Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

**Amostragem de solo em Agricultura de Precisão:
particularidades e recomendações**

Leonardo Anchieta

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre
Ciências. Área de concentração: Solos e Nutrição de Plan-
tas

Piracicaba
2012

Leonardo Anchieta
Engenheiro Agrônomo

**Amostragem de solo em Agricultura de Precisão:
particularidades e recomendações**

Orientador:

Prof. Dr. **GERD SPAROVEK**

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre
Ciências. Área de concentração: Solos e Nutrição de Plan-
tas

Piracicaba
2012

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - ESALQ/USP**

Anchieta, Leonardo.

Amostragem de solo em Agricultura de Precisão: particularidades e recomendações /
Leonardo Anchieta. - - Piracicaba, 2012.
106 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2012.

1. Agricultura de precisão 2. Calagem 3. Distribuição espacial 4. Fertilidade
do solo 5. Química do solo I. Título

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

AGRADECIMENTOS

À minha família pelo apoio e compreensão durante todos estes anos de formação. À minha mãe e meu pai pela educação e ensinamentos da vida. E aos meus irmãos pelo companheirismo e pelas diversas experiências que me proporcionaram. Com muito carinho agradeço.

Ao Programa de Pós-Graduação em Solos e Nutrição de Plantas pela oportunidade em desenvolver este trabalho e à Capes pela bolsa concedida.

Ao professor Gerd Sparovek pelos ensinamentos e amizade que me proporcionaram um crescimento pessoal, tanto acadêmico como profissional.

Ao professor Paulo Ribeiro Justiniano que iluminou o caminho da geoestatística e do ambiente R.

Ao Alexandre Puglisi B.Franco pelo fornecimento dos dados utilizados nesta dissertação.

Ao professor João Batista e ao pessoal do CMQ pela paciência e inteligência em elaborar um formato $\text{\LaTeX}$ para dissertações e teses (quase) de acordo com as normas da Esalq.

Ao pessoal do GeoLab, Beto, Beta, Diléia, Dani, Gustavo, Luciana, Jane, Javier, Adriano, Michel e Renato entre outros que posso ter esquecido, que entre cafés e discussões criaram um ótimo ambiente de estudo. Agradeço também aos amigos de pós-graduação, sobretudo Dito e Veronika, pela ajuda em campo e nas análises estatísticas.

Aos amigos de Piracicaba que me proporcionaram ótimos anos de alegria, entre a República Kbana no começo da graduação e o pessoal do cicloativismo já no final do mestrado.

Um agradecimento especial à Sara Mortara que me motiva e inspira o tempo todo. E me ajudou a com a formatação em $\text{\LaTeX}$ desta dissertação.

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	9
1 INTRODUÇÃO	11
Referências	12
2 COMPORTAMENTO ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO AMOSTRADOS EM GRADES REGULARES EM TRÊS ÁREAS COM HISTÓRICO AGRÍCOLA DISTIN- TOS	15
Resumo	15
Abstract	15
2.1 Introdução	16
2.2 Material e Métodos	19
2.2.1 Área de estudo	19
2.2.2 Histórico das áreas	20
2.2.3 Amostragem de solo	20
2.2.4 Procedimentos estatísticos	22
2.2.5 Procedimentos Geoestatísticos	22
2.3 Resultados e Discussão	26
2.3.1 Caracterização geral	26
2.3.2 Avaliação de instrumentos de coleta de solo	30
2.3.3 Avaliação das amostragens compostas	37
2.3.4 Avaliação da dependência espacial	37
2.4 Conclusão	44
Referências	45
3 ESTIMAÇÃO DA NECESSIDADE DE CALAGEM ATRAVÉS DO PH DO SOLO . . .	51
Resumo	51
Abstract	51
3.1 Introdução	52
3.2 Material e Métodos	54
3.2.1 Coleta de dados	54
3.2.2 Princípios da avaliação dos parâmetros químicos do solo	57
3.2.3 Análise de dados	57
3.3 Resultados e discussão	58
3.4 Conclusões	73
Referências	73
4 APLICAÇÃO DA METODOLOGIA EM TRÊS ÁREAS AGRÍCOLAS EM GO, PR E SP	81

Resumo	81
Abstract	81
4.1 Introdução	81
4.2 Aplicação	82
4.3 Considerações finais	87
ANEXOS	89

RESUMO

Amostragem de solo em Agricultura de Precisão: particularidades e recomendações

A agricultura de precisão (AP) depende do gerenciamento da variabilidade dos fatores que influenciam a produtividade agrícola. Seu principal produto de tomada de decisões são mapas que fornecem a variação de parâmetros do solo. Para obter mapas confiáveis há necessidade de coletar grande quantidade de amostras, resultando em custos elevados de aplicação da técnica. O presente estudo objetivou avaliar as particularidades de grades amostrais que visam à compreensão da distribuição espacial dos parâmetros químicos do solo, assim como propor uma metodologia de avaliação da fertilidade do solo. Para isto, foram testados diferentes instrumentos de coletas, tipo de amostras e metodologia de confecção de amostras. O estudo parte do pressuposto que o método tradicional de levantamento da fertilidade analisa diversos parâmetros quantificados em laboratórios para prescrição de recomendações agrícolas. Seu uso intensivo é limitado pelo custo, comprometendo a precisão da aplicação de insumos agrícolas. Desta maneira, o trabalho testou um método que visa quantificar atributos químicos do solo de baixo custo e estimar parâmetros ligados a prescrição agrícola e, assim, aumentar o número de amostras com menos número de parâmetros a serem analisados, ao invés de poucas amostras com muitos parâmetros. A metodologia apresentou resultados satisfatórios quanto à quantificação da necessidade de calagem. Para a maioria das áreas estudadas a necessidade de calagem estimada foi estatisticamente igual à necessidade de calagem calculada pelo método tradicional de análise de solo. A menor diferença apresentada pelas metodologias quanto a necessidade de calagem foi de $0,035 \text{ Mg ha}^{-1}$ e a maior diferença foi de $0,203 \text{ Mg ha}^{-1}$.

