,3	53,3	98,0	Eutrófico	43,3	7	81	0,0
AB	16-30	15,0	15,5	30,5	29,0	Eutrófico	15,5	2	51	0,0
BA	31-65	13,0	14,8	27,8	27,0	Eutrófico	14,8	2	53	0,0
Bw	66-150+	8,0	7,6	15,6	14,0	distrófico	7,6	1	49	0,0
Granulometria		Areia			Silte	Argila	Classe	%	Relação	Relação
Horiz	Prof. (cm)	Grossa	Fina	Total	Total	Total	Textural	C	Textural	Silte/Argila
Ap	0-15	4	39	43	13	44	Argilosa	18,6	1,2	0,30
AB	16-30	\$	35	39	8	53	Argilosa	12,8	-----	0,15
BA	31-65	3	30	33	12	55	Argilosa	11,0	-----	0,22
Bw	66-150+	4	28	33	12	55	Argilosa	11,05	-----	0,22

Fonte: Levantamento pedológico detalhado Fazenda São José da Barra

A partir da safra 2001/2002 até a de 2005/2006, foram coletadas amostras em grade com espaçamento de quatro hectares para cada célula de coleta de amostra simples, misturando três amostras simples para cada amostra composta, representando uma área de doze hectares. Após a safra 2005/2006 as amostras foram compostas por apenas duas células, representando oito hectares. Todos os anos as amostras foram coletadas em trincheiras abertas até profundidade de 50 cm de profundidade em camadas de 20 cm de espessura (Figura 3).

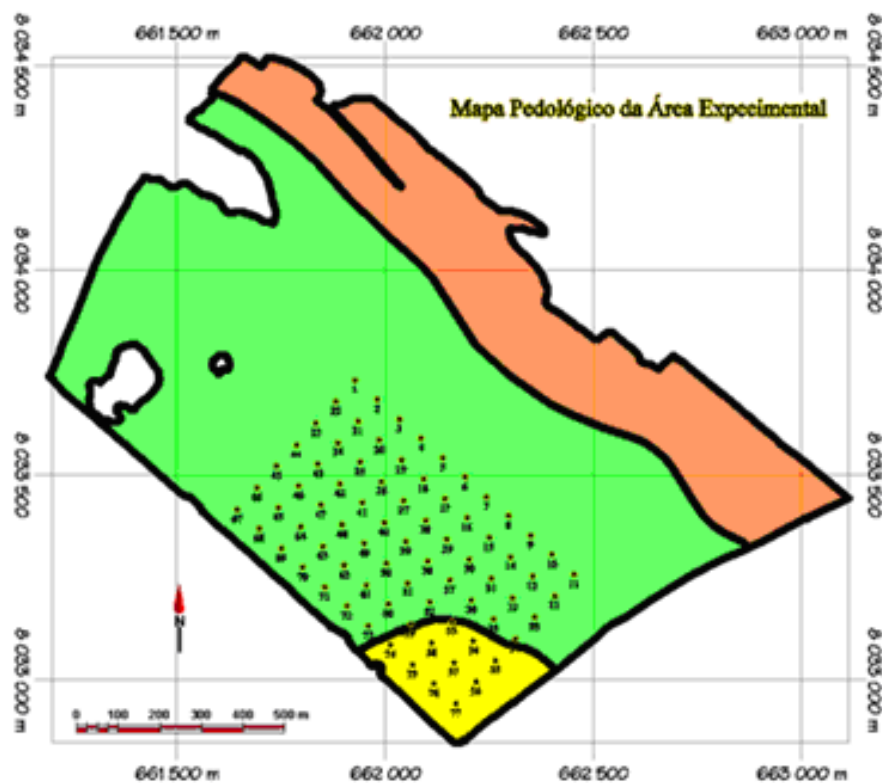


Figura 2. Levantamento pedológico - Fazenda São José da Barra – Talhão 26

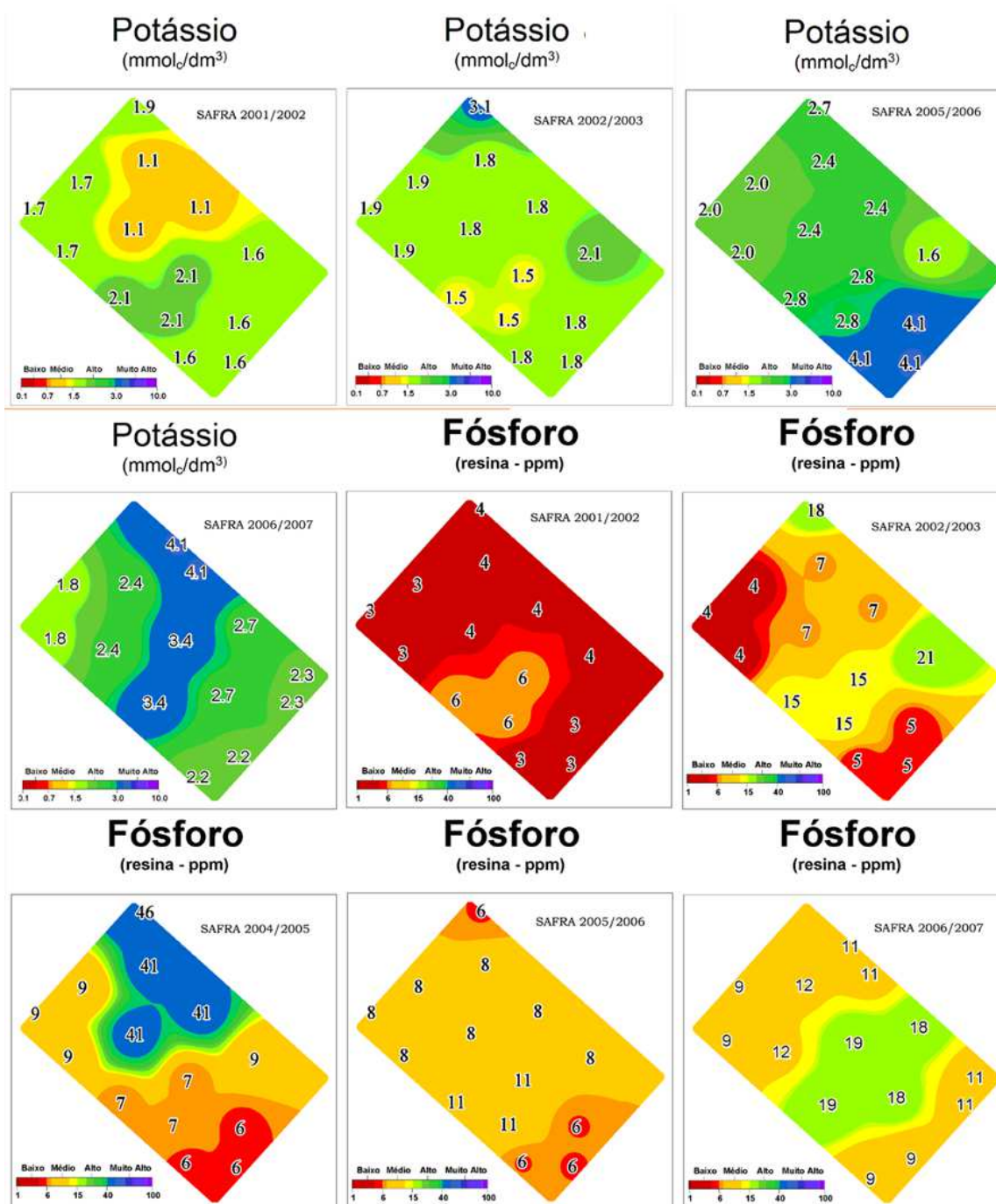


Figura 3. Mapas de fertilidade da área experimental nas safras de 2000/2001 a 2006/2007.

3.4 METODOLOGIA DE COLETA DE AMOSTRAS

3.4.1 Grade Amostral

A gleba experimental tem a forma de retângulo, com 494,97 metros de comprimento, 777,81 m de largura e área útil de 38,5 ha. A gleba foi subdividida em 77 células quadradas de 70,71 m de lado, com área de 4.999,90 m². Para cada célula foi calculado o centróide geográfico, pela média aritmética das coordenadas dos lados dos quadrados que formam as células. Para cada centróide foi atribuído um ponto de amostragem (Figura 4).

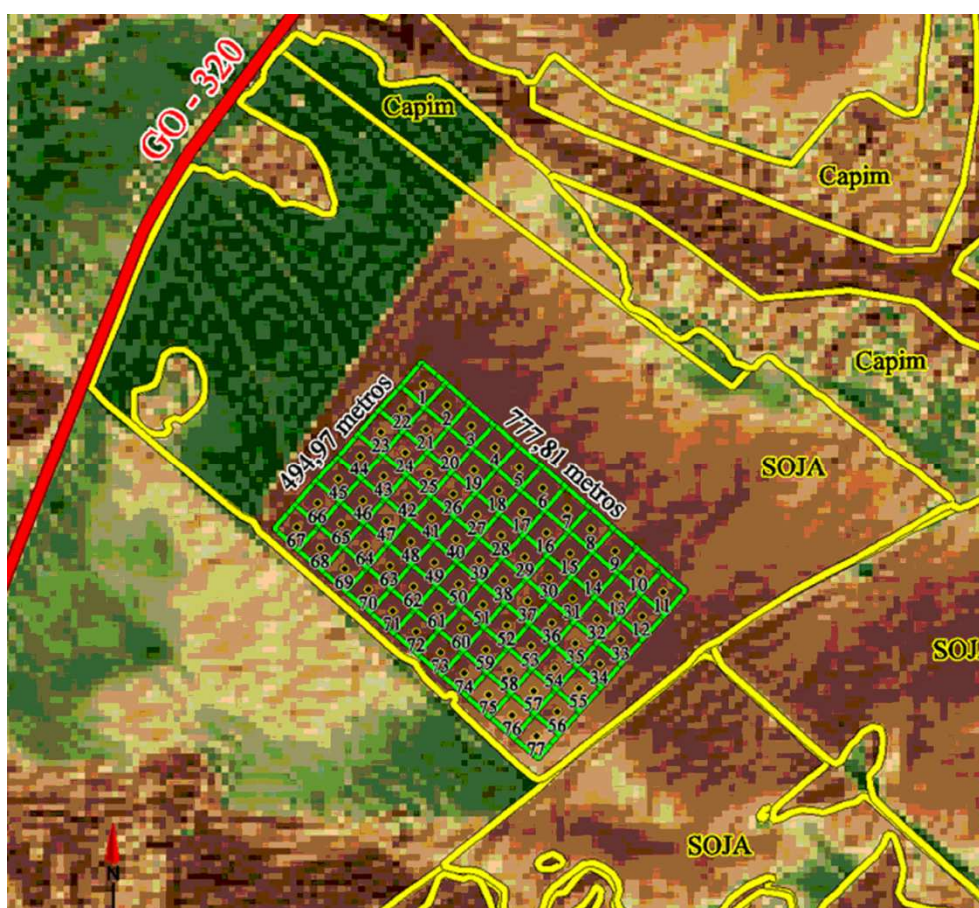


Figura 4. Mapa da localização e disposição da área experimental

3.4.2 Métodos de coleta das amostras

a) Método da trincheira padrão (TPA)

O método da trincheira foi utilizado como padrão do ensaio. O desenho amostral foi um retângulo alinhado com a cerca da divisa da propriedade, e em cada ponto da grade amostral foi aberta uma trincheira no centro da célula considerada (Figura 5). As trincheiras foram abertas até a profundidade de 50 cm com largura de 40 cm, usando um enxadão de 30 cm de comprimento (Figura 6), e uma pá reta com 9 cm de largura e 23 cm de comprimento para a limpeza das paredes das trincheiras e descarte da fatia de terra que sofre contaminação durante a abertura da trincheira.

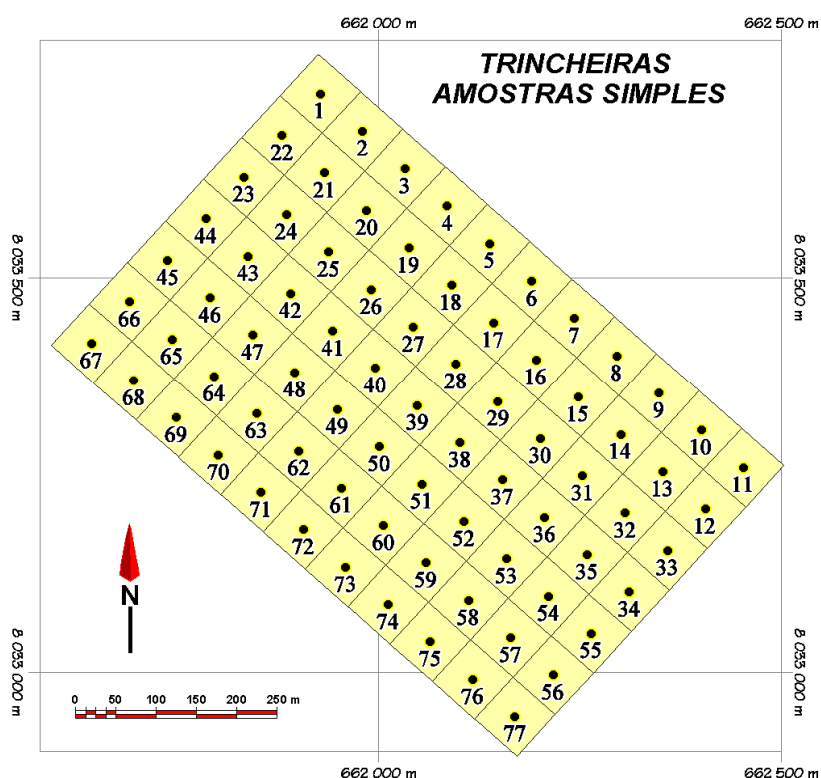


Figura 5. Esquema de amostragem utilizado para coletar as amostras de solo usando o método da trincheira padrão (TPA).

Os procedimentos de coleta de terra seguiram a mesma metodologia nas 77 trincheiras baseados nos trabalhos realizados por Bacchi et al. (1995; 1996) e sendo realizados pela mesma pessoa do início ao final do trabalho durante os dias 15 e 23 de novembro de 2006, na semana anterior ao início do plantio da soja.



Figura 6. Enxadão no método da trincheira padrão (TPA)

Em cada trincheira aberta foi coletada uma amostra de solo na camada 0 cm a 20 cm e outra na 20 cm a 40 cm, totalizando 154 amostras de solo.

b) Método da trincheira estratificada (TES)

Foram sorteadas oito células da grade de amostragem nas quais foram coletadas amostras de solo nas profundidades de 0 cm a 10 cm e de 10 cm a 20 cm na mesma

trincheira onde as amostras usando o método da trincheira padrão foram coletadas na camada 0 cm -20 cm (Figura 7), totalizando dezesseis amostras de solo.