Palavras-chave: Fertilidade do solo; Grade amostral; Necessidade de calagem; Variabilidade espacial

ABSTRACT

Soil sampling in Precision Agriculture: particularities and recommendations

Precision agriculture (PA) management depends on the variability of the factors that influence agricultural productivity. Its main product decisions are based on maps that provide the variation of soil parameters. For reliable maps there is a need to collect large amount of samples, resulting in costly implementation of the technique. The present study aimed to evaluate the sampling grids particularities designed to understand the spatial distribution of soil chemical parameters, as well as propose a methodology for evaluation of soil fertility. We tested different instruments of soil collecting, type of samples and sample preparation methodology. The study assumes that the traditional method of fertility survey analyzes several parameters quantified in the laboratory for prescribing agricultural recommendations. Its use is limited by the cost-intensive, compromising the accuracy of the application of agricultural inputs. This way the work tested a method that aims quantify soil chemical attributes with low cost and estimate parameters related to the agricultural prescription, and so, increase the number of samples with less parameters to be analyzed instead of a few samples with many parameters. The methodology presented satisfactory results for quantification of lime requirement. For most of the areas studied the effects of limestone was statistically equal to the estimated lime requirement calculated by the traditional method of soil analysis. The smallest difference presented by the methodologies and the need for liming was 0.035 Mg ha^{-1} and the biggest difference was 0.203 Mg ha^{-1} .

Keywords: Soil fertility; Sampling grid; Lime requirement; Spatial variability

1 INTRODUÇÃO

A Agricultura de Precisão (AP) é uma técnica agrícola que visa à prescrição exata da aplicação de insumos agrícolas em quantidades e localidades, conceito que nos remete a meados dos anos 80. Este conceito ganhou novas definições em função da evolução tecnológica de instrumentos/maquinários, pesquisa e também da forma de manejo dos campos agrícolas. Na atualidade, a AP está associada ao gerenciamento dos fatores que influenciam a produtividade das lavouras e seu principal produto de tomada de decisão são mapas que ilustram a magnitude da variável de interesse (TAYLOR et al., 2003).

O principal fator relacionado a uma ótima precisão agrícola está na amostragem e na interpretação dos resultados laboratoriais. Com isto, estudos vêm sendo realizados para definir e padronizar os corretos procedimentos para amostragem de solo relacionados, por exemplo, com as quantidades ideais de pontos por área para realização de uma amostragem. As quantidades de amostras dispostas em campo influenciam o custo/benefício da técnica. Para o aumento da precisão é necessário um aumento das amostras dispostas em campo, o que, conseqüentemente, aumenta o custo da aplicação.

A vantagem da AP é a estimação dos valores não amostrados através da construção de modelos geoestatísticos que consideram a localidade de cada amostra e a influência de seus vizinhos. A teoria das variáveis regionalizadas (KRIGE, 1951; MATHERON, 1963; WEBSTER, 1985), adotada pela AP, está ligada diretamente com a construção de uma forma de manejo do solo, pois as quantificações dos atributos químicos e físicos em amostras dispostas regularmente em campo permitem a qualificação de uma variável através de sua distribuição espacial.

Desta forma, a literatura aborda a AP como sendo um veículo promissor que otimiza os insumos agrícolas de forma a não haver desperdício e, assim, diminuir os custos de produção e os impactos ambientais. Contudo, existem questionamentos quanto ao real benefício ambiental e econômico da AP e à real estimação dos atributos químicos do solo não visitados. Pois as metodologias de avaliação da fertilidade não consideram os possíveis erros que podem ocorrer durante o processo de estimação decorrente de: instrumentos de coleta de solo, tipo de amostras, profundidade de avaliação, etc.

A AP mostra-se uma ferramenta eficaz para suprir as demandas de eficiência que a sociedade exige quanto aos aspectos sócio-econômicos e ambientais. Porém, existem algumas lacunas relacionadas aos protocolos de levantamento da fertilidade que são pouco abordadas pela literatura. Há uma necessidade de padronização do processo de levantamento da fertilidade para subsidiar informações de qualidade ao agricultor e permitir discussões relacionadas a certificações agrícolas de insumos e corretivos.

Com objetivo de estudar as particularidades da AP, assim como propor uma metodologia de manejo da fertilidade do solo, o estudo foi dividido em três capítulos. O primeiro capítulo testa a aplicação de uma grade amostral em três áreas com históricos agrícolas distintos, visando caracterizar a dependência espacial dos atributos do solo, químicos e físicos. E testa as ferramentas utilizadas para a coleta de solo, assim como, metodologias de confecção de amostras com objetivo de detectar as possíveis fontes de variação durante o processo de levantamento da fertilidade do solo.

O segundo capítulo propõe uma metodologia para avaliação da necessidade de calagem (NC) baseada na relação pH e saturação por bases, que estabelecem uma equação linear através de regressão. A equação estabelecida no primeiro ano de amostragem é utilizada nos anos subsequentes como parâmetro para estimação da (NC). Para isto a capacidade de troca catiônica (CTC) é considerada a mesma do primeiro ano. E, desta maneira, o método proposto é comparado com método padrão de avaliação da fertilidade solo.

O terceiro capítulo aplica a metodologia nas propriedades do primeiro capítulo e descreve o procedimento, abordando aspectos práticos e econômicos.

As hipóteses testadas foram: (I) grades amostrais com as mesmas dimensões resultam em diferentes dependências espaciais quando em áreas com histórico agrícolas distintos; (II) os parâmetros químicos do solo possuem padrão espacial diferente; (III) a dependência espacial possui comportamento diferente em função da profundidade de gradagem; (IV) a metodologia empregada para o levantamento da fertilidade do solo tem influência na quantificação de cada atributo químico e físico do solo; (V) os pequenos erros causados durante o processo de análise influenciam na quantificação de insumos a serem aplicados; (VI) a diminuição do número de parâmetros a ser determinado em laboratório substituídos pela inferência diminui os custos com a amostragem e proporcionam semelhante precisão.

Referências

KRIGE, D.G., A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwatersrand, **Journal of the Chemical, Metallurgical and Mining Society of South Africa**, 52: 119-139.