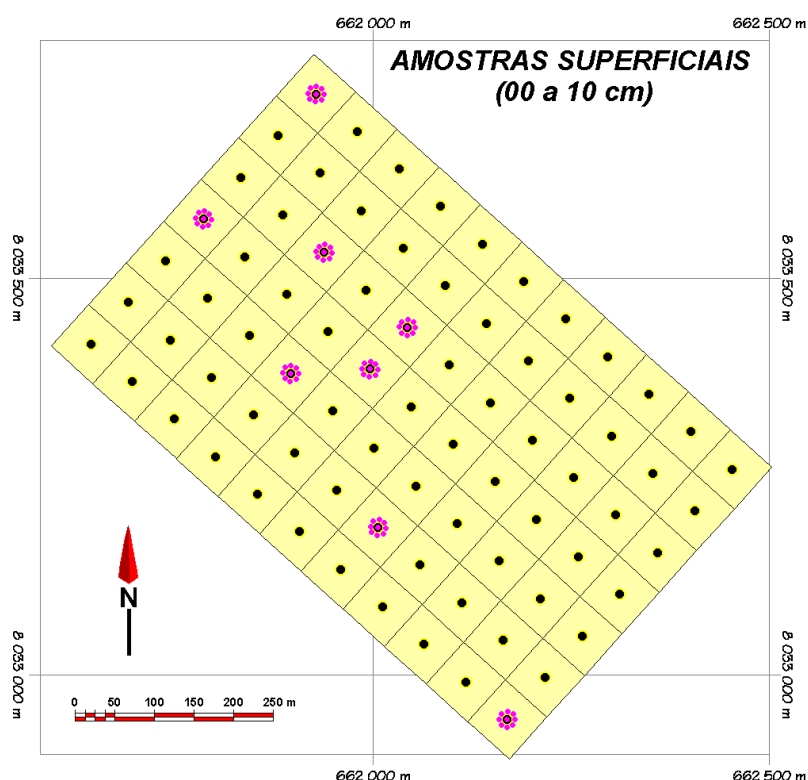


Figura 7. Células sorteadas da grade de amostragem nas quais se coletou terra usando o método da trincheira estratificada.

c) Método das amostras simples ou compostas (ASC)

Foram sorteadas oito células da grade de amostragem nas quais foram abertas oito trincheiras distribuídas em um círculo de raio igual a 10 m, medido a partir do ponto central da célula da trincheira padrão (Figura 8). Utilizando uma bússola como referência (Figura 9) as oito trincheiras foram abertas a cada 7,85 m no raio, sendo coletada uma amostra de solo na profundidade de 0 cm a 20 e uma na profundidade de 20 cm a 40 cm em cada trincheiras, totalizando dezesseis amostras. Para cada profundidade avaliada, a amostra simples de cada trincheira compõe a amostra composta, totalizando duas amostras compostas.

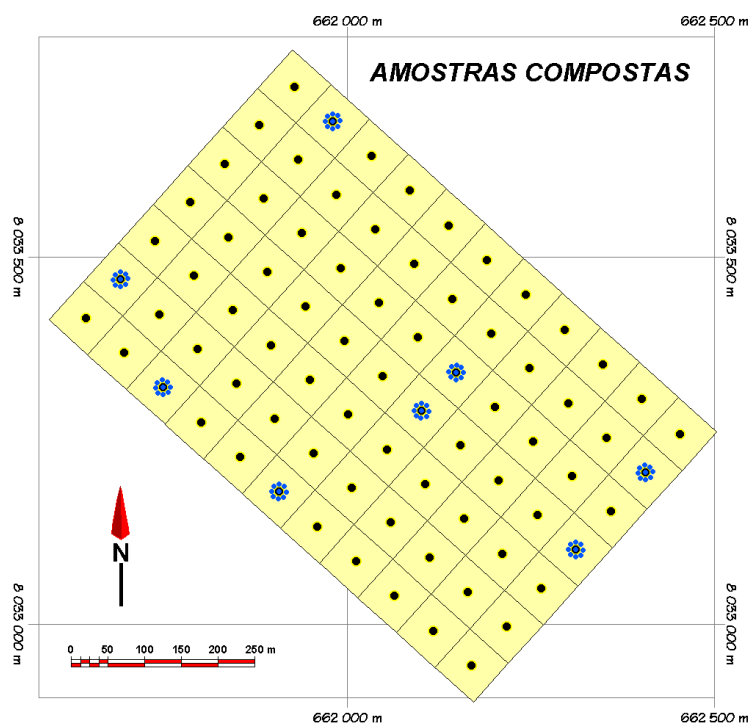


Figura 8. Células sorteadas da grade de amostragem nas quais se coletou terra usando o método da trincheira composta.



Figura 9. Locação dos pontos das trincheiras compostas.

3.4.3 Instrumentos de coleta das amostras (INS)

Foram sorteadas dez células nas quais foram testados quatro instrumentos de coleta de terra diferentes: trado rosca (TRO); trado holandês grande (TGR); trado holandês pequeno (TPE) e trado sonda (TSO). Os pontos de coleta de cada instrumento estavam distantes em um metro entre a trincheira padrão e um metro entre si. Em cada célula foi realizada coleta de terra nas profundidades 0 cm a 20 cm e 20 m a 40 cm, totalizando vinte amostras por instrumento de coleta (Figura 10).

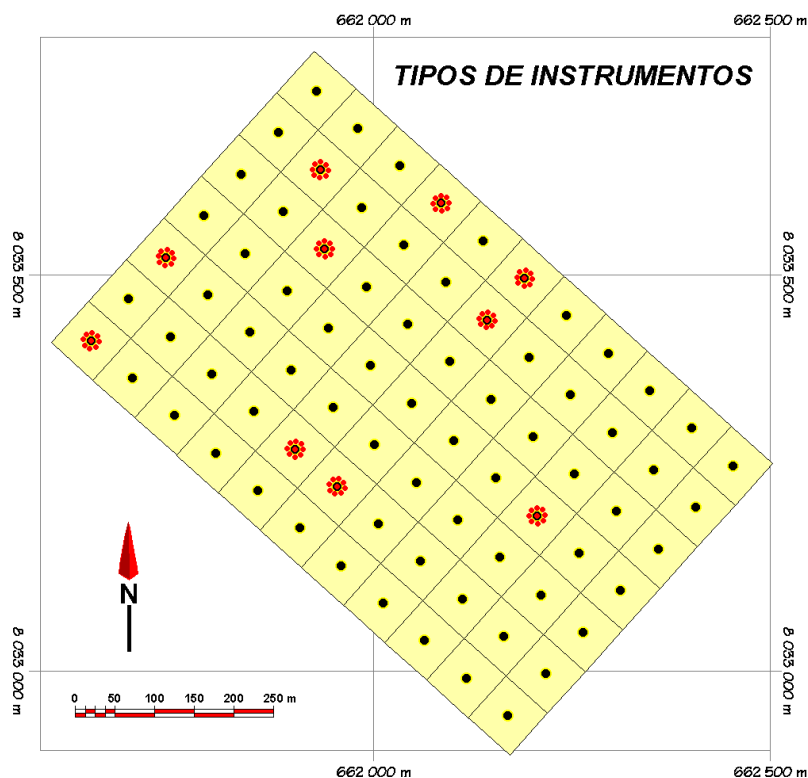


Figura 10. Células sorteadas da grade de amostragem para avaliar os instrumentos de coleta de solo.

a) Trado rosca (TRO)

O trado rosca é composto de uma furadeira elétrica ligada a uma bateria de motocicleta acoplada a uma broca em forma de rosca com quatro centímetros de diâmetro que coleta a terra nas cavidades da rosca assim que é introduzido no solo. A terra preenche os espaços vazios da rosca, e ao retirar a broca do solo a terra é jogada para fora do buraco,

caindo no compartimento em um recipiente desenvolvido para essa finalidade (Figura 11). Foram coletadas amostras nas profundidades 0 cm a 20 cm e 20 cm a 40 cm, totalizando vinte amostras.



Figura 11. Coleta de solo usando o trado de rosca com furadeira elétrica (TRO).

b) Trado sonda (TSO)

O trado sonda é um instrumento de amostragem cilíndrico de aço inoxidável, que tem o seu interior preenchido com a terra, quando o mesmo é introduzido no solo. A ponta pode ser trocada em função da textura do solo (Figura 12).

O trado foi introduzido no solo com o auxílio de um martelo até a profundidade de 10 cm, foi retirado da terra e novamente introduzido até chegar aos 20 cm de profundidade. As amostras da camada 0 cm a 10 cm e 10 cm a 20 cm foram misturadas formando a amostra composta relativa à profundidade 0 cm a 20 cm. O mesmo procedimento foi repe-

tido para se coletar a amostra composta de solo relativa à profundidade de 20 cm a 40 cm. O volume de solo coletado é bastante reduzido, dispensando a utilização do balde para homogeneização da amostra.



Figura 12. Coleta de solo usando o trado sonda (TS0).

c) Trado Holandês Grande (TGR)

O trado holandês grande (Figura 13) tem dezoito centímetros de caçamba (ponta), e é introduzido no solo até que a sua extremidade atinja a profundidade de 20 cm medida no cabo do trado. O solo retirado do trado foi colocado em um balde, depois de limpar o trado, o mesmo procedimento foi realizado para a camada de 20 cm a 40 cm.



Figura 13. Coleta de terra usando o trado holandês grande (TGR).

d) Trado holandês pequeno (TPE)

O procedimento de coleta de terra usando o TPE é o mesmo descrito para o TGR. Entretanto, o uso do TPE permitiu um ganho de rendimento pelo menor esforço que o equipamento requer em relação ao TGR (Figura 14).

Conforme pode ser observado na Tabela 3 houve diferenças no tempo de amostragem o que pode representar ganho significativo quando se trabalha com um grande número de amostras. As amostragens com o TRO e o TSO representaram 48,84 % e 56,65 % do tempo gasto quando comparado ao TGR.



Figura 14. Coleta de terra usando o trado holandês pequeno (TPE).

Tabela 3. Tempo gasto para coletar as amostras nas duas camadas (0 cm a 20 cm e 20 cm a 40 cm).

Instrumento	Tempo gasto na coleta
Trado Holandês Grande (TGR)	5 min 46 seg
Trado Holandês Pequeno (TPE)	5 min 36 seg
Trado Rosca (TRO)	2 min 49 seg
Trado Sonda (TSO)	3 min 16 seg
Trincheira Padrão (TPA)	6 min 29 seg

3.4.4 Análise de laboratório

As amostras de solo coletadas nas trincheiras nos diferentes métodos de amostragem e equipamentos utilizados foram embaladas e encaminhadas ao Laboratório de análises químicas do Departamento de Solos da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ) da Universidade de São Paulo (USP) em Piracicaba, SP. Foram determinados o pH em CaCl_2 ; o teor de matéria orgânica (MO) obtido por oxidação por H_2SO_4 e quantificação por colorimetria, o fósforo disponível (P) e teores de K^+ , Ca^{2+} , e Mg^{2+} , extraídos pela resina de troca iônica, sendo o P quantificado por colorimetria e K, Ca e Mg, por espectrofotometria de absorção atômica, o teor de Al^{3+} (Al) extraído por KCl 1N e determinado por titulação ácido-base e calculados a capacidade de troca de cátions (T), sendo $T = \text{Ca}^{2+} + \text{Mg}^{2+} + \text{K}^+ + (\text{H} + \text{Al})$, a porcentagem de saturação por bases (V) do solo sendo $V = [(\text{Ca}^{2+} + \text{Mg}^{2+} + \text{K}^+)/T]100$, e a porcentagem de saturação por alumínio (m), sendo $m = [\text{Al}^{3+}/(\text{Ca}^{2+} + \text{Mg}^{2+} + \text{K}^+ + \text{Al}^{3+})] 100$. Os métodos analíticos seguiram os procedimentos descritos por Camargo et al. (1986). Foram sorteadas três trincheiras padrão nas quais foi coletada terra suficiente para formar cinco amostras simples usando o mesmo método da trincheira padrão, sendo que uma amostra de cada trincheira foi enviada para os cinco laboratórios selecionados, a partir de critérios técnicos e científicos com controle de qualidade certificado e reconhecimento com base na demanda regional. Junto com essas amostras, também foi encaminhada uma amostra padrão³ para cada laboratório em junho de 2008.

Devido a disponibilidade de dados de controle de qualidade de dois laboratórios, aos quais foram enviadas amostras padrão de fevereiro de 2005 a junho de 2008 na frequência de uma amostra por semana, a análise estatística da variância desses dados foi incluída no trabalho.

³ Em janeiro de 2005, foram coletados 150 kg de terra em um mesmo local, na camada 0 cm a 20 cm. O solo coletado foi homogeneizado e armazenado em um tambor, caracterizando a amostra padrão. Desse tambor, periodicamente um porção é retirada e encaminhada há um mesmo laboratório certificado há mais de dez anos. A repetibilidade dos resultados analíticos dessa amostra revelam a confiabilidade das determinações do laboratório.

3.5 COLHEITA DA SOJA

A área experimental foi plantada com soja *Glyvine max (L.)* cultivar CD-217 da Coodetec, ciclo de 115 dias, considerada em Goiás como um cultivar precoce (Figura 15). O plantio foi realizado no dia 24 de novembro de 2006, e a coleta da terra do ensaio entre os dias 22 a 24 de novembro.



Figura 15. Soja cultivada na área experimental, 21 dias após germinação.

A colheita da soja foi realizada em 21 de março de 2007, manualmente, por uma equipe de quatro pessoas durante quatro dias de trabalho. Utilizou-se o GPS de navegação para chegar novamente nos mesmos pontos de coleta de terra das trincheiras padrão na grade original do ensaio, nas quais as amostras de terra foram tiradas. Foram tomadas quatro amostras simples por ponto para fazer uma amostra composta, formada por todas as plantas de duas linhas paralelas, de quatro metros de comprimento, com duas repetições. Todas as plantas coletadas foram contadas para determinação da quantidade de plantas por metro de cada ponto (Figuras 16 e 17).



Figura 16. Coleta de amostras para estimativa da produtividade da soja



Figura 17. Ensacamento e contagem de plantas.

As amostras com as plantas de soja bem secas foram acondicionadas em uma sacola de uma tonelada de capacidade, e com auxílio de uma vara de madeira resistente os grãos foram separados das vagens dentro da sacola de cada amostra (Figura 18).



Figura 18. Debulha e separação de grãos das vagens.

As amostras foram peneiradas (Figura 19) e pesadas individualmente para calcular a produtividade em cada célula.



Figura 19. Limpeza da soja.

No armazém da fazenda foram feitas as determinações de umidade dos grãos e porcentagem de grãos ardidos, para analisar se a soja apresentava a qualidade exigida pelo governo no credenciamento do estabelecimento como armazéns gerais em Goiás (Figura 20).



Figura 20. Equipamento para determinação da umidade do grão de soja.

3.6 ANÁLISES ESTATÍSTICAS

A análise de variância foi utilizada como base da avaliação dos resultados do experimento. O programa SAS foi escolhido como ferramenta principal de análise estatística no presente trabalho. O agrupamento dos dados estatísticos em conjuntos distintos possibilitou a análise conjunta de experimentos. Foram realizadas as análises de variância e testes de homogeneidade de variâncias, seguidos de testes de comparação de médias pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

Os tratamentos considerados foram o de trincheira padrão (TPA), trincheira estratificada (TES), amostras simples ou compostas (ASC) e instrumentos de coleta (INS), e as análises estatísticas e geoestatísticas foram feitas de várias maneiras (Tabela 4).

Tabela 4. Resumo das análises estatísticas e geoestatísticas.

Descrição	Trincheira Pa- drão (TP)	Trincheira Estratifi- cada (TES)	Amostras simples ou compostas (ASC)	Instrumentos de coleta (INS)	Teste dos Laboratórios (LAB)
Profundidade de coleta	0-20 cm 20-40 cm	0-10 cm 10-20 cm 0-20 cm	0-20 cm 20-40 cm	0-20 cm 20-40 cm	0-20 cm 20-40 cm
Número de amostras (n)	154	16	32	32	18
Tipo de amostra cole- tada	Amostras simples	Amostras simples	Amostras simples e compostas	Amostras simples e compostas	Amostras simples
Teste estatís- tico	ANOVA e Teste de Tukey a 5% + análi- ses geoestatís- ticas	ANOVA e Teste de Tukey a 5%	ANOVA e Teste de Tukey a 5%	ANOVA e Teste de Tukey a 5%	ANOVA e Teste de Tukey a 5%

3.7 ANÁLISES GEOESTATÍSTICAS

Para análise de variabilidade espacial dos atributos estudados foram utilizadas técnicas de geoestatística que pressupõe o conhecimento das coordenadas geográficas dos locais onde as amostras foram tomadas. Segundo Vieira (1997) a análise geoestatística é a verificação da existência de dependência espacial, por meio do semivariograma que pode ser estimado pela seguinte equação:

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

Em que $N(h)$ é o número de pares de valores $[Z(x_i), Z(x_i + h)]$ separados por um vetor h ; Z corresponde às propriedades químicas do solo estudado e os valores de x_i e $x_i + h$ são definidos de acordo com as posições das amostras no campo.

Uma característica importante na representação espacial dos dados é a dependência espacial entre os pontos. Esse comportamento se expressa quando o valor de qualquer ponto amostrado depende de alguma forma do valor de seu vizinho. Esse conhecimento é importante quando precisamos estimar o valor de Z para qualquer ponto x, y não amostrado. Essa característica está expressa na equação 1 como a diferença $[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2$. No caso estudado foi considerado que a variação não é alterada pela direção em que os pontos estão dispostos no campo, utilizando apenas o módulo do vetor h , que é a distância entre as amostras.

Para definir qual a melhor forma de interpolar os dados para estimar valores não amostrados foram calculados os semivariogramas para cada elemento. Quando se calcula o semivariograma, obtêm-se pares de valores de semivariâncias $g(h)$ e distâncias (h) , os quais deverão ser dispostos em gráfico de dispersão tendo como valores de Y , as semivariâncias, e de X , as distâncias. A esse gráfico ajustou-se uma equação para cada elemento. Quando os elementos têm propriedades químicas espacialmente dependentes, a diferença entre os valores $[Z(x_i) - Z(x_i + h)]$, em média, deverá ser crescente com a distância até certo ponto a partir do qual se estabiliza num valor denominado patamar ($C_0 + C$), que coincide com a variância total dos dados. O alcance da amostra é uma distância que representa o raio de um círculo, dentro do qual os valores são tão parecidos uns com os outros que se tornam correlacionados. O valor da semivariância na interseção do eixo Y , denominado de efeito pepita (C_0), representa a variabilidade da propriedade em estudo em espaçamentos menores do que o amostrado. Assim, quanto maior o efeito pepita, mais fraca é a dependência espacial de um dado atributo. Os parâmetros efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C$) e alcance (a) são usados nas equações ajustadas aos semivariogramas. Quando há dependência espacial os valores vizinhos são tão semelhantes que haverá possibilidade de estimar valores para qualquer local onde a propriedade não foi amostrada. A estimativa Z^* na posição x_0 pode ser obtida através de:

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i)$$

(2)

Em que $Z(x_i)$ é o valor medido na posição x_i e i é o peso associado ao valor medido na posição x_i . N é o número de valores medidos usados na estimativa do valor $Z^*(x_0)$ (Vieira, 1997).

A geoestatística foi utilizada para avaliar a variabilidade espacial dos atributos estudados. Segundo Vieira et al. (1983) a dependência espacial entre as observações pode ser expressa pelo semivariograma, estimado pela seguinte equação:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (3)$$

Em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$, separados pela distância h .

A geoestatística descreve a variabilidade a partir de correlogramas e semivariogramas, segundo o nível de dependência espacial da variável em estudo, bem como o alcance de cada amostragem, além das relações entre as diversas variáveis (Vieira, 1997). O conhecimento do semivariograma permite definir a ótima intensidade de amostragem. Quando isto não é possível, recomenda-se uma amostragem sistemática em grade regular, determinada pelo número de observações que o interessado tenha condições de fazer. O semivariograma fornece um meio de quantificar a tendência comumente observada de amostras agrupadas possuírem valores mais aproximados do que amostras mais largamente separadas, sendo representados por modelos teóricos.

Modelos matemáticos devem ser ajustados aos semivariogramas para visualização da natureza da variação espacial dos atributos estudados, além de serem necessários para outras aplicações, como a krigagem. Pela equação 3 os modelos matemáticos utilizados nos semivariogramas, o esférico, exponencial e gaussiano podem ser calculados, e cada um deve se ajustar a um comportamento dos dados. O C_0 é o efeito pepita, $C_0 + C$ é o patamar (C_1) e a é o alcance do semivariograma. O valor da semivariância na interseção do eixo Y, denominado efeito pepita, representa a variabilidade da propriedade em estudo em espaçamentos menores do que o amostrado. Assim, quanto maior o efeito pepita, mais fraca é a dependência espacial do atributo em questão. O alcance da dependência espacial

representa a distância em que os pontos amostrais estão correlacionados entre si, ou seja, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos entre si do que com aqueles localizados fora dessa área. Os valores obtidos pela krigagem não são viciados e têm variância mínima (Vieira et al., 1983), sendo ideais para a construção de mapas de contorno ou tridimensionais para verificação e interpretação da variabilidade espacial. As informações mostradas em gráficos de contorno são úteis para compreender a variabilidade das propriedades do solo no campo e identificar áreas que necessitam de diferentes tipos de preparo.

Os dados utilizados foram separados em três grupos, sendo cada grupo dividido em duas profundidades (Tabela 5).

Tabela 5. Agrupamento dos dados para análises geostatísticas

Tratamentos	Profundidade (cm)	Dados utilizados nos cálculos
Resultados superficiais	0-20	Resultados das análises
Resultados sub-superficiais	20-40	Resultados das análises
Classes de produtividade superfície	0-20	Resíduos da média
Classes de produtividade sub-superfície	20-40	Resíduos da média
Tipo de solo superfície	0-20	Resíduos da média
Tipo de solo sub-superfície	20-40	Resíduos da média

Essa estrutura foi utilizada para a determinação dos melhores ajustes dos semi-variogramas no programa VARIOWIN 2.21, muito utilizado por universidades no mundo todo, gratuito e disponível na internet. Com o processamento dos dados foram obtidos o efeito pepita, o patamar (C1) e o alcance.

Dentro da estrutura de dados de produtividade foram criadas três classes de produtividade, alta, média e baixa, das quais foram retiradas as tendências através dos resíduos, o que permitiu a análise da contribuição da produtividade na variância dos dados (Tabela 6).

Tabela 6. Classes de produtividades de soja agrupadas para remoção da tendência.

Tabela 67. Classes de produtividades de soja agrupadas para remoção da tendência.					
Produtividade da Soja		Mínimo	Máximo	Número de Pontos	Porcentagem
		Kg.ha ⁻¹			
Classe 1	Baixa	2520	3300	23	29,87%
Classe 2	Média	3300	3500	22	28,87%
Classe 3	Alta	3500	4315	32	41,56%

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 MÉTODOS DE AMOSTRAGEM E ANÁLISE ESTATÍSTICA CLÁSSICA

a) Método da trincheira estratificada (TES)

A análise de variância foi realizada para comparação dos valores das amostras coletadas na profundidade de 0 cm a 20 cm nas trincheiras padrão, com a média das amostras coletadas na mesma trincheira porém coletadas separadamente nas profundidades 0 cm a 10 cm e 10 a 20 cm (Tabela 7)

Os resultados das análises da camada de 0 cm a 20 cm da trincheira padrão não foram diferentes estatisticamente dos valores da média entre os resultados das camadas de 0 cm a 10 cm e de 10 a 20 cm, o que indica que a amostragem de 0 cm a 20 cm não é capaz de detectar a concentração da fertilidade na camada superficial, comportamento confirmado pelos resultados da análise de variância entre as camadas de 0 cm a 10 cm e 10 cm a 20 cm, que revelou diferenças estatísticas em relação aos teores de fósforo, potássio e magnésio trocáveis, e a capacidade de troca de cátions, elementos fundamentais para recomendações de adubação e calagem (Raij, 1987; Raij, 1991). A estratificação vertical de nutrientes concentrados na superfície do solo é esperado em áreas de plantio direto e em áreas sem revolvimento do solo com grade ou arado (Mallarino & Borges, 2006). Os resultados confirmam a hipótese de que a amostragem deve considerar o manejo da área para definir a estratégia de coleta, utilizando o histórico da área para determinação das camadas a serem amostradas, uma vez que o sistema de plantio determina o comportamento da distribuição de nutrientes no solo foi amplamente discutido por (Schlindwein & Anghinoni, 2000; Silveira et al., 2000; Alvarez & Guarçoni, 2003; Montezano et al., 2006; Mallarino & Borges, 2006).

Tabela 7. Comparação entre as amostras 0 cm a 20 cm com as 0 cm a 10 cm e 10 cm a 20 cm

Atributos Químicos	Método 1- Comparação			Método 2- Camada Estratificada		
	Média			0-10	10-20	p> F
	0-20	0-10/0-20	p> F			
pH, CaCl ₂	5,49	5,43	0,249	5,46	5,40	0,704
M.O. g kg ⁻¹	31,25	31,31	0,968	32,87	29,75	0,237
P, mg dm ⁻³	22,00	14,25	0,091	22,87 A	5,62 B	0,034
K, mg dm ⁻³	1,93	2,13	0,245	2,75 A	1,50 B	0,013
Ca, mmol _c dm ⁻³	32,25	29,88	0,125	33,00	26,75	0,275
Mg, mmol _c dm ⁻³	8,75	8,31	0,490	10,12 A	6,50 B	0,103
H+Al, mmol _c dm ⁻³	24,13	23,44	0,204	24,00	22,87	0,643
Al, mmol _c dm ⁻³	0,00	0,06	0,351	0,00	0,12	0,334
SB, mmol _c dm ⁻³	42,88	40,25	0,212	45,87	34,62	0,101
T, mmol _c dm ⁻³	24,13	23,44	0,129	69,87 A	57,50 B	0,028
V, %	63,50	61,69	0,395	64,25	59,12	0,420
Argila, %	58,13	58,88	0,142	58,12	57,37	0,608

DMS = Diferença Mínima Significativa. Tukey, $\alpha=0,05$.

OBS: Letras diferentes indicam médias significativamente distintas conforme teste de Tukey a 5%

A utilização da fórmula de recomendação de calagem pressupõe uma camada de solo de 20 cm de profundidade por 10.000 m² de área, para que o resultado seja apresentado em toneladas por hectare, portanto o resultado deve ser aplicado e incorporado na camada presumida pela fórmula, caso contrário o cálculo deve ser proporcional à camada incorporada (Raij, 1991). No caso estudado o cálculo da dose de calcário para as amostras da camada de 0 cm a 20 cm avaliadas foi de 1,4 toneladas por hectare, e a dose média entre as camadas de 0 cm a 10 cm e 10 cm a 20 cm foi de 1,3 toneladas por hectare, sendo considerada uma diferença não significativa sob o ponto de vista prático, entretanto se a incorporação do calcário não ultrapassar a camada de 0 cm a 10 cm, por limitações de operações pela ausência de água na camada, como ocorre na região estudada no período da seca, a dose do calcário seria superestimada e poderia trazer problemas de equilíbrio da solução do solo prejudicando a disponibilidade de micronutrientes na camada trabalhada (Trangmar et al., 1985; Raij, 1991). Como os valores de saturação por bases foram em média maiores na camada de 0 cm a 10 cm do que na camada de 0 cm a 20 cm, ou seja, há concentração na

superfície, a necessidade de correção entre as camadas é diferente e deve ser consideradas separadamente no cálculo das doses para aumentar a precisão do cálculo. As diferenças nos cálculos das doses da necessidade de calagem para solos amostrados em apenas uma camada podem ser agravadas se as diferenças entre as camadas for maior do que aquela encontrada no ensaio, que foi relativamente baixa em relação aos históricos de áreas próximas geograficamente.

b) Método das amostras simples ou compostas (ASC)

Foi realizada a análise de variância dos dados utilizando a análise conjunta de experimentos constituídos em duas profundidades de solo, com objetivo de comparar a composição da amostra de terra, coletada em uma única amostra e uma composta por 8 amostras simples coletadas ao redor do ponto central da célula de coleta em um raio de dez metros. Os resultados foram testados no nível de significância de 5% pelo teste de Tukey (Tabela 8). Conforme Sparovek (1997), o uso de amostras compostas não possibilita a compreensão completa da relação dos atributos químicos do solo com a dinâmica superficial, e os resultados mostraram que apesar do magnésio ter apresentado diferenças estatísticas, essas diferenças não foram significativas em relação às recomendações de adubação e calagem. Para todos os outros elementos analisados a coleta de uma amostra simples foi suficiente para representar a área de 10 metros de raio em torno do ponto central da amostra padrão, sendo um esforço desnecessário a coleta de oito amostras simples para compor a amostra composta. Esse fato representa grande economia de tempo e mão de obra no campo.

Segundo Guarçoni (2006), a facilidade de coleta de terra com instrumentos modernos e práticos oriundos da agricultura de precisão, amostras simples estão sendo coletadas como unidades amostrais, assumindo com grande otimismo que pequenos volumes de terra possam representar corretamente seu entorno. Entretanto os resultados obtidos mostraram que o esforço em aumentar o número de amostras simples na intenção de aumentar a precisão do processo não traz os resultados esperados. Os resultados indicam que a fonte de variação mais importante no processo de diagnose da fertilidade através de amostragem de terra não é o número de amostras simples coletadas, uma vez que não houve diferença significativa entre os resultados de oito trincheiras espaçadas por dez metros nas quais foram coletadas oito amostras simples para formar uma composta, com exceção do magnésio.

Tabela 8. Comparação de amostras simples e compostas.

Atributos Químicos	Profundidade (cm)		Método- Amostras Compostas e Simples		Pr>F		
	N=32		N=32		Tukey a 5%		
	0-20	20-40	Simples	Composta	Profundidade	Método	Método X\ Profundidade
pH, CaCl ₂	5,63	5,47	5,58	5,53	0,233	0,570	0,542
M.O. g kg ⁻¹	32,35	23,06	28,81	27,50	0,074	0,468	0,295
P, mg dm ⁻³	15,25	3,44	10,38	8,31	0,077	0,387	0,504
K, mg dm ⁻³	2,02 A	0,88 B	1,45	1,44	0,045	0,951	0,763
Ca, mmol _c dm ⁻³	32,88	16,25	26,81	22,31	0,076	0,266	0,506
Mg, mmol _c dm ⁻³	10,56 A	6,63 B	9,19 A	8,00 B	0,010	0,033	0,942
H+Al, mmol _c dm ⁻³	21,69	21,31	21,63	21,38	0,742	0,822	0,427
SB, mmol _c dm ⁻³	45,50	23,81	37,56	31,75	0,057	0,205	0,601
T, mmol _c dm ⁻³	67,19	45,13	59,19	53,13	0,081	0,276	0,360
V, %	66,69	51,31	60,31	57,69	0,051	0,283	0,725
Argila, %	60,69 A	61,75 B	60,88	61,56	0,037	0,058	0,957

DMS = Diferença Mínima Significativa. Tukey, $\alpha = 0,05$.

OBS: Letras diferentes indicam médias significativamente distintas conforme teste de Tukey a 5%

Existem muitos trabalhos sobre esse assunto e poucos concordam sobre o tamanho de área que uma única amostra simples ou composta pode representar com precisão. Segundo Raij (1991), os fatores mais importantes na determinação do número de amostras simples necessárias para representar uma amostra de terra estão relacionados com a homogeneidade dos atributos pedológicos e de fertilidade superficial, não importando o tamanho da área a ser representada. Na escala trabalhada o resultado de uma amostra simples produziu informação suficiente para a tomada de decisão correta sobre estratégia de manejo da área.

c) Tipos de instrumentos de coleta de terra (INS)

Para a comparação dos quatro instrumentos de coleta de terra utilizados foi feita a análise conjunta de experimentos constituídos por duas profundidades de coleta de terra, de 0 cm a 20 cm e de 20 cm a 40 cm, com nível de significância de 5% pelo teste de Tukey.