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

TAYLOR, J. C; WOOD, G.A; EARL, R.; GODWIN, R. J. **Soil Factors and their Influence on Within-field Crop Variability**, Part II: Spatial Analysis and Determination of Management Zones. Bios. Eng., 84: 441-453, 2003.

WEBSTER, R., Quantitative spatial analysis of soil in the field. In: B.A. Steward (Editor), **Advances in Soil Science**, 1985, Vol. 3, Springer-Verlag, New York, 1-70.

2 COMPORTAMENTO ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO AMOSTRADOS EM GRADES REGULARES EM TRÊS ÁREAS COM HISTÓRICO AGRÍCOLA DISTINTOS

Resumo

O estudo foi realizado em três áreas (SP, GO e PR) com históricos agrícolas distintos amostradas sob a mesma grade amostral, com objetivo de analisar as semelhanças e diferenças estatísticas e geoestatísticas de atributos químicos do solo. Assim como detectar e conhecer as possíveis fontes de variação nos resultados das análises químicas de solos, tendo como base o tipo de instrumento empregado na coleta e a metodologia de confecção de amostras. A gradagem padrão (TP) de solo foi coletada em malha regular em cada área de 38,5 ha distanciados em 70 m. Para a avaliação dos instrumentos de coleta de terra foram sorteados ao acaso pontos da grade amostral para cada região. Nesses pontos foram coletados amostras de solo de 0-20 e 20-40 cm utilizando quatro diferentes instrumentos de coleta de terra: trado rosca (TRO), trado holandês grande (THG), trado holandês pequeno (THP) e trado sonda (TSO). Foram sorteados ao acaso 8 pontos da grade amostral de cada área, nos quais foram abertas trincheiras e em cada trincheira foram coletadas amostras simples, sendo que após a coleta, as 8 amostras foram misturadas formando uma amostra composta. Foram realizados testes de análise de variância (ANOVA) e teste-t para avaliação dos resultados. Solos com longo histórico agrícola tiveram maior captação de dependência espacial para ambas as profundidades (0-20 e 20-40 cm). Enquanto solos com recente atividade agrícola não apresentaram dependência espacial para a profundidade de 0-20 cm. Os atributos químicos apresentaram comportamento espacial diferente em função do manejo, histórico agrícola e profundidade da coleta da amostra do solo. Os instrumentos tiveram baixa contribuição na variação da determinação dos nutrientes do solo. E as amostras compostas e simples tiveram comportamento diferente nos resultados do levantamento químico do solo.

Palavras-chave: Agricultura de Precisão; Variabilidade espacial; Amostragem de solo; Grade amostral

Abstract

The study was conducted in three areas (SP, GO and PR) with different agricultural histories and sampled under the same sampling grid, in order to examine the similarities and differences of statistical and geostatistical soil chemical properties. The aim of the study is to detect and understand the potential sources of variation in the results of soil chemical analysis, based on the type of instrument and the sampling method used in soil sampling. The standard auger (TP) of soil was collected in a 38.5 ha grid, regularly spaced at 70 m. For analysing the instruments of soil sampling grid points were random sampled in each study area. In all points soil samples of 0-20 and 20-40 depth were collected using four different instruments: screw auger (TRO), large Dutch auger (THG), small Dutch auger (THP) and rig auger (TSO). Eight points from the sampling grid were randomly sampled in which the trenches were opened and simple samples were collected from each trench. After collecting, the eight samples were mixed to form a composite sample. Tests of

analysis of variance (ANOVA) and t-tests were conducted to evaluate the results. Soils with a long agricultural history had a higher uptake of spatial dependence for both depths (0-20 and 20-40 cm). While soils with recent agricultural activity showed no spatial dependence for the depth of 0-20 cm. The chemical attributes behaved differently depending on the land management, agricultural history and depth of soil sample collection. The instruments had small contribution in determining the variation of soil nutrients. And the simple and compound samples had different behavior on the results of chemical soil survey.

Keywords: Precision Agriculture; Spatial variability; Soil sampling; Sampling grid

2.1 Introdução

Um dos primeiros trabalhos citado na literatura que aborda o conceito de agricultura de precisão (AP) data-se do final dos anos 20 (STAFFORD, 2000). Nesse contexto inicial Linsley & Bauer (1929), detectaram uma grande variação no solo, até então não considerada, quanto à necessidade de calcário e que sua aplicação deveria seguir esta variabilidade. Entretanto, essa variabilidade foi inserida em práticas de AP apenas a partir dos anos 80 devido a evolução tecnológica, permitindo que Johnson et al. (1983) entre outros, desenvolvessem o conceito de preparo de solo pré-determinado, dando início às pesquisas relacionadas à AP.

Os principais fatores que vieram a concretizar o conceito atual de AP foram: a criação do programa de Sistema de Posicionamento Global, conhecido como GPS (*Global Positioning System*) e o aperfeiçoamento de sistemas e técnicas em geoestatística.

A construção de plataformas de lançamento de satélites pelo programa do governo norte-americano nos anos 70, permitiu que fossem determinadas localidades (longitude, latitude e altitude) ao longo da terra com relativa acurácia. Além disso, o desenvolvimento da teoria das variáveis regionalizadas, envolvendo conceitos de geoestatística (KRIGE, 1951; MATHERON, 1963; WEBSTER, 1985), possibilitou a criação de estudos relacionados à variabilidade espacial de atributos do solo no contexto agrícola em pequenas escalas. Estes dois fatores históricos associados a uma série de tecnologias envolvendo a sistematização agrícola e computadores de ampla capacidade de processamento e armazenamento de dados possibilitaram a criação do termo que conhecemos hoje como AP (SCHUNUG et al., 1998).

A AP recebeu diferentes definições ao longo do seu desenvolvimento. O *National Research Council* (1997) definiu a AP como sendo uma estratégia de manejo que usa a informação tecnológica, obtida de diversas fontes, para suportar decisões associadas à produção agrícola. Já Sparovek & Schnug (2001) abordam a AP como sendo uma associação entre conhecimentos em ciência agrônômica e técnicas/instrumentos, relacionada a maquinários, tratamentos, procedimentos, ferramentas, suprimentos etc; na qual visam um tratamento uniforme da variabilidade de áreas agrícolas. Para Blackmore (2003), a AP pode ser definida como o manejo da variabilidade espacial

e temporal sob uma escala pequena, visando retorno econômico e redução dos impactos ambientais. Bongiovanni & Lowenberg-Deboer (2004) explicam que a AP provém da automatização do conceito de fazer a coisa certa, no lugar certo e na hora certa e ressalta redução dos impactos ambientais e a diminuição das perdas na aplicação de insumos agrícolas. De acordo com Li et al. (2007) e Zhang et al. (2010), AP é uma técnica que trata da aplicação de insumos a taxa variável, satisfazendo às necessidades reais em áreas específicas do estabelecimento agrícola ao invés da aplicação das necessidades via média de área. Portanto, AP visa um tratamento diferenciado, uniforme, da variabilidade espacial encontrada nas áreas agrícolas, por meio de informações tecnológicas e conhecimento, a fim de reduzir custos de produção, diminuir os impactos ambientais e subsidiar diversos tipos de decisões.

Em ciência do solo, a AP está relacionada principalmente com levantamento espacial e temporal das propriedades químicas e físicas do solo, por meio de grades amostrais. Através da geoestatística os atributos do solo vêm sendo analisados por uma série de estudos visando compreender e ilustrar esta variabilidade espacial (CAMBARDELLA et al., 1994; CHIEN et al., 1997; ZUO et al., 2008; WEINDORF & ZHU, 2010).

Este levantamento estratégico permite a elaboração do estado nutricional do solo prescrevendo as atividades necessárias a serem tomadas pelo agricultor durante o ano agrícola. Com objetivo de subsidiar estas informações ao agricultor, muitos pesquisadores, ligados à academia e também à área comercial, vêm elaborando diversas metodologias para construção de grades amostrais que compreendam a variabilidade espacial dos atributos do solo com maior acurácia. Na tentativa da construção de uma grade amostral que compreenda o maior número de atributos do solo, em menor densidade amostral para diminuição de custos, muitos trabalhos fornecem diversos tipos de opiniões e conclusões (Tabela 2.1).

Muitos autores elaboram estratégias de amostragem considerando determinados fatores químicos do solo, densidade amostral e as culturas que estão sendo manejadas. Há um consenso acadêmico que quanto mais detalhada a grade amostral maior será a compreensão da variabilidade do solo e também o custo desta determinação. Por isso muitos estudos possuem estratégias variadas para o levantamento amostral, seja fazendo menos ponto por área ou realizando amostragem composta de solo.

Atualmente, empresas e produtores rurais que atuam na AP têm utilizado diferentes tamanhos de grades amostrais e número de amostras por grade durante a coleta de solo. No Brasil, as grades comerciais podem variar de 5 a 10 amostras/ha no centro-oeste (RESENDE et al., 2006) e de 1 a 5 amostras/ha no sul do país (CQFSRS/SC, 2004). Esta variação está relacionada com a capacidade da grade amostral em representar a variação do campo e também com o custo gerado ao produtor.

Com objetivo de sistematizar o processo de levantamento do estado nutricional do solo, permitindo alta aplicabilidade, a grade amostral tornou-se um mecanismo prioritário na busca da com-

Tabela 2.1 – Revisão bibliográfica de amostragem de solos na AP. Prof.= profundidade

Densidade (amostras/ha)	Elemento	Tipo amostra	de Prof. (cm)	Contexto	Aplicável em outros lugares	Local	Grade	Tipo	Referência
1	pH	Simples		Áreas agrícolas			Regular	Acadêmico	Linsley & Bauer (1929)
1 a 2	P e K	compostas (12 sub-amostras)	16	Modelo custo	Local	Missouri, EUA	Regular	Acadêmico	Bucholtz, 1992
2,3	pH, K e P	compostas (5 sub-amostras)	17,5	Experimento controlado	Não ciona	Illinois, EUA	Regular	Acadêmico	(Franzen and Peck 1995) ¹
11 a 16	pH, argila, MO e N	-	-	Revisão bibliográfica	Não ciona	Sydney, Austrália	Regular e pontos aleatórios	Acadêmico	McBratney & Pringle, (1999)
5	pH, K, P e MO	compostas (20 a 24 sub-amostras)	15	Áreas agrícolas	Sim (versão adaptada)	Iowa, EUA	Regular	Acadêmico	Mallarino & Wittry (2004)
14	Fins de fertilidade	simples	20	Áreas Agrícolas	Não ciona	Carambeí PR, BR	Regular	Boletim técnico	Machado et al, (2004)
2,5 a 5,5	Fins de fertilidade	compostas (10 sub-amostras)	30,5	Áreas agrícolas	Não ciona	Central Nova York	Regular	Acadêmico	Magri et al. (2005) ¹
1	Fins de fertilidade	compostas (6 sub-amostras)	20	Áreas agrícolas em plantio direto	Regional	Rio Grande do Sul, BR	Regular	Boletim técnico	Amado et al.(2006)
2,5	Todos os elementos de interesse	compostas (4 a 5 sub-amostras)	20	Análise de vários resultados em contexto agrícola	Local	Nebraska, EUA	Regular	Boletim técnico	Ferguson & Hergert, (2009) ¹
1	Fins de fertilidade	compostas (6 sub-amostras)	20	Sistema lavoura-pecuária	Não ciona	São Carlos, SP, BR	Regular	Boletim técnico	Bernardi et al (2009)

¹no original as medidas estavam em acre e foram convertidas em ha (1 acre = 0,4 ha) e a profundidade estava em feet (1 feet = 0,3 metros).

preensão da variabilidade nutricional do solo. No entanto, este enfoque necessita ser abordado de maneira distinta, assumindo que as causas da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo estão ligadas tanto a componentes espaciais como a componentes não-espaciais o que, portanto, dificulta a elaboração de grades universais. Segundo Burrough & McDonnell (1998), a variabilidade espacial pode ser expressa em função de 3 componentes: um componente estrutural, um termo estocástico correlacionado e um ruído aleatório não correlacionado. Os estudos atualmente abordam com mais ênfase os componentes espaciais do modelo que possuem uma variação sistemática no solo. Entretanto, deixam de lado os componentes não-espaciais que podem ser modelados somente estocasticamente, relacionados às metodologias, análises laboratoriais, instrumentos de coletas, etc. Os componentes não espaciais possuem relativa influência no modelo de prescrição espacial, não permitindo uma solução viável da elaboração de grades amostrais universais.