O trado rosca (TRO) apresentou a maior variação entre todos os instrumentos testados, seguido do trado sonda (TSO), ambos com tendências de apresentarem valores acima das médias dos outros instrumentos e da trincheira padrão. Os dados mostram que, quando há concentração de nutrientes nas camadas superficiais nos solos nos quais são coletadas as amostras para análises de rotina dos programas de monitoramento da fertilidade em todo o Brasil, o tipo do instrumento de coleta pode alterar os resultados laboratoriais em níveis significativos, alterando de forma decisiva as recomendações de adubação e calagem. Por exemplo, para a área experimental foram calculadas as doses de adubo para o plantio de soja da safra 2008/2009, seguindo os critérios de adubação para a região (Lopes, 1989). As diferenças entre as doses calculadas de adubo formulado (02-20-20) para uma área de 40 ha, quando o trado holandês grande foi comparado ao método padrão, foram de aproximadamente 20%, representando uma economia de R\$ 5.600,00 quando o método padrão foi utilizado.

As diferenças entre instrumentos podem estar relacionadas à dificuldade no controle da exatidão da profundidade amostrada, pois a profundidade da marcação externa da ferramenta de coleta de amostras não coincide com a espessura de terra efetivamente coletada. Isto pode ocorrer pelo fato da ferramenta ficar preenchida com terra antes de atingir a profundidade efetiva de coleta da amostra, situação na qual a quantidade coletada varia ao longo da espessura desejada. Temos a contaminação da amostra com terra proveniente de da camada acima, e a terra cai no orifício deixado pela ferramenta misturando-se ao material coletado na segunda vez que a ferramenta é introduzida no solo (Bacchi et al., 1996).

Os instrumentos testados (Tabela 9) apresentaram variações significativas na disponibilidade de fósforo e potássio visando adubação, e como são os elementos mais importantes nas recomendações de adubação, o instrumento de coleta parece ser uma fonte de variação muito importante no processo de diagnose. A disponibilidade fósforo na camada 00 a 20 cm apresentou variações entre os instrumentos que podem alterar a recomendação de adubação de plantio da área estudada. Na trincheira padrão (TPA) o valor encontrado foi de 7 ppm e para o trado rosca (TRO) foi de 14 ppm, que apesar de ser mais rápido e prático apresentou variação significativa estatisticamente e significativa para fins de adubação pois as doses recomendadas sofrerão variações que interferem na lucratividade da área. Ainda para o fósforo o trado holandês grande (TGR) apresentou os valores médios mais próximos aos da trincheira padrão (TPA), sugerindo que esse instrumento pode ser utiliza-

do para agilizar o trabalho de campo quando a textura e umidade do solo oferecem condições de uso, pois em áreas arenosas ou de textura média com baixa umidade, o trado holandês não é capaz de coletar terra. Todos os outros instrumentos superestimaram os teores de fósforo e potássio, considerando a TPA como método padrão.

Isso demonstra que a maneira como as amostras são coletadas interfere na precisão do processo e nesse contexto, o conhecimento da distribuição vertical dos atributos do solo, através de métodos mais precisos nesta determinação, é uma estratégia mais eficiente na tomada de decisão de manejo. Métodos de coleta que permitam a retirada de mais amostras por unidade de tempo, mas que comprometem a precisão do processo por contaminação da amostra com terra das camadas superiores não são os mais confiáveis (Bacchi et al., 1996).

d) Variação dos laboratórios de análise de terra

Os resultados das análises de variância de amostras idênticas enviadas para cinco laboratórios de análise de terra apresentaram resultados muito distintos sob o ponto de vista estatístico. Os parâmetros avaliados tiveram variações acentuadas que resultam em diferentes interpretações de resultados, que podem chegar no caso estudado a variar a recomendação de adubação para potássio de 0 a 120 kg.ha⁻¹ de K₂O, comprometendo a utilização das informações para fins de recomendação de adubação e calagem com alguma segurança. A escolha do laboratório e a manutenção de controle de qualidade rotineiro através de amostras padrão, pode ser mais importante na precisão do diagnóstico de fertilidade do solo do que todos os outros tipos de fatores de variação como métodos de coleta, tipo de instrumentos, treinamento de equipe de campo para utilização dos mesmos e elaboração de grades amostrais georreferenciadas.

Tabela 8. Comparação dos instrumentos de coleta de terra

Atributos Químicos	Profundidade (cm)		Método- (Instrumentos de Coleta de Terra)					Pr > F		
	n=232		n=232					Turkey a 5%		
	0-20	20-40	TGR	TPE	TRO	TSO	TPA	Profundidade	Método	Método X Profundidade
pH, CaCl ₂	5,46 A	5,27	5,54	5,28	5,44	5,37	5,34	0,005	0,117	0,788
M.O. g kg ⁻¹	31,58 A	22,66 B	25,30	28,40	27,17	26,95	27,21	<0,0001	0,338	0,599
P, mg dm ⁻³	15,70 A	3,91 B	7,25 B	12,30 AB	14,56 A	13,15 AB	8,82 AB	<0,0001	0,027	0,817
K, mg dm ⁻³	2,07 A	1,03 B	1,42 B	1,80 AB	2,11 A	1,83 AB	1,44 B	<0,0001	0,018	0,863
Ca, mmol _c dm ⁻³	30,35 A	14,12 B	25,85	26,60	27,11	22,25	20,63	0,001	0,278	0,093
Mg, mmol _c dm ⁻³	9,59 A	5,82 B	9,00	8,20	9,78	8,00	7,19	0,001	0,119	0,183
Al, mmol _c dm ⁻³	0,13 A	0,30 B	0,20	0,25	0,28	0,20	0,21	0,010	0,830	0,907
H+Al, mmol _c dm ⁻³	23,34	22,77	20,25	24,10	22,00	21,80	23,57	0,346	0,104	0,525
SB, mmol _c dm ⁻³	42,05 A	21,07 B	36,30	36,60	39,06	31,20	29,34	0,001	0,225	0,097
T, mmol _c dm ⁻³	65,39 A	43,84 B	56,55	60,70	61,06	53,90	52,92	0,000	0,227	0,062
V, %	62,39 A	46,36 B	58,40	55,70	61,83	57,20	52,44	0,001	0,113	0,461
m, %	0,61 A	2,34 B	1,85	1,40	1,67	1,10	1,47	0,005	0,864	0,856
Argila, %	60,15 A	62,09 B	62,60 A	61,50 AB	61,60 AB	61,60 AB	60,75 B	0,001	0,025	0,970

TGR = Trado holandês grande; TPE = Trado holandês pequeno, TRO = Trado rosca, TSO = Trado sonda; TPA = Trincheira padrão.

DMS = Diferença Mínima Significativa. Tukey, $\alpha = 0,05$.

OBS: Letras diferentes indicam médias significativamente distintas conforme teste de Tukey a 5%.

Na (Tabela 10) pode-se perceber que o laboratório 1 (Lab1), considerado padrão, apresentou a menor variação comparados aos outros laboratórios, e apresentou a melhor relação com o banco de dados de fertilidade de seis safras seguidas na área estudada, mostrando bastante coerência com a realidade. Os Lab 4 e Lab 5 apresentaram resultados analíticos muito diferentes do Lab 1 e foram responsáveis pela maior variação em relação ao Lab 1. O Lab 6 mostrou a melhor relação com os resultados do Lab 1, mostrando coerência entre os resultados.

Segundo Brunetto et al. (2005), solos que apresentam o nível de potássio acima de $1,0 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$ tem baixa probabilidade de responderem à adubação potássica. Em um exemplo prático da importância da escolha do laboratório foi feito o cálculo da dose necessária de potássio para nutrição da soja esperando produtividade de 3.000 kg.ha^{-1} de grãos, as doses foram 0 (zero) kg.ha^{-1} de K_2O quando avaliado o resultado do Lab 5 e 80 kg.ha^{-1} de K_2O para o Lab 3, representando diferença de R\$ 8.640,00 na compra do cloreto de potássio com os preços atuais, o que pode comprometer o lucro da área em anos de baixo rendimento. Para a mesma área a recomendação de calagem também apresentou diferenças elevadas, pois ao utilizar o método da elevação da saturação por bases conforme Raij (1991), calculado para elevar a saturação para 80% e estimando o P.R.N.T. do calário em 85%, a dose de calcário foi de $1,2 \text{ t.ha}^{-1}$ para o Lab 1, e $2,20 \text{ t.ha}^{-1}$ para o Lab 4, representando diferença de R\$ 2.400,00. O custo médio do serviço de coleta de terra, interpretação dos dados e recomendação de adubação e calagem em uma área de 40 ha é de aproximadamente R\$ 1.000,00 nos preços atuais.

Tabela 9. Comparação entre laboratórios de análises de terra.

Atributos Químicos	Método- Diferentes laboratórios para a mesma amostra n= 18						Pr > F
	LAB 1	LAB 2	LAB 3	LAB 4	LAB 5	LAB 6	Turkey a 5%
pH, CaCl ₂	5,40 A	5,36 A	5,43 A	4,83 B	5,16 AB	5,36 A	0,004
M.O., g kg ⁻¹	33,66 A	25,66 B	22,33 B	21,00 B	27,33 AB	26,00 B	0,001
K, mg dm ⁻³	2,60 B	1,33 B	1,13 B	1,67 B	6,67 A	1,47 B	<0,0001
Ca, mmol _c dm ⁻³	26,67 B	19,00 C	17,00 C	20,66 BC	41,00 A	35,33 A	<0,0001
Mg, mmol _c dm ⁻³	10,33 A	6,67 BC	5,33 C	7,00 BC	6,67 BC	7,33 B	<0,0001
H+Al, mmol _c dm ⁻³	22,33 ABC	17,33 C	21,33 BC	32,00 BA	31,67 BA	34,00 A	0,003
SB, mmol _c dm ⁻³	39,67 B	27,00 C	23,00 C	29,33 C	54,33 A	44,33 B	<0,0001
T, mmol _c dm ⁻³	62,00 B	44,33 C	44,00 C	61,33 B	81,00 A	66,33 B	<0,0001
V, %	63,67 AB	60,00 ABC	51,33 BC	47,67 C	61,00 AB	66,00 A	0,002

DMS = Diferença Mínima Significativa. Tukey, $\alpha = 0,05$.

OBS: Letras diferentes indicam médias significativamente distintas.

Além da avaliação da variação dos seis laboratórios estudados foi feito um teste temporal entre dois laboratórios de análise de rotina realizado entre fevereiro de 2005 e junho de 2008, para os quais foram enviadas semanalmente amostras padrão (coletadas em um mesmo local e condicionadas em um tambor de 200 L). Foram calculados a média, análise de variância (ANOVA) da média, de homogeneidade da variância (Levene's), desvio padrão da média, e intervalo de confiança da média (95% de probabilidade) de amostras dos laboratórios 1 (Lab 1) com 151 repetições e laboratório 2 (Lab 2) com 53 repetições. Espera-se que a distribuição dos valores seja diferente quando amostras são enviadas para laboratórios diferentes. Para os dois laboratórios estudados alguns valores apresentaram diferenças significativas, provavelmente pela grande quantidade de dados (n). Entretanto, para utilização dos dados visando adubação e calagem as diferenças não foram significativas, ou seja, a variação encontrada entre os dois laboratórios não alteraria a recomen-

dação. O Lab 1 apresentou variação maior que o Lab 2, indicando que o controle de qualidade de laboratórios de análises de terra, através de amostras padrão enviadas periodicamente ao laboratório pode ajudar na detecção de possíveis variações decorrente de erros metodológicos, por exemplo. O Lab 2 revelou menor desvio padrão para todos os atributos, apesar das diferenças não significativas (Tabela 11). Quando os laboratórios possuem controle de qualidade e apresentam constantemente variação baixa nos resultados, a escolha desses laboratórios em trabalhos envolvendo recomendações de adubação e calagem, seja utilizando conceitos de agricultura de precisão ou não, a fonte de variação mais importante no processo de diagnose de fertilidade visando adubação e calagem pode ser conhecida e controlada, reduzindo bastante os erros nas recomendações.

Tabela 10. Análise de variância temporal para dois laboratórios diferentes.

Atributos Químicos	Média		Anova Md.	Desvio Padrão da Média		Intervalo de Confiança (95%)				Homogeinedade Da Variância
						Superior		Inferior		
	LAB 1	LAB 2	Pr > F	LAB 1	LAB 2	LAB 1	LAB 2	LAB 1	LAB 2	Pr > F
pH, CaCl ₂	5,27	5,44	<0,01	0,14	0,06	5,30	5,46	5,35	5,42	0,01
M.O. g kg ⁻¹	28,88	25,02	<0,01	4,48	0,54	29,60	25,17	28,16	24,87	0,02
P, mg dm ⁻³	12,03	12,17	0,74	30,1	1,16	12,51	11,54	12,49	11,85	<0,01
K, mg dm ⁻³	7,69	6,10	<0,01	1,48	0,25	7,93	7,45	6,17	6,03	<0,01
Ca, mmol _c dm ⁻³	45,66	46,38	0,50	7,7	1,72	46,90	44,42	46,85	45,90	<0,01
Mg, mmol _c dm ⁻³	13,01	12,36	0,07	2,54	0,59	13,42	12,60	12,52	12,20	<0,01
H+Al, mmol _c dm ⁻³	30,49	26,74	<0,01	6,47	1,30	31,53	29,45	27,10	26,38	<0,01
S*, mmol _c dm ⁻³	6,94	6,22	0,46	4,02	0,94	7,69	6,19	6,69	5,75	0,21
SB, mmol _c dm ⁻³	66,37	63,65	0,08	10,04	8,26	67,99	64,75	65,93	61,37	0,48
T, mmol _c dm ⁻³	96,00	91,47	0,02	13,63	2,79	98,20	93,81	92,24	90,70	0,04
V, %	68,54	70,89	<0,01	6,3	1,04	69,55	71,17	70,60	70,60	<0,01

*n para Lab 1 = 151; Lab 2 = 53

3.7 ANÁLISES GEOESTATÍSTICAS

Segundo Burrough (1998), a teoria sobre variabilidade espacial assume que qualquer variável pode ter sua variação expressa como a soma de três componentes mais importantes: (a) Componente estrutural, que tem a média ou tendência constantes; (b) Randômico, correlacionado espacialmente e que representa a variação regional; (c) Sem correlação espacial com erros ao acaso ou de variações oriundas de metodologias erradas que não estão relacionadas a área (Figura 21).