Assim sendo, o objetivo deste trabalho foi analisar as semelhanças e diferenças estatísticas e geoestatísticas de atributos químicos do solo em três áreas com históricos distintos amostrados sob a mesma grade amostral. Assim como detectar e conhecer as possíveis fontes de variação nos resultados das análises de solos, tendo como base tipo de instrumento empregado na coleta e a metodologia de confecção de amostras.

2.2 Material e Métodos

2.2.1 Área de estudo

As áreas de estudo estão localizadas nos estados de Goiás, Paraná e São Paulo. Em Goiás, a área está situada no município de Joviânia delimitado pelas coordenadas: 17°46'5"S, 49°28'20" W e com altitude média de 570 m. A área em São Paulo está situada no extremo oeste do estado, no município de Teodoro Sampaio, na região do pontal do Paranapanema, delimitado pelas coordenadas geográficas 22°28'57"S e 52°50'21"W e com altitude média de 338 m. No Paraná a área está situada no município de Carambeí, delimitado pela coordenadas 24°55'15" S e 50°17'43" W, com altitude média de 834 m (Figura 2.1).

A temperatura média anual de Joviânia-GO é de 23,8 °C com precipitação anual de 1400 a 1500 mm. A área encontra-se na formação Serra Geral do grupo São Bento e os solos encontrados na área foram o Latossolo Vermelho distrófico típico muito argiloso e Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico típico argiloso.

A região de Carambeí-PR apresenta temperatura média anual de 16,2 °C, com mínima de 12,4 °C. A precipitação média anual é de 131 mm e apresenta um período seco na estação de inverno com índices pluviométricos menores que 90 mm. O material de origem é o migmatito e o solo foi classificado como Latossolo Vermelho distrófico típico textura muito argiloso (EMBRAPA, 2006).

Segundo bancos de dados climáticos do Brasil (SENTELHAS et al., 1999), a temperatura média

Figura 2.1 – Mapa de localização dos experimentos

anual em Teodoro Sampaio-SP é de 23,4 °C com mínima de 19,6 °C para o mês mais frio e de 26,3 °C para o mês mais quente. A precipitação média anual é 94 mm e no período seco registram-se índices pluviométricos menores que 30 mm. O material de origem encontrado na região é arenito dos grupos Bauru e Caiurá. O solo foi classificado como Latossolo Vermelho-amarelo típico textura médio argiloso (EMBRAPA, 2006).

2.2.2 Histórico das áreas

O experimento instalado em Goiás foi utilizado para pecuária de corte em manejo extensivo de 1968 a 1999. No ano 2000 a área foi destinada à cultura da soja e desde então vem sendo cultivada com esta cultura para produção de grãos sem rotação ou sucessão de culturas.

A área localizada no Paraná vem sendo cultivada com plantio direto há mais de 30 anos. A rotação adotada normalmente é de: feijão, seguido de soja ou milho, seguido de aveia ou trigo.

Em São Paulo o experimento está localizado em uma área de 40 anos de pastagem, e na época da aplicação do experimento o pasto encontrava-se em fase de degradação.

2.2.3 Amostragem de solo

Em cada área foi introduzida uma grade regular com as seguintes características: forma retangular com 495 m de largura, 778 m de comprimento com área de 38,5 hectares. Para coleta das amostras foi definida uma malha amostral, que dividiu a área em 77 células (Figura 2.2).

Figura 2.2 – Dimensões da grade amostral.

Foram calculados os centróides pela média aritmética das coordenadas dos lados que formam a células, onde foi realizada a coleta das amostras de solo de 0-20 cm e 20-40 cm, sendo distância mínima entre amostras 70 m. Foram coletadas 77 amostras de solo para SP e GO, e 74 para PR. O enxadão comum de 30 cm de comprimento foi utilizado para a coleta de solos, sendo que foram abertas trincheiras de até 50 cm de profundidade, utilizada uma pá reta de 9 cm para limpeza das paredes das trincheiras e com auxílio de um balde de 2 L foi retirada a amostra de solo. Este método foi utilizado como a tradagem padrão (TP) do ensaio.

Para a avaliação dos instrumentos de coleta de terra foram sorteadas ao acaso 9 pontos da grade amostral para a região de Joviânia-GO e 8 para as regiões de Teodoro Sampaio-SP e Carambeí-PR. Nesses pontos foram coletadas amostras de solo de 0-20 e 20-40 cm utilizando quatro diferentes instrumentos de coleta: trado rosca (TRO), trado holandês grande (THG), trado holandês pequeno (THP) e trado sonda (TSO).

Foram sorteados ao acaso 8 pontos da grade amostral de cada área, nos quais foram abertas trincheiras distribuídas em círculo de raio igual a 10 metros a partir do ponto central onde foi feita a coleta da TP. A alocação dos 8 pontos foi feita na circunferência do raio de 10 m, sendo alocada uma trincheira a cada 7,85 m no raio. Em cada trincheira foram coletadas amostras simples, sendo que após a coleta, as 8 amostras foram misturadas formando uma amostra composta.

Cada amostra, realizada em 2008, foi embalada e encaminhada ao laboratório de análises de solo do departamento de Ciência do Solo, ESALQ, Piracicaba-SP, onde foram determinados: pH em CaCl_2 ; teor de matéria orgânica (MO), por oxidação por H_2SO_4 e quantificação por colorimétrica (EMBRAPA, 1997); fósforo disponível (P) e teores de K^+ , Ca^{2+} e Mg^{2+} , extraídos pela resina de troca iônica, sendo o fósforo quantificado por colorimetria e os teores de K^+ , Ca^{2+} e Mg^{2+} quantificados por espectrometria de absorção atômica; acidez potencial ($\text{H}^+ \text{Al}^{3+}$) foi deter-

minado pelo método de solução em KCl (1 mol L^{-1}) e quantificado por titulação ácido-base. Foi calculada a capacidade de troca de cátions, a saturação por bases e a saturação por alumínio. Os métodos analíticos seguiram os procedimentos descritos por Camargo et al. (1986).