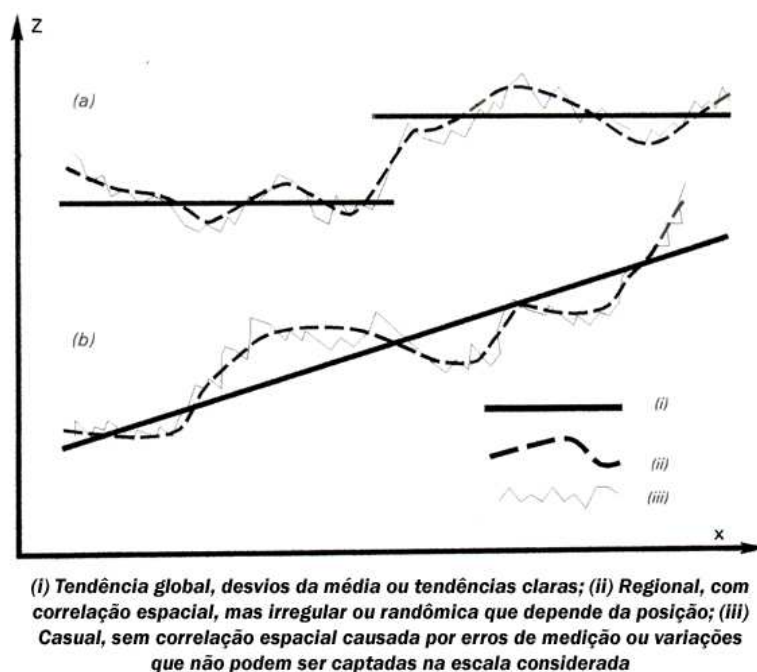


Figura 21. Tipos de variação encontrada. Adaptado de Burrough (1998).

A partir dos semivariogramas ajustados os parâmetros de variação foram calculados: o efeito pepita, a variação casual não captada, a porcentagem desse efeito (pepita/patamar), o patamar (C1), valor que revela quando as variações passam a ser constantes e o alcance (m), que é a distância entre pontos de coleta de amostras que limita uma região dentro da qual os dados amostrados podem ser usados em programas interpoladores como aqueles que utilizam a *krigagem*, ou seja, a estimativa de valores em pontos não amostrados pode ser feita com esse tipo de ferramenta computacional.

Segundo Cambardella (1994) a variabilidade espacial pode ser expressa pelo cálculo da razão de dependência espacial (RD), que é a proporção em percentagem do efeito pepita em relação ao patamar (C1) e as dividiu em três classes: Dependência forte < 25 %; Dependência moderada de 26% a 75 %; Dependência fraca > 75%. Na camada 0 cm a 20 cm a matéria orgânica e o teor de argila mostram os menores valores do efeito pepita, com razão de dependência de 15% e 31%, apresentaram patamares elevados no semivariograma e alcance elevado, concordando com resultados de Corá et al. (2004) que esses atributos revelam dependência espacial forte. No caso do pH, cálcio, o efeito pepita foi mais elevado com razão de dependência em torno de 75 % mostrando dependência espacial moderada a forte revelando um alcance mais curto e indicando que pouca variação pode ser explicada com a metodologia utilizada. Os demais elementos analisados, fósforo, potássio, magnésio, soma de bases, capacidade de troca de cátions e saturação por bases apresentaram variogramas que revelam razão de dependência maior que 75%, revelando fraca dependência, inviabilizando os dados para fins de *krigagem* para estimativa de pontos não amostrados. Nesse caso vale afirmar que a utilização da média de todas as amostras seria mais indicado do que a interpolação dos dados, uma vez que essa técnica não melhora a representação da variação dos resultados de forma eficiente, e provavelmente resultaria numa recomendação muito semelhante (Tabela 12).

Tabela 11. Análise geoestatística da fertilidade do solo da camada 0 cm a 20 cm.

Variável	Profundidade 0-20 cm			
	Efeito Pepita	Patamar	Pepita (%)	Alcance (m)
pH, CaCl ₂	0,09	0,12	76	171
M.O. g kg ⁻¹	3,75	24,31	15	427
P, mg dm ⁻³	62,25	74,32	84	171
K, mg dm ⁻³	0,85	1,06	80	228
Ca, cmol _c dm ⁻³	77,00	103,95	74	228
Mg, cmol _c dm ⁻³	7,71	8,18	82	342
SB, cmol _c dm ⁻³	137,70	162,47	85	154
T, cmol _c dm ⁻³	96,00	113,58	85	285
V, %	107,90	128,47	84	228
Argila, g dm ⁻³	4,80	15,64	31	300

Dos três tipos de variância, casual, regional e tendência ou global, os métodos utilizados podem captar variações para a camada de 0 cm a 20 cm até 70 m, a variação regional de 70 m a 350 m, e para a camada de 20 cm a 40 cm uma variação casual de 70 m e regional de 70 m a 450 m. Na camada 20 cm a 40 cm observou-se que para a matéria

orgânica a dependência espacial diminuiu entrando na classe moderada e a argila teve comportamento inverso, aumentou a dependência espacial, com valores reduzidos de efeito pepita, patamares elevados no semivariograma, obedecendo comportamentos mais regionais, ligados aos tipos de solos e relevo. Com excessão da saturação por bases que aumentou a dependência espacial os demais mantiveram ou diminuíram a razão de dependência, revelando efeito pepita elevado, apresentando comportamento semelhante a camada 0 cm a 20 cm. Para todos os elementos o alcance teve aumento considerado elevado, provavelmente por alcançar horizontes pedológicos que explicam melhor a variação da produtividade da soja do que as análises de terra superficiais (Tabela 13).

Tabela 12. Análise geoestatística da fertilidade do solo da camada 20 cm a 40 cm.

Variável	Profundidade 20- 40 cm			
	Efeito Pepita	Patamar	Pepita (%)	Alcance (m)
pH, CaCl ₂	0,11	0,15	70	228
M.O. g kg ⁻¹	7,40	19,11	39	455
P, mg dm ⁻³	1,29	1,46	88	455
K, mg dm ⁻³	0,35	0,41	84	342
Ca, cmol _c dm ⁻³	30,71	36,05	85	389
Mg, cmol _c dm ⁻³	3,60	3,96	91	750
SB, cmol _c dm ⁻³	51,85	60,82	85	462
T, cmol _c dm ⁻³	36,00	44,03	82	488
V, %	108,00	149,69	72	433
Argila, g dm ⁻³	3,05	17,93	17	456

Outros trabalhos sobre a correlação de relevo com os solos e produtividade das culturas demonstram que a ênfase no conhecimento desses atributos pode explicar melhor as variações encontradas nas áreas estudadas (Bouma, 1999). Segundo Souza (2008), as formas de relevo, convexa ou côncava, tem influência direta na variabilidade de atributos do solo e no fluxo de água da área. Os mesmos autores apresentaram mapas de fertilidade gerados a partir de amostras coletadas em grades regulares, seguindo conceitos de agricultura de precisão, que foram comparados com mapas de produtividade da cana-de-açúcar dados, não revelando nenhuma relação entre a fertilidade superficial do solo e a produtividade de cana-de-açúcar.

A comparação dos mapas de produtividade e o pedológico indicam que existe uma evidente correlação entre a produtividade da soja e o tipo de solo, concordando com os dados de Souza (2008) (Figura 22).

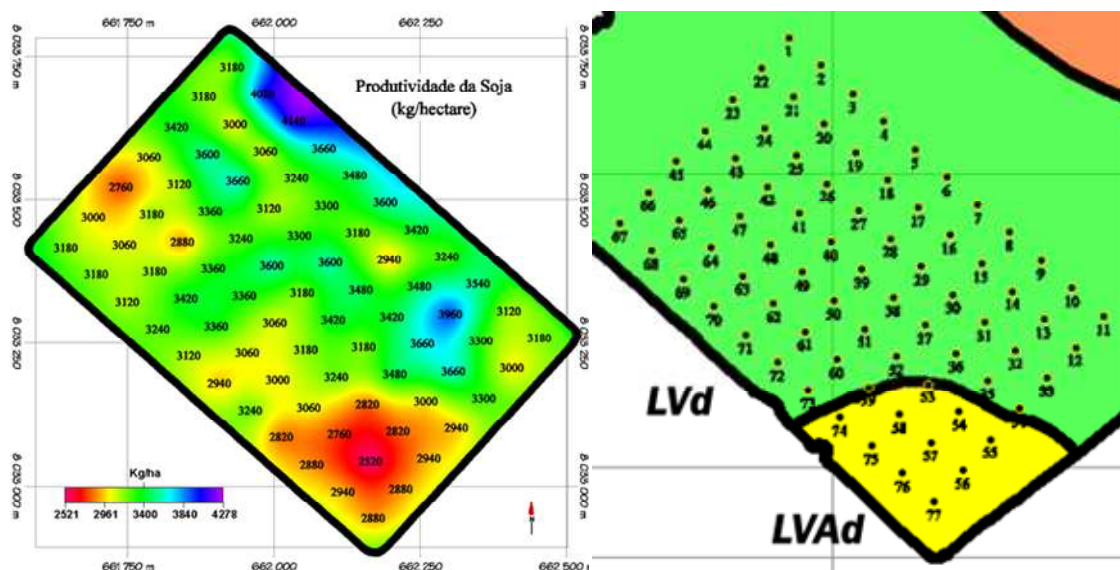


Figura 22. Comparação entre o mapa de produtividade e o de solos.

Na análise dos dados dos resíduos dos tipos de solos na camada superficial 0 cm a 20 cm, verificou-se que com excessão do potássio, que não sofreu alteração, para os demais elementos a remoção das tendências não teve efeito positivo na melhoria da avaliação de variação, indicando que na camada superficial os elementos analisados apresentaram baixa correlação com os tipos de solos do ensaio. As variações elevadas encontradas podem estar ligadas às formas de aplicação e distribuição dos elementos no campo (Mallarino & Borges, 2006) (Tabela 14).

Tabela 13. Remoção das tendências para tipo de solo da camada 0 cm a 20 cm.

Variável	Tipo de Solo - (0-20 cm)			
	Efeito Pepita	Patamar	Pepita (%)	Alcance (m)
pH, CaCl ₂	0,10	0,12	85	228
M.O. g kg ⁻¹	7,34	17,05	43	360
P, mg dm ⁻³	64,79	71,05	90	171
K, mg dm ⁻³	0,84	1,05	80	245
Ca, cmol _c dm ⁻³	88,35	92,77	95	171
Mg, cmol _c dm ⁻³	7,95	8,16	98	80
SB, cmol _c dm ⁻³	148,79	151,33	98	171
T, cmol _c dm ⁻³	90,21	92,45	98	171
V, %	126,10	127,25	99	228

Com a remoção das tendências na camada 20 cm a 40 cm, o pH e a matéria orgânica não tiveram ganhos na captação das variações, entretanto para fósforo, potássio, cálcio e magnésio os ganhos de captação indicam que a idéia de considerar os atributos pedológicos na interpretação dos dados de análises de solo aumenta a precisão do trabalho.

Para soma de bases e saturação por bases apesar da diminuição da captação de variação, os alcances foram aumentados significativamente (Tabela 15).

Tabela 14. Remoção das tendências para tipo de solos camada 20 a 40 cm.

Variável	Tipo de Solo- (20- 40 cm)			
	Efeito Pepita	Patamar	Pepita (%)	Alcance (m)
pH, CaCl ₂	0,10	0,15	67	228
M.O. g kg ⁻¹	9,15	14,60	63	382
P, mg dm ⁻³	1,23	1,42	87	490
K, mg dm ⁻³	0,33	0,41	80	228
Ca, cmol _c dm ⁻³	29,97	36,04	83	228
Mg, cmol _c dm ⁻³	3,20	3,94	81	228
SB, cmol _c dm ⁻³	54,29	60,09	90	821
T, cmol _c dm ⁻³	31,45	36,07	87	119
V, %	123,00	148,73	83	600

Os elementos de maneira isolada (cátions e ânions) não apresentaram estrutura de variação semelhantes a da produtividade, pois seu comportamento é afetado por fatores que ou aumentam sua variação casual ou impingem fatores de variação de distância mais curta que não incidem sobre a produtividade e sobre os indicadores mais integradores da variação dos atributos do solo (MO e argila). Portanto, visando a amostragem em grades (grade), com pontos georreferenciados nas dimensões do ensaio, faz sentido utilizar essa metodologia para matéria orgânica, argila e pH. Em alguns casos pode não fazer sentido para potássio, cálcio e magnésio, e para o fósforo a média é a melhor forma de representar as variações encontradas.

No caso destes elementos, e considerando que a tendência global existe e está associada ao tipo de solo, talvez a divisão da paisagem primeiramente, considerando solo e relevo, a coleta de algumas amostras compostas georreferenciadas e representada em mapas de solos e modelos digitais de terreno, torna a recomendação de fertilização mais segura do que a coleta de amostras em grade regular e o uso de interpoladores globais, como mínima curvatura por exemplo. O número de amostras neste caso pode ser estimado pela variância total, procurando representar a média com um erro padrão determinado.

De maneira semelhante aos tipos de solos, foi feita a remoção da tendência dos dados por classes de produtividade da soja (Tabelas 16 e 17). Como a produtividade apresentou efeito regional pronunciado, acompanhando as tendências da matéria orgânica e argila, este componente parece ser importante na definição deste parâmetro das culturas. Provavelmente, a concentração de matéria orgânica e a porcentagem de argila do solo se-

jam os principais fatores relacionados a produtividade pois apresentaram semivariogramas semelhantes.

Tabela 15. Remoção das tendências para produtividade da soja camada 0 cm a 20 cm.

Variável	Produtividade da Soja- (0-20 cm)			
	Efeito Pepita	Patamar	Pepita (%)	Alcance (m)
pH, CaCl ₂	0,10	0,12	87	285
M.O. g kg ⁻¹	10,50	20,81	50	398
P, mg dm ⁻³	67,50	74,27	91	171
K, mg dm ⁻³	0,75	0,97	77	240
Ca, cmol _c dm ⁻³	82,71	98,32	84	188
Mg, cmol _c dm ⁻³	6,37	7,53	85	320
SB, cmol _c dm ⁻³	144,00	159,68	90	114
T, cmol _c dm ⁻³	99,00	109,45	90	171
V, %	104,00	126,79	82	228

Tabela 16. Remoção das tendências para produtividade da soja camada 20 cm a 40 cm

Variável	Produtividade da Soja- (20- 40 cm)			
	Efeito Pepita	Patamar	Pepita (%)	Alcance (m)
pH, CaCl ₂	0,10	0,12	85	228
M.O. g kg ⁻¹	7,31	16,99	43	534
P, mg dm ⁻³	1,15	1,38	83	456
K, mg dm ⁻³	0,88	1,06	83	342
Ca, cmol _c dm ⁻³	88,00	103,91	85	228
Mg, cmol _c dm ⁻³	3,47	3,94	88	171
SB, cmol _c dm ⁻³	54,90	60,50	91	640
T, cmol _c dm ⁻³	84,00	113,59	74	228
V, %	119,60	128,47	93	171

As classes de produtividade escolhidas para separar os dados para remoção da tendência estão apresentadas na (Tabela 18).

Tabela 17. Classes de produtividade da soja.

Produtividade da Soja		Mínimo	Máximo	Número de Ponos	Porcentagem
		Kg ha ⁻¹			
Classe 1	Baixa	2520	3300	23	29,87 %
Classe 2	Média	3300	3500	22	28,57 %
Classe 3	Alta	3500	4315	32	41,56 %

Os parâmetros estudados mostraram que cada elemento analisado se comporta espacialmente diferentemente dos demais na mesma amostra, indicando que o agrupamento de variáveis regionais que exercem maior influência na produtividade das culturas, refle-

te em ganho de qualidade e precisão na coleta de terra georreferenciada na avaliação da fertilidade do solo visando adubação. A idéia de fazer uma grade amostral, com espaçamento entre os pontos variando em função do elemento que precisamos analisar, ou ainda, escolher qual elemento deve ser analisado em cada desenho amostral ainda é muito incipiente, embora os dados mostrem que a tendência do desenvolvimento da pesquisa em agricultura de precisão seja por esse caminho.

5 CONCLUSÕES

- Como a produtividade apresenta efeito regional pronunciado, acompanhando os índices mais integradores das variações encontradas, como a matéria orgânica, a argila e os componentes pedológicos, esses componentes parecem ser importantes na definição do rendimento das culturas e provavelmente sejam os principais fatores espacialmente relacionados à produtividade.
- Os elementos de maneira isolada não apresentam estrutura de variação semelhante à da produtividade, seu comportamento é afetado por fatores que ou aumentam sua variação casual ou impingem fatores de variação de distância mais curta que não incidem sobre a produtividade e sobre os indicadores mais integradores do solo, como matéria orgânica e argila, revelando a necessidade de um tratamento espacial individualizado dos elementos analisados, com estratégias de amostragem e interpolação dos resultados diferentes para cada elemento de interesse.
- Visando amostragem de solo para fins de adubação e calagem utilizando conceitos de agricultura de precisão para geração de mapas de aplicações em taxas variáveis, a elaboração de grade georreferenciada nas dimensões do ensaio deve ser feita a partir da divisão da paisagem por solos e relevo, considerando a tendência global observada ligada ao tipo de solo, matéria orgânica e argila. A elaboração de um *grid* regular seguido de coleta de amostras de terra e interpolação dos resultados pode ser realizada nesse método para apenas alguns atributos como a matéria orgânica e argila, e para os demais uma amostra composta de toda a área, representando a média da área seria mais indicado para evitar os gastos excessivos com análises laboratoriais.
- A concentração de nutrientes disponíveis na camada 0 cm a 10 cm em uma área cultivada há seis anos em plantio direto decresce significativamente nas camadas de 10 cm a 20 cm e de 20 cm a 40 cm, e a amostragem na camada de 0 cm a 20 cm apenas não é capaz de reconhecer a real distribuição vertical dos nutrientes no perfil do solo.

- A coleta de oito amostras simples para composição de uma amostra composta revela-se um procedimento desnecessário no ganho de precisão na estimativa dos parâmetros químicos do solo no entorno do local da retirada da amostra, quando comparado ao método de coleta de apenas uma amostra simples.
- Os instrumentos utilizados nas coletas de terra para fins de amostragem visando adubação e calagem podem causar variações significativas estatisticamente e significantes no que se refere ao custo de insumos, e a escolha destes mostra-se ser um fator de variação muito importante no processo de diagnose da fertilidade do solo.
- Das fontes de variações estudadas a escolha do laboratório é a que mais contribui para as variações totais encontradas no estudo.

6 REFERÊNCIAS

ADÁMOLI, J.; MACEDO, J.; AZEVEDO, L. G. ; NETTO, J. M. Caracterização da região dos cerrados. In: Goedert, W. J. ed. **Solos dos cerrados; tecnologias e estratégias de manejo**. Planaltina. EMBRAPA-CPAC, São Paulo, Nobel, 1986. 422 p.

AIA. Survey of the agricultural potential of Central Plateau of Brazil. Apresentado pela **American Internacional Association for Economic and Social Development (AIA)**, Vienna, p. 12-120, 1963.

ALLEONI, L. R. F.; CAMBRI, M. A.; CAIRES, E. F. Atributos químicos de um Latossolo de cerrado sob plantio direto, de acordo com doses e formas de aplicação de calcário. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa v. 29, n. 6, p. 923-934, 2005.

ALVAREZ V. V. H.; GUARÇONI M. A. Variabilidade horizontal da fertilidade do solo de uma unidade de amostragem em sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa v. 27, n. 2, p. 297-310, 2003.

BRAMLEY, R. G. V.; JANIK, L. J. Precision agriculture demands a new approach o soil and plant sampling and analysis - Examples from Australia. **Communication in soil Science and Plant Analysis**, Georgia, v. 36, n. 1-3, p. 9-22, 2005.

BACCHI, G. S.; SPAROVEK, G.; FRANCO, A. P. B.; SILVA, A. C. Influência do método de coleta de amostras de terra em área de plantio direto, no resultado de análises químicas de rotina. **Revista da Universidade de Alfenas**, Alfenas. v. 2, n. 2, p. 129-134,1996.

BARRETO, A. C.; NOVAIS, R. F.; BRAGA, J.M. Determinação estatística do número de amostras simples de solo por área para avaliação de sua fertilidade. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 21, n. 2, p. 142-147, 1974.

BLEVINS, R. L.; SMITH, M. S.; FRYE, W. W. Changes in soil properties after 10 years of no-tillage and conservation tilled corn. **Soil & Tillage Research**, Netherlands, v. 3, n. 2, p. 135-146, 1983.

BOUMA, J.; STOORVOGEL, J.; VAN ALPHEN, B. J.; BOOLTINK, H. W. G. Pedology, Precision Agriculture, and the Changing Paradigm of Agricultural Research. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 63, n. 2, p. 543-549, 1999.

BRUNETTO, G.; GATIBON, L. C.; SANTOS, D. R.; SAGGIN A. Nível crítico e resposta das culturas ao potássio em um Argissolo sob sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 29, n. 4, p. 565-571, 2005.

BULLOCK, D. Soil testing: thoughts about precision. **Proceedings Illinois Corn and Soybean Classic**, Urbana, p. 5-7, 1999.

BURROUGH, P.A. GIS and Geoestatics: Essential partners for spatial analysis. **Environment and Ecological Statistics**, New York, v. 8, n. 4, p. 361-377, 2001.

BURROUGH, P.A. Sampling designs for quantifying map unit composition. Mausbach, M. J.; Wilding, L. P. (Eds.), Spatial Variabilities of Soils and Landforms. **Soil Science Society America**, Madison, v. 18, n. 1, p. 89-126, 1994.

BURROUGH, P. A.; MCDONNEL, R. A. Principles of geographical information systems, **Oxford University Press Inc.**, New York, 1998, 333 p.

CAMARGO, O. A.; MONIZ, A. C.; JORGE, J. A.; VALADARES, J. M. A. S. **Métodos de análise química, mineralógica e física de solos do Instituto Agronômico de Campinas**. Campinas: Instituto Agronômico, 1986. 94p. (IAC, Boletim Técnico, 106).

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, n. 6, p.1501-1511, 1994.

CARVALHO, J. R. P.; VIEIRA, S. R.; MARINHO, P. R.; DECHEN, S. C.; MARIA, I. C.; POTT, C. A.; DUFRANC, G. **Avaliação da variabilidade espacial de parâmetros físicos do solo sob plantio direto em São Paulo - Brasil**. Campinas, Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, (Comunicado Técnico, 12), 2001.

COCCO, G.; FANFANI, L.; ZANAZZI, P. E. Potassium. In: WEDEPOHL, K. H. (Ed.).CORÁ, J. E. **The potential for site-specific management of soil and yield variability induced by tillage**. East Lansing, Michigan State University, 1997. 104 p.

CORÁ, J. E.; ARAUJO, A. V.; PEREIRA, G. T.; BERALDO, J. M. G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 28, n. 6, p. 821-829, 2004.

COUTO, E. G.; HIGA, N. T.; FILIPALDI, B. P.; AYRES, R. M.; LOBO, F. A. **O uso da terra e o garimpo na bacia do Rio São Lourenço, Mato Grosso: reflexos ao ambiente**. FEMA/UFMT. Cuiabá. 1990.

COUTO, E. G.; STEIN, A.; KLAMT, E. Large spatial variability of soil chemical properties in central Brazil. **Agriculture, Ecosystems and Environment**, Netherlands, v. 66, n. 3 p. 139-152, 1997.

FELLER, C. L.; THURIES, L. J. M.; MANLAY, R. J.; ROBIN, P.; FROSSARD, E. The principles of rational agriculture" by Albrecht Daniel Thaer (1752-1828). An approach to the sustainability of cropping systems at the beginning of the 19th century. **Journal of Plant Nutrition and Soil Science**,Tharandt, v. 166, n. 6, p. 687-698, 2003.

FRANCHINI, J. C.; BORKERT, C. M.; FERREIRA, M. M.; GAUDENCIO, C. A. Alterações na fertilidade do solo em sistemas de rotação de culturas em semeadura direta. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 24, n. 2, p. 459-467, 2000.

FRANZEN, D. W. & TED, R. P. Soil sampling for variable rate fertilization. 1993, **Illinois Fertilizer Conference Proceedings**, Urbana, p. 81-90, 1993.

FRIEDRICH, R. **Propriedades físicas e químicas de um latossolo vermelho eutroférico em dois sistemas de manejo do solo**. 2003. 56 f. Dissertação (Mestrado)–Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2003.

GOEDERT, W.J. Management of the Cerrado soils of Brazil: a review. **Journal of Soil Science**, Baltimore, v. 34, n. 3, p. 405-428, 1983.

GOEDERT, W. J. **Solos dos cerrados; tecnologias e estratégias de manejo**. Planaltina. EMBRAPA-CPAC, São Paulo, Nobel, 1986. 422 p.

GUARÇONI, A. M.; ALVAREZ, V. V. H.; NOVAIS, R. F.; CANTARUTT, R. B.; LEITE, H. G.; FREIRE, F. M. Definição da dimensão do indivíduo solo e determinação do número de amostras simples necessário à sua representação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 30, n. 6, p. 943-954, 2006.

HOSKINSON, R. L. ; ROPE, R. C. ; BLACKWOOD, L. G. ; LEE, R. D. ; FINK, R. K. The Impact of Soil Sampling Errors on Variable Rate Fertilization, **International Precision Agriculture Conference**, Idaho Falls, Idaho, July 25 – 28, 2004.

KAMINSKI, J.; SANTOS, D. R.; GATIBONI, L. C.; BRUNETTO, G.; SILVA, L. S.. Eficiência da calagem superficial e incorporada precedendo o sistema plantio direto em um argissolo sob pastagem natural. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 29, n. 4, p. 573-580, 2005.

KLEPKER, D.; ANGHINONI, I. Características físicas e químicas do solo, afetadas por métodos de preparo e modos de adubação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 19, n. 3, p. 395-401, 1995.

KREUZ, C. L.; LANZER, E. A.; PARIS, Q. Funções de produção com rendimentos decrescentes. **Pesquisa Agropecuaria Brasileira**, Brasília, v. 30, n. 1, p. 95-106, 1995.

LEITE, G. H. M. N.; ELTZ, F. L. F.; AMADO, T. J. C.; COGO, N. P. Atributos químicos e perfil de enraizamento de milho influenciado pela calagem em semeadura direta. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 30, n. 4, p. 685-693, 2006a.

LEITE, P. B.; ALVAREZ V., V. H. ; BARROS, N. F. ; NEVES, J. C. L.; GUARÇONI M., A. Níveis críticos de fósforo, para milho, em casa de vegetação, de acordo com a sua localização no solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 30, n.4, p. 685-693, 2006b.

LOPES, A.; COX, F. R. A survey of the fertility status of surface soils under Cerrado vegetation in Brazil. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 41, n. 5, p.742-747. 1977.

LOPES, A. S. **Solos sob Cerrado**: características, propriedades e manejo. Piracicaba: Instituto da Potassa & Fostato, Instituto Internacional da Potassa, 1983. 162 p.

LOPES, A. S.; GUIMARÃES, M. P. G. **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais**: 4a aproximação. Lavras: CFSEMG/ESAL, 1989. 159 p.

LOPEZ, R. M.; ETCHEVERS, J. D.; VAQUERA, H.; HIDALGO, C. Inter-laboratory comparison of plant analysis accuracy in Mexico. **Communication in soil Science and Plant Analysis**, Philadelphia, v. 33, n. 15-18, p. 2729-2737, 2002.

LOYOLA, J. E.; PAVAN, M. A. Seletividade de troca de cátions em solos ácidos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 13, n. 1, p. 131-138, 1989.

MACHADO, J. F. V. **Influência de diferentes instrumentos de coleta de amostras, em área de pastagem, nos resultados de análise de terra.** Alfenas, Unifenas, 1996. 31 p. (Monografia).

MALLARINO, A. P. Spatial variability patterns of phosphorus and potassium in no-till soils for two sampling scales. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 60, n. 5, p. 1473–1481, 1996.

MALLARINO, A. P.; BORGES, R. Phosphorus and potassium distribution in soil following long-term deep-band fertilization in different tillage systems. **Soil Science Society of America Journal**, Madison v. 70, n. 2, p. 702–707, 2006.

MENGEL, K. Plants nutrition - from Antoine Laurent de Lavoisier till Nowadays, **Actualite Chimique**, Granada, v. 11, n. 1, p. 32-34, 2000.

MERMUT, A. R.; ESWARAN, H. Some Major Developments in Soil Science Since the Mid-1960s. **Geoderma**, Wagenigen, v. 100, n. 3-4, p. 403-426, 2001.

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

MORGENTHALER, G. W.; KHATIB, N.; KIM, B. Incorporating a constrained optimization algorithm into Remote Sensing/Precision agriculture methodology. **Acta Astronautica**, Paris, v. 53, n. 4-10, p. 429-437, 2003.

MUZILLI, O. Influencia do sistema de plantio direto, comparado ao convencional, sobre a fertilidade da camada arável do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 7, n. 1, p. 95-102, 1983.

OLIVEIRA, F. H. T.; ARRUDA, J. A.; SILVA, I. F.; ALVES, J. C. Amostragem para avaliação da fertilidade do solo em função do instrumento de coleta das amostras e de tipos de

preparo do solo, **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, n. 5, p. 701-713, 2007.

OLIVEIRA, J. O. A. P.; VIDIGAL FILHO, P. S.; TORMENA, C. A.; PEQUENO, M. G.; SCAPIM, C. A.; MUNIZ, A. S.; SAGRILO, E. ; Influência de sistemas de preparo do solo na produtividade da mandioca (*Manihot esculenta*, Crantz). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 2, p. 443-450, 2001.

PERRIER, E. R.; WILDING, L. P. An evaluation of computational methods for field uniformity studies. **Advances in Agronomy**, Maryland Heights, v. 39, p. 265-312, 1986

RADAMBRASIL, Folha SD-22, Goiás, **Geologia, geomorfologia, pedologia, vegetação e uso potencial da terra**. Rio de Janeiro, 1983, 768 p.

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

RAIJ, B. V. **Análise química do solo para fins de fertilidade**. Campinas, Fundação Cargill, 1987.

RAINS, G. C.; THOMAS, D. L.; VELLIDIS, G. Soil-sampling issues for precision management of crop production. **American Society of Agricultural Engineers**, St. Joseph, v. 17, n. 6, p. 769-775, 2001.

SANCHEZ, P.A. **Properties and management of soils in the tropics**. Wiley, New York. 1976.

SANCHEZ, P. A.; LOPES, A. S.; BUOL, S.W. **Cerrado Research Center: preliminary project proposal**. Raleigh, NC, North Carolina State University, 1974.

SANTOS, H. P.; SIQUEIRA, O. J. W. Plantio direto e rotação de culturas para cevada: efeitos sobre a fertilidade do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 20, n. 2, p. 163-169, 1996a.

SANTOS, H. P.; TOMM, G. O. Estudo da fertilidade do solo sob quatro sistemas de rotação de culturas envolvendo trigo em plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 20, n. 4, p. 407-414, 1996b.

SAS Institute. SAS/SAT user's guide: Version 6. SAS Inst., Cary, 1995. SAS INSTITUTE. Statistical Analysis System Institute. **SAS/STAT Procedure guide for personal computers**. Version 5. Cary: SAS Institute. 1999.

SCHLINDWEIN, J. A.; ANGHINONI, I. Variabilidade espacial de atributos de fertilidade e amostragem de solo no sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 24, n. 1, p. 85-91, 2000.

SENA, M. M. DE; POPPI, R. J. Avaliação do uso de métodos quimiométricos em análise de solos. **Química Nova**, São Paulo, v. 23, n. 4, 2000.