Para a classificação de solos foram abertas mini-trincheiras de 50 cm, onde com um trado foram coletadas amostras de solo a 120 cm de profundidade. Dos solos amostrados foram feitas análises química e física para fins de classificação a partir de amostra com fração menor a 2 mm. As análises químicas constaram de pH em água e em solução em KCl (1 N); C orgânico pelo método de Walkley-Black, com oxidação por via úmida, com dicromato de potássio $0,1667\text{ mol L}^{-1}$, sem aquecimento e determinação por titulação com sulfato ferroso amoniacal $0,1\text{ mol L}^{-1}$ (EMBRAPA, 1997); fósforo (P) extraído por Mehlich-1 (SIMS, 2000) quantificado por colorimetria; teores de K^+ , Ca^{2+} e Mg^{2+} , extraídos pelo acetato de amônio; Alumínio extraído pelo KCl (1 mol L^{-1}); acidez potencial (H^+Al^{3+}) determinada pelo método de solução acetato de cálcio (1 mol L^{-1}) e quantificado por titulação ácido-base.

As análises granulométricas foram realizadas seguindo o procedimento descrito pela Embrapa (1997). A argila dispersa em água pelo método do densímetro, a fração areia total por peneiramento e silte (0,05-0,002 mm) por diferença. A fração areia total foi fracionada em areia muito grossa (2-1 mm), grossa (1-0,5 mm), média (0,5-0,25 mm), fina (0,25-0,10 mm) e muito fina (0,10-0,05 mm) de acordo com escala de Atterberg modificada por tamisamento.

2.2.4 Procedimentos estatísticos

As análises estatísticas foram realizadas em ambiente R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011). Os dados foram analisados por camada de solo: 0 a 20 cm e 20 a 40 cm. Para os testes de normalidade e homogeneidade de variância foram utilizados os métodos Shapiro-Wilk e Levene, respectivamente. Realizou-se a verificação da transformação dos dados através do gráfico de Box-Cox (BOX & COX, 1964), que por meio do logaritmo da função de verossimilhança, mostra qual é o valor do parâmetro que mais aproxima os dados de uma distribuição normal. Foram realizadas análise de variância (ANOVA) e testes de comparação de médias pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade.

2.2.5 Procedimentos Geoestatísticos

As análises de verificação da dependência espacial foram realizadas pelo ambiente R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011) utilizando o pacote geoR (RIBEIRO JR & DIGGLE, 2001).

O semivariograma é utilizado em geoestatística para representação do nível de dependência entre valores de uma variável observada em duas posições na mesma região de estudo (MARTHERON, 1963). O estimador do semivariograma é definido pela equação:

Figura 2.3 – Estrutura de um semivariograma empírico. (a) Variância de todas as distâncias; (b) Semi-variograma com base na teoria regionalizada.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (2.1)$$

em que $\gamma(h)$ é a semivariância estimada para cada distância ou classe de distancia, $N(h)$ é o número de pares de valores medidos, $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$, separado pelo vetor h . Esta ferramenta parte da teoria regionalizada ou estacionaridade dos pontos amostrados, onde a variância depende somente da distância entre os pontos amostrados, sendo a mesma para toda área avaliada (isotrópico). A Figura 3.1 exemplifica a estrutura de um semivariograma e seus componentes.

Um semivariograma é composto essencialmente por três parâmetros espaciais que definem o comportamento da variável em análise: o alcance que determina a distância a partir da qual a variável não influencia a vizinha ou a distância que as amostras estão correlacionadas espacialmente; o patamar que é o valor correspondente ao seu alcance, sendo que a partir deste valor não há mais dependência espacial entre dois objetos, pois a diferença da variância entre dois pares de amostras torna-se aproximadamente constante; e o efeito pepita que representa a variância dos erros mensurados combinados com a variação espacial em distâncias menores que o espaçamento amostral mínimo.

Foi utilizada a técnica dos envelopes propostos por Diggle e Ribeiro Jr. (2007) para identificação, de forma exploratória, da existência de dependência espacial de cada atributo químico do solo. O teste consiste em uma simulação de Monte Carlo, onde há uma permutação de cada variável em estudo mantendo-se as posições geográficas das mesmas, gerando um semivariograma a cada simulação. O envelope consiste nos valores máximos e mínimos de cada conjunto de dados simulados, definindo uma região sem dependência espacial. E através do boxplot foram analisados possíveis *outliers*.

Através do gráfico de BoxCox (BOX & COX, 1964) foi realizada a verificação da transformação

dos dados, que, por meio do logaritmo da função de verossimilhança, mostra qual é o valor do parâmetro que mais aproxima os dados de uma distribuição normal.

Diggle e Ribeiro Jr. (2007) descrevem as vantagens da explicação de modelos associados à máxima verossimilhança, onde a estimação dos parâmetros e a avaliação da incerteza envolvidas na estrutura da dependência têm maior eficiência e podem ser integradas ao modelo de previsão.

Assim sendo, este trabalho utilizou a função de verossimilhança para estimação de parâmetros espaciais desconhecidos. Através dos parâmetros verdadeiros com máxima aceitação em função dos valores observados, os parâmetros espaciais desconhecidos são calculados pela maximização do logaritmo da função de verossimilhança dada por:

$$L(\beta, \tau^2, \sigma^2, \phi) = -0,5 \left\{ n \log(2\pi) + \log \left| (\sigma^2 R(\phi) + \tau^2 I) \right| \right\} \\ + (y - D\beta)^T (\sigma^2 R(\phi) + \tau^2 I)^{-1} (y - D\beta) \quad (2.2)$$

em que β é o vetor correspondente aos parâmetros de regressão; τ é o efeito pepita; σ^2 o alcance; ϕ é o patamar; R depende de um escalar ou de um vetor-parâmetro de ϕ ; y é o vetor de observações; D é a matriz de covariância $n \times p$ e F é a matriz de delineamento.