SETA, A. K.; BLEVINS, R. L.; FRYE, W. W.; BARFIELD, B. J. Reducing Soil erosion and agricultural chemical losses with conservation tillage. **Journal of Environmental Quality**, Madison, v. 22, n. 6, p. 661-665, 1993.

SIDIRAS, N.; PAVAN, M. A. Influência do sistema de manejo do solo no seu nível de fertilidade. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.9, n. 3, p.249-254, 1985.

SILVEIRA, P. M.; ZIMMERMANN, F. J. P.; SILVA, S. C.; CUNHA, A. A. Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um Latossolo submetido a diferentes sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 10, p. 2057-2064, 2000.

SILVEIRA, P. M.; STONE, L. F. Teores de nutrientes e de matéria orgânica afetados pela rotação de culturas e sistemas de preparo do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 2, p. 387-394, 2001.

SOUZA, L. S.; COGO, N. P.; VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 21, n. 4, p. 367-372, 1997.

SOUZA, Z. M. A influência do relevo na variabilidade espacial do solo e Plantas. In: **Congresso Brasileiro de Agricultura de Precisão**, 8, ESALQ-USP, Piracicaba, 04 a 06 de junho de 2008.

SPAROVEK, G. Estratégias para amostragem em estudos de ciclagem de nutrientes em florestas tropicais: um estudo de caso em São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 21, n. 3, p. 635-642, 1997.

STOKSTAD, E. Dueling Visions for a Hungry World. *Science*, Hanover, v. 319, n. 5, p. 1474 – 1476, 2008.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, Newark, v. 38, n. 1, p. 45-94, 1985.

VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo Roxo de Campinas, SP. **Bragantia**, Campinas, v. 56, n. 2, p. 181-190, 1997.

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

VILLACHICA, H.; SILVA, J. E.; PERES, J. R.; ROCHA, C. M. Sustainable agricultural systems in the sumid tropics of South America. In: Edwards, C. A.; Lal, R.; Madden, P.; Millar, R. H.; Mouse, G. (eds.) **Sustainable Agricultural Systems, Soil and Water Conservation Society**, Washington, p. 391-437, 1990.

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in field. **Advances in Soil Sciences**, New York, v. 3, n. 1, p. 1-70, 1985.

YOST, R. S.; UEHARA, G.; FOX, R. L. Geostatistical analysis of soil chemical properties of large areas: I. Semi-variograms. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 46, n. 3, p. 1028-1032, 1982a.

YOST, R. S.; UEHARA, G.; FOX, R. L. Geostatistical analysis of soil chemical properties of large areas: II. Kriging. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 46, n. 3, p. 1033-1037, 1982b.

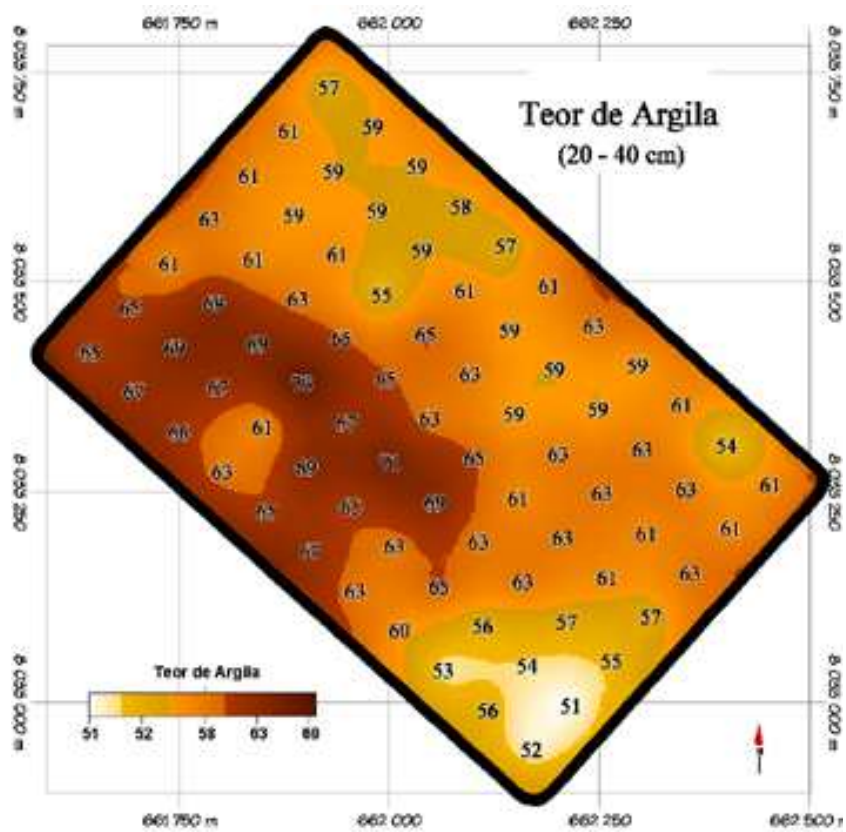
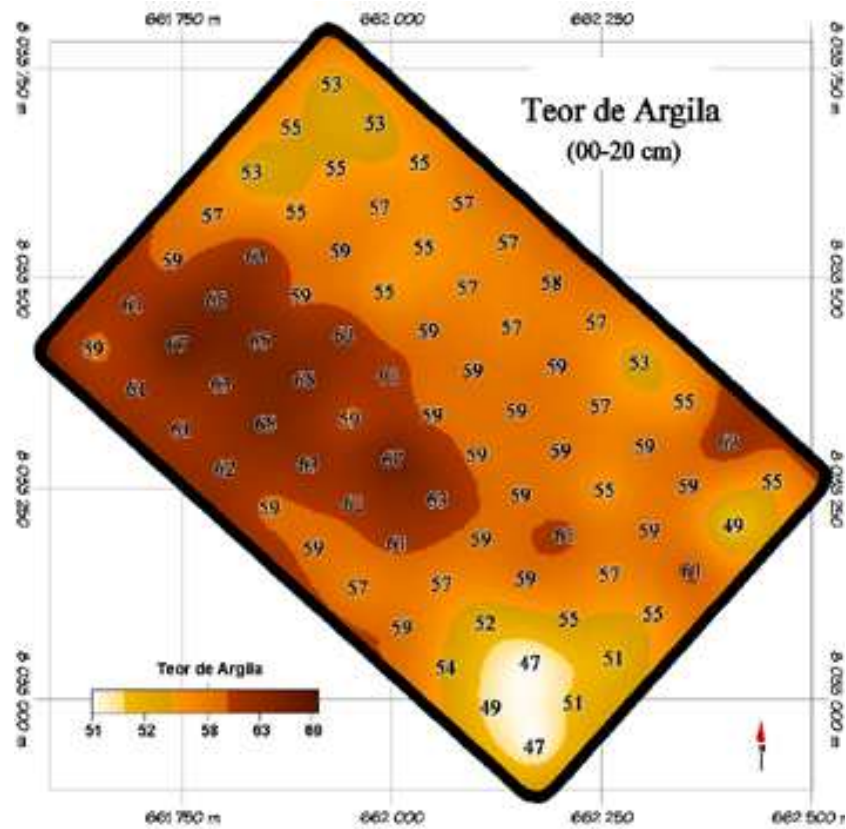
TILMAN, D.; FARGIONE, J.; WOLFF, B.; D'ANTONIO, C.; DOBSON, A.; HOWARTH, R.; SCHINDLER, D.; SCHLESINGER, W. H.; SIMBERLOFF, D.; SWACKHAMER, D. Forecasting Agriculturally Driven Global Environmental Change. **Science**, Hanover, v. 292, n. 5, p. 281 – 284, 2001.

WERNER, V.; SCHLOSSER, J. F.; ROZIN, D. Aplicação de fertilizantes a taxa variável em agricultura de precisão variando a velocidade de deslocamento. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 11, n. 6, p. 658-663, 2007.

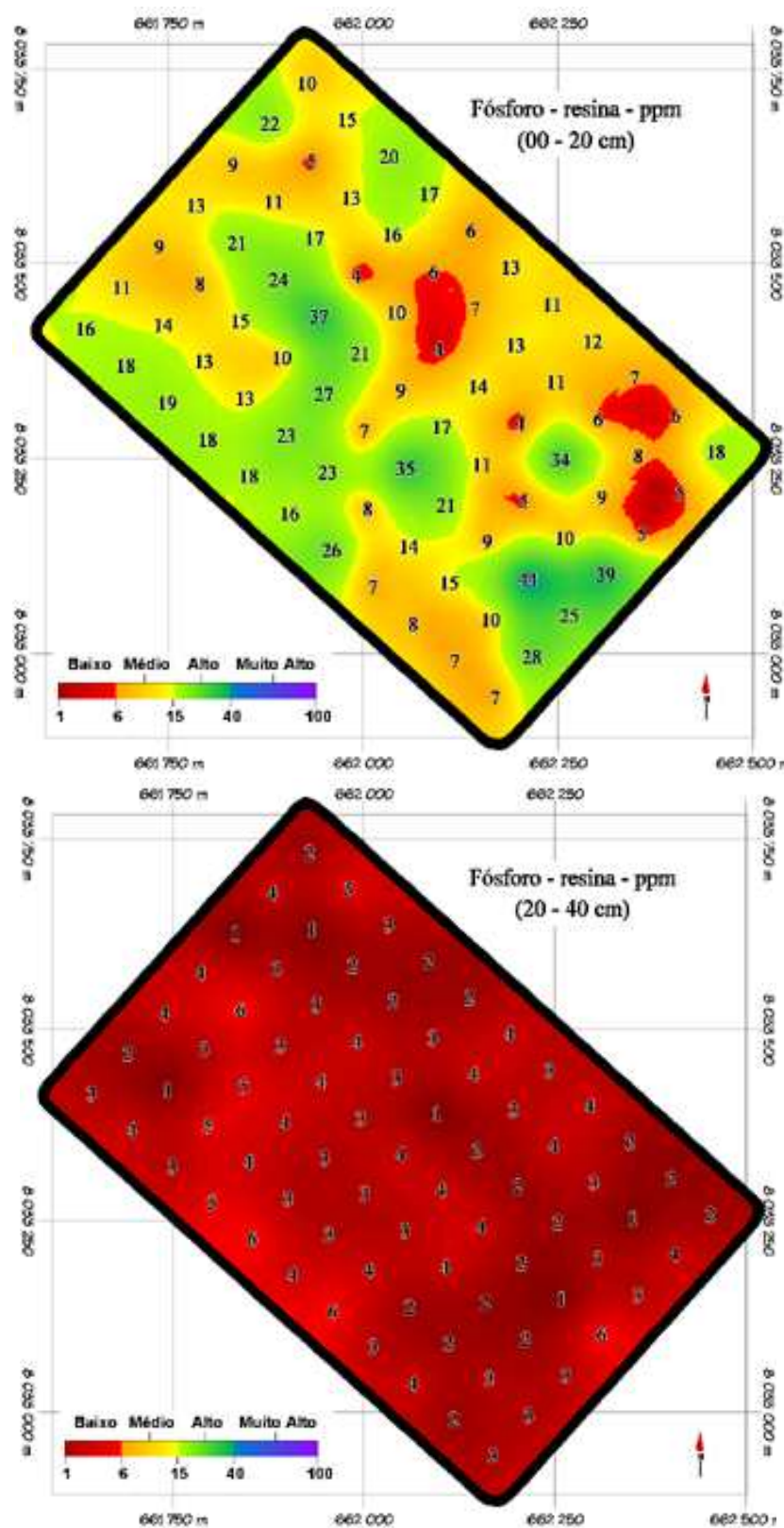
ANEXOS

Anexo A. Teor de Argila (g dm^{-3}).....	81
Anexo B. pH (CaCl_2)	82
Anexo C. Fósforo (ppm)	83
Anexo D. Potássio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$).....	84
Anexo E. Cálcio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$).....	85
Anexo F. Magnésio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$).....	86
Anexo G. Soma de Bases ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$).....	87
Anexo H. Capacidade de Troca de Cátions- T ($\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$)	88
Anexo I. Saturação por Bases (V%)	89

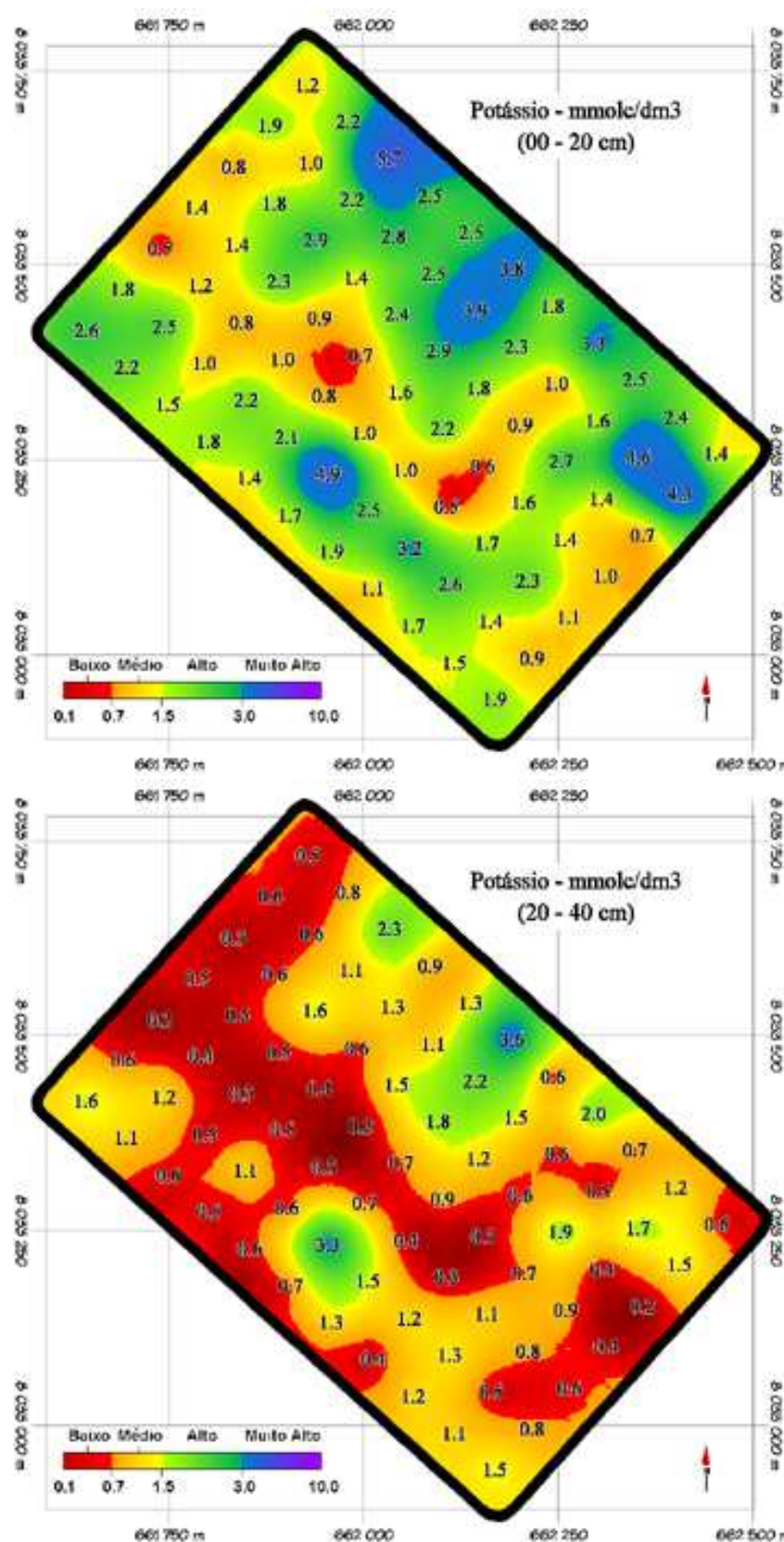
Anexo A. Teor de Argila (g dm⁻³)