A seleção do modelo foi feita através da avaliação da espacialidade e não espacialidade dos dados e também pela aceitação das diferentes funções de correlação nos modelos espaciais. Estes critérios foram baseados pela informação Akaike (AIC), o qual estabelece a relação entre a informação ou a distância de Kulback-Leibler (KULLABACK & LEIBLER, 1951), que é uma medida de discrepância relativa entre dois modelos e da função de máxima log-verossimilhança para seleção de modelos. Sendo assim definido como:

$$AIC = -2l + 2p \quad (2.3)$$

em que l é o logaritmo neperiano do máximo da função de verossimilhança, calculado para os valores das estimativas dos parâmetros, e p é o número de parâmetros do modelo considerado. Foram aceitos os modelos que tiveram uma diferença de AIC do modelo espacial menor do que duas unidades do modelo AIC não espacial. A seleção entre modelos foi feita considerando a maior diferença entre o AIC.

Co-variáveis foram utilizadas para analisar a tendência da distribuição dos dados, as quais foram diferentes para cada localidade (Figura 2.4).

Figura 2.4 – Co-variáveis utilizadas para análise da tendência nas áreas estudadas. (a) Goiás; (b) Paraná e (c) São Paulo.

Em Goiás a análise de tendência foi analisada pelo mapa de solos feito em nível exploratório e pelo mapa de elevação, analisados pelas imagens do Aster com resolução de 30x30 m. No Paraná análise de tendência foi feita pela variação da quantidade de argila e pelo mapa de elevação da área. As áreas com quantidade de argila acima de 70 g kg⁻¹ e áreas localizadas acima de 840 m foram analisadas de forma distintas. E em São Paulo áreas com teor de argila menor que 22 g kg⁻¹ e áreas com declividade maior que 3% foram analisadas separadamente. Foi realizado o teste tukey (5%) para cada grupo formado para verificar se havia diferença significativa entre as médias e assim fazer o tratamento separado de cada grupo de variável.

2.3 Resultados e Discussão

2.3.1 Caracterização geral

O comportamento da média, variância, desvio padrão, coeficiente de variação e os quartis dos atributos do solo para cada área e profundidade foi calculado para a tradagem padrão (Tabela 2.2). As análises de solo para fins de classificação das áreas são apresentadas no ANEXO A.

A fertilidade foi classificada segundo a a tabela de classificação da fertilidade do solo usado no estado de São Paulo (Raij et al., 1997) levando em consideração a média de cada profundidade (Figura 2.5). Os resultados de P, K, pH foram multiplicados por 10 para se adequar a escala aos outros parâmetros químicos.

Figura 2.5 – Gráfico tipo *spider* das propriedades químicas do solo de cada área de (a) 0-20 cm e (b) 20-40 cm.

Em Goiás (GO), para a profundidade de 0-20 cm, a acidez foi classificada como média, com teores alto de Ca²⁺ e Mg²⁺, teores médios P e K⁺ e a saturação por bases média. Para a profundidade de 20-40 cm, a acidez foi considerada média, alto para os teores de K⁺ e Ca²⁺, médio para o teor de Mg²⁺, muito baixo para P e saturação por bases baixa. A área apresentou-se no

Tabela 2.2 – Descrição estatística dos atributos químicos do solo na profundidade de 0-20 e 20-40 cm. Qua=quartil.

Área		pH	MO	P	K ⁺	Ca ²⁺	Mg ²⁺	H ⁺ Al	Al	SB	CTC	V%	m%	Argila
GO 1	1º Qua	5,2	28	8	1,1	20	7	20	0	30	55	52	0	57
GO 1	Média	5,4	31,7	14,5	1,9	28,2	8,9	24,11	0,12	39,1	63,2	60,3	0,6	59
GO 1	3º Qua	5,7	35	18	2,5	35	11	28	0	49	71	68	0	65
GO 1	S	0,3	4,9	8,6	1	10,2	2,8	4,39	0,43	12,8	10,7	11,4	2,5	4
GO 1	S ²	0,1	24,6	75,3	1	105,2	8,2	19,28	0,19	164,6	115	130,1	6,4	18
GO 1	CV(%)	6,3	15,6	59,8	53,7	36,3	32,2	18,21	338,65	32,7	16,9	18,9	368,3	7
GO 2	1º Qua	5	20	2	0,5	9	4	20	0	14	38	36	0	59
GO 2	Média	5,2	22,7	3,1	0,9	13	5,4	22	0,28	19,5	44,5	44,5	2,2	61
GO 2	3º Qua	5,5	25	4	12	16	7	25	0	23	47	52	0	65
GO 2	S	0,3	4,4	1,2	0,6	6	2	4,29	0,55	7,8	6,6	12,3	4,5	4
GO 2	S ²	0,1	19,3	1,4	0,4	36,5	4	18,44	0,31	61,6	44,6	151,6	20,5	17
GO 2	CV(%)	7,4	19,3	38,9	68,6	46,3	36,7	18,65	195,5	40,1	15,6	27,6	201,5	6
PR 1	1º Qua	4,5	46	18	1,7	23,2	16	42	0	41,2	99,1	41	0	66
PR 1	Média	4,8	54,2	29,6	2,7	32,6	22,4	55,47	2,75	57,7	113,2	50,3	5,5	70
PR 1	3º Qua	5,1	61,7	39	3,6	41	29	3	64	72,2	122,3	60,7	7,7	75
PR 1	S	0,3	12,6	16,2	1,4	12,5	10,4	18,76	3,44	22,8	23,8	14	7,1	4
PR 1	S ²	0,1	160,3	262,4	2,1	158,4	110,1	351,95	11,88	522,6	570,1	197	51,7	24
PR 1	CV(%)	7,8	23,3	54,5	54,4	38,6	46,7	33,81	125,05	39,5	21	27,9	129,1	7
PR 2	1º Qua	4,1	32,2	2	0,4	9	6	52	3	15,8	71,2	16	12	72
PR 2	Média	4,3	42	3,1	0,6	10,9	7	73,55	8,97	18,6	92,2	22,1	28,3	74
PR 2	3º Qua	4,5	53	4	0,8	13	8	88	13	21,1	105,7	28	45	77
PR 2	S	0,2	12,5	1,4	0,5	2,6	1,9	31,72	8,56	4	31,9	7,7	18,2	4
PR 2	S ²	0,07	158,5	2,1	0,2	7,1	3,8	1006,3	73,39	16,7	1019,4	60,1	332,1	18
PR 2	CV(%)	5,9	29,9	45,7	72,1	24,5	27,6	43,12	95,47	21,9	34,6	35	64,2	5