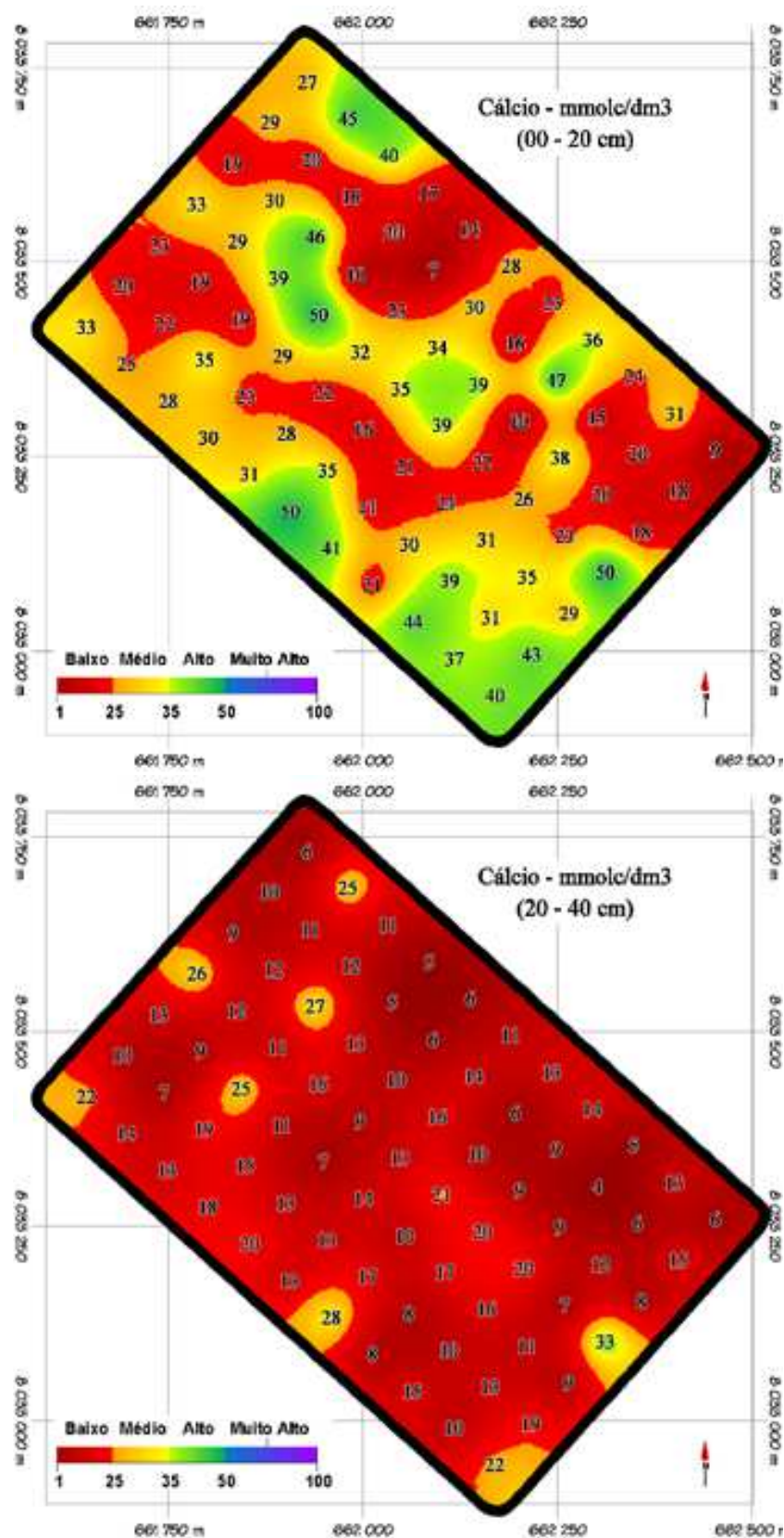
Anexo C. Fósforo (ppm)



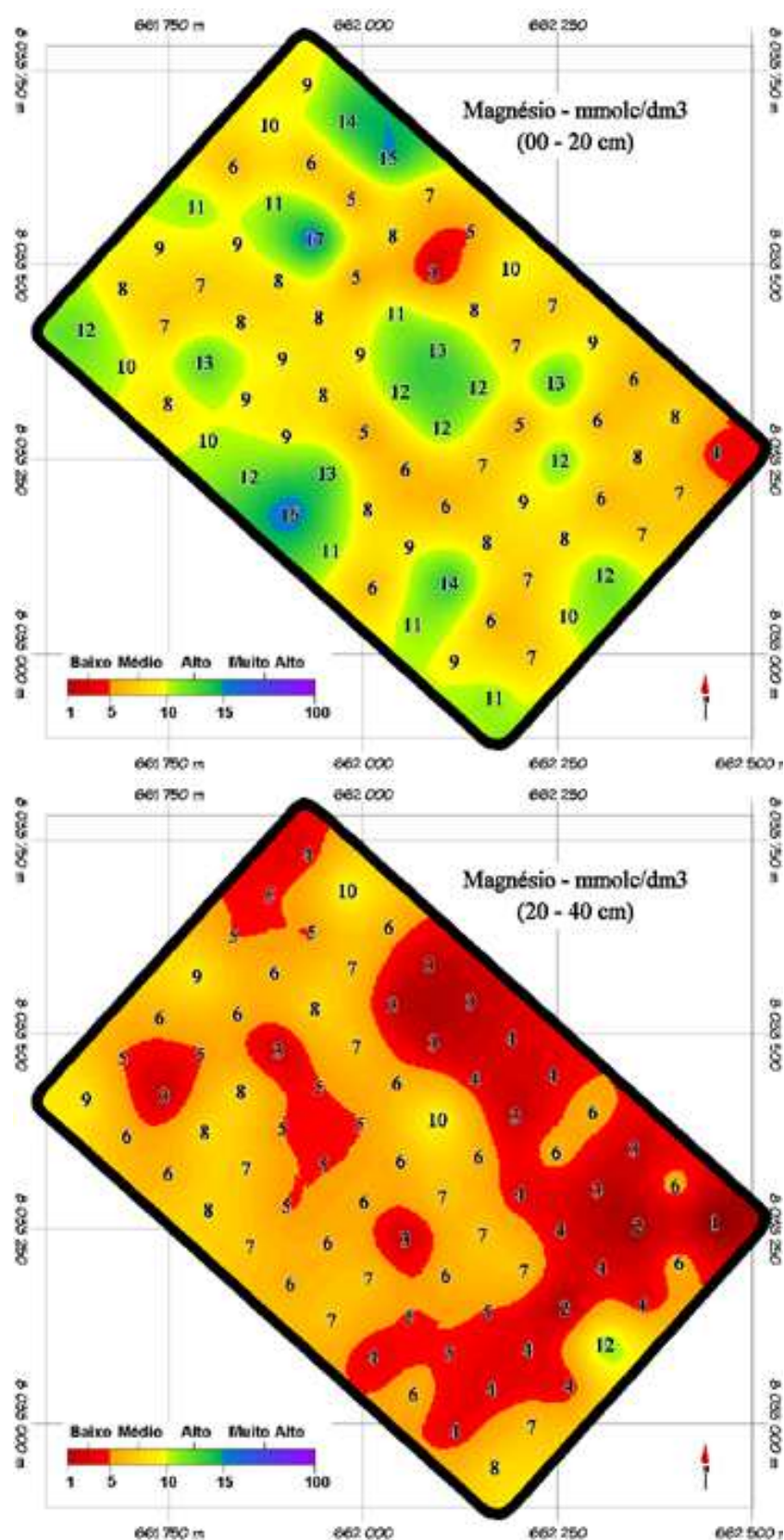
Anexo D. Potássio ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$)



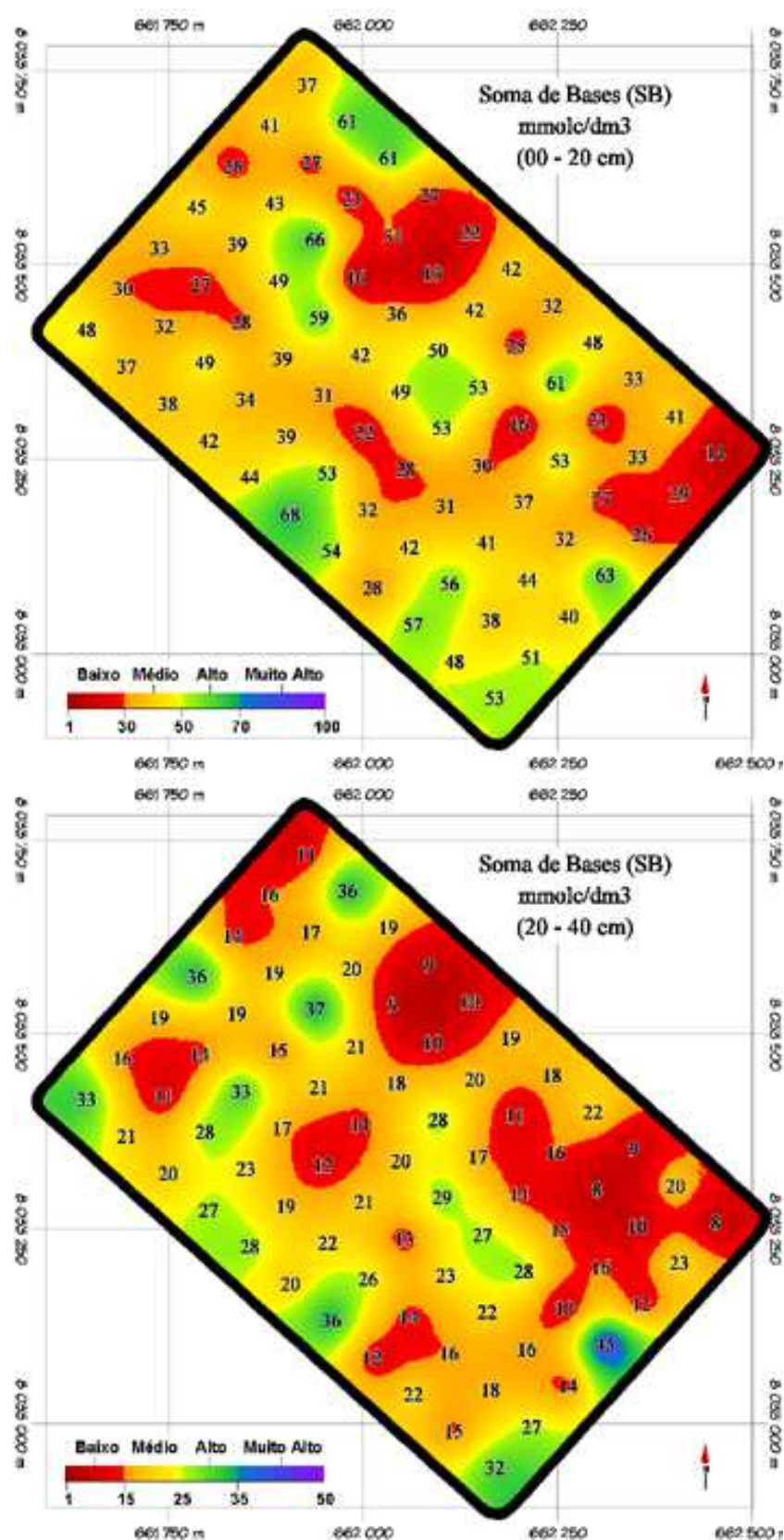
Anexo E. Cálcio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$)



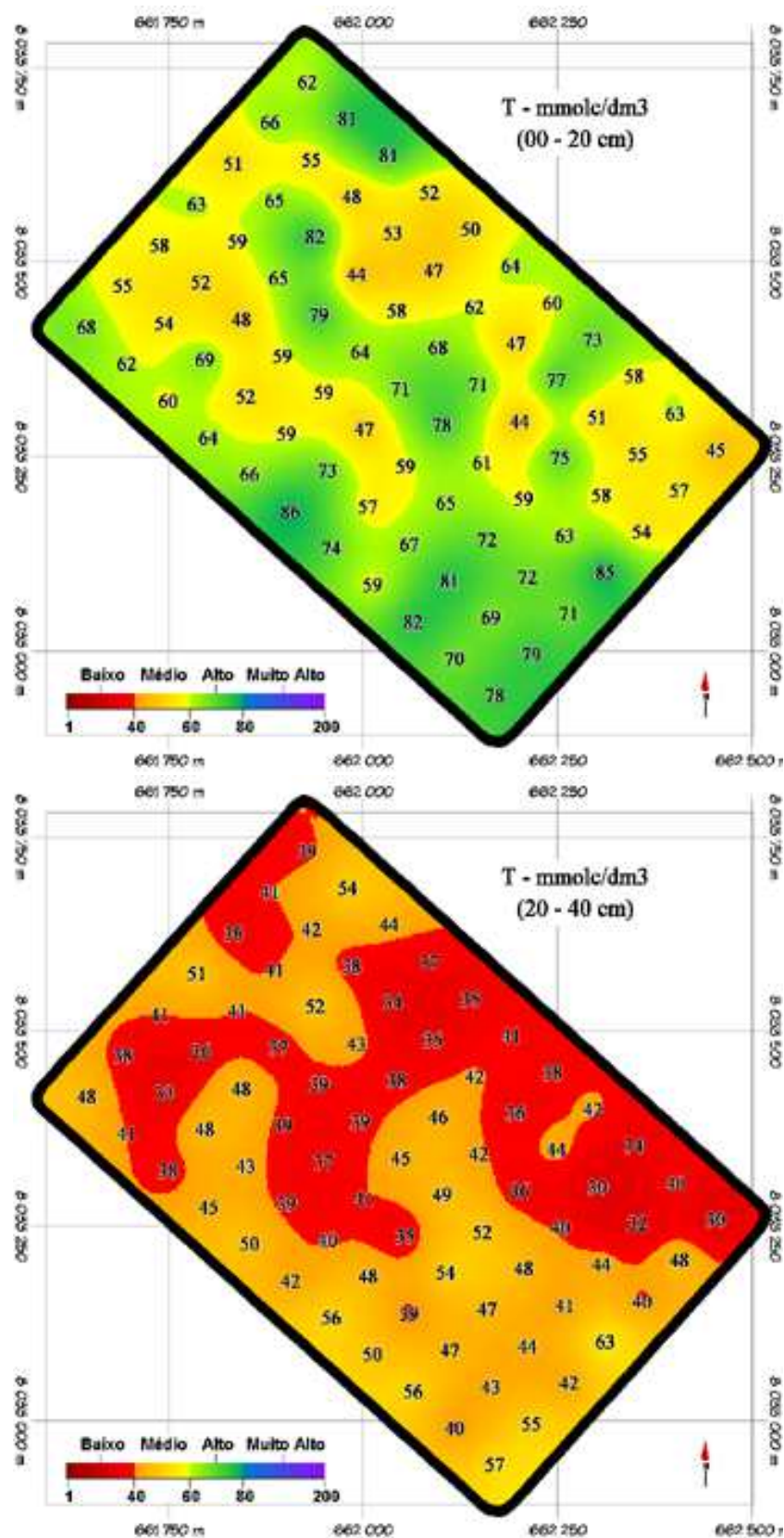
Anexo F. Magnésio ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$)



Anexo G. Soma de Bases (mmol_c dm⁻³)



Anexo H. Capacidade de Troca de Cátions - T (mmol_c dm⁻³)



Anexo I. Saturação por Bases (V%)