Continua

Continuação														
Área		pH	MO	P	K ⁺	Ca ²⁺	Mg ²⁺	H ⁺ Al	Al	SB	CTC	V%	m%	Argila
SP 1	1º Qua	4,3	17	2	0,4	6	4	15	1	11,4	28,3	39	7	16
SP 1	Média	4,5	17,9	4	0,8	8,9	5	16,84	2,53	14,7	31,6	45,8	15,4	17
SP 1	3º Qua	4,8	19	3	1,3	11	6	18	4	17,4	32,7	52	23	20
SP 1	S	0,3	1,5	7,9	0,6	3,5	1,8	2,54	2,1	4,9	3,8	10,6	12,3	3
SP 1	S ²	0,1	2,3	63,4	0,4	12,3	3,3	6,5	4,43	24	14,4	113,3	153,5	9
SP 1	CV(%)	8,2	8,5	197,1	76,6	39,5	36,5	15,13	83,17	33,2	12	23,2	80,4	17
SP 2	1º Qua	3,9	14	1	0,2	4	2	16	2	7,3	27,1	29	14	20
SP 2	Média	4,2	14,6	2	0,4	7,7	3,4	18,16	4	11,6	29,8	37,9	28,9	22
SP 2	3º Qua	4,5	15	2	0,4	11	4	20	6	14,3	32,1	47	44	26
SP 2	S	0,3	1,3	1,1	0,5	4,3	1,7	3,32	2,53	5,5	4,1	13,9	19,4	3
SP 2	S ²	0,1	1,6	1,2	0,2	19,1	3	11,05	6,41	30,8	17,3	195,6	379	8
SP 2	CV(%)	9	8,8	55,4	122,6	56,5	50	18,31	62,1	47,6	13,9	36,8	67,3	13

limite de fertilidade para a profundidade de 0-20 cm, sendo classificado como eutrófica e distrófica para a profundidade de 20-40 cm e a textura foi classificada como muito argilosa, considerando a profundidade de 20-40 cm.

No Paraná (PR) a área apresentou acidez elevada e teores muito altos para Ca^{2+} e Mg^{2+} , teores médios de P e K^+ e saturação por base média na profundidade de 0-20 cm. Para a profundidade de 20-40 cm, a acidez foi alta, teor de Ca^{2+} muito alto, teor de M^{2+} médio, teores de P e K^+ muito baixo e saturação por bases muito baixa. A área foi classificada como distrófica para ambas as profundidades sendo que para a profundidade de 20-40 cm o V% apresentou-se bem abaixo da fertilidade. A textura do solo foi classificada como muito argilosa.

Em São Paulo (SP), para a profundidade de 0-20 cm, a acidez foi elevada, teor de Ca^{2+} alto, teor de Mg^{2+} médio, teor de K^+ baixo, P muito baixo e saturação por bases baixa. Para a profundidade de 20-40 cm a acidez foi classificada como muito alta, o teor de Ca^{2+} muito alto, teor de Mg^{2+} baixo, teores de P e K^+ muito baixo e a saturação por bases baixa. Ambos os horizontes foram classificados como distróficos e área foi classificada como textura médio arenosa.

Os critérios adotados para analisar a magnitude da variação dos dados, seguiram os critérios adotados por Wilding et al. (1994), onde CV de 0-15%, 15-35%, e 35-100% caracteriza baixa, média e alta variabilidade, respectivamente.

Os experimentos localizados no GO e PR tiveram comportamento semelhante quanto ao coeficiente de variação. Considerando a profundidade de 0-20 cm, em GO, teve uma propriedade classificada como baixa (pH), seis como média (MO, Mg^{2+} , $\text{H}^+ \text{Al}$, SB, CTC e V%) e cinco como alta variabilidade (P, K^+ , Ca^{2+} , Al e m%). Para a profundidade de 20-40 cm os resultados foram semelhantes à profundidade 0-20 cm, apenas Mg^{2+} e SB tiveram aumento da variabilidade em profundidade.

No PR, para a profundidade de 0-20 cm, um atributo foi classificado como baixa (pH), quatro como média (MO, $\text{H}^+ \text{Al}$, CTC, e V%) e sete como alta variabilidade (P, K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} , Al^{3+} , SB e m%). Dois atributos (Ca^{2+} e Mg^{2+}) diminuíram sua variabilidade em profundidade e um ($\text{H}^+ \text{Al}$) aumentou a variabilidade em profundidade.

Já SP, três atributos foram classificados como baixa (pH, MO e CTC), três atributos foram classificados como média ($\text{H}^+ \text{Al}$, SB e V%) e seis atributos foram classificados como alta variabilidade (P, K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} , Al^{3+} e m%) para a profundidade de 0-20 cm. Para a profundidade de 20-40 cm, SB e o V% aumentaram sua variabilidade, sendo classificados como de alta variabilidade.

Souza et al., (2004), Silva et al., (2007) e Vieira et al., (2009), concluem que apenas o pH veio a ter índice de baixa variabilidade em suas pesquisas, não corroborando com os resultados obtidos em SP, onde a MO e a CTC para ambas profundidades amostradas também obtiveram índices baixos de variabilidade. Os trabalhos citados foram realizados em áreas agrícolas onde anualmente são introduzidas novas quantidades fertilizantes e corretivos na área. A ocorrência da

menor variabilidade de MO e CTC em SP, área de pastagem degradada, deve-se à periodicidade do manejo de solo, a qual é relativamente menor em relação às áreas de GO e PR, além da baixa produção de matéria seca produzida pela gramínea que compõe a pastagem e da baixa capacidade de troca catiônica do solo.

A MO e a CTC freqüentemente são classificadas como de média variabilidade (CAMBARDELLA et al., 1994; SALVIANO, et al., 1998; SILVA et al., 2009) corroborando com os resultados obtidos em GO e PR.

Muitos estudos abordam a variabilidade de P, K^+ , Ca^{2+} e Mg^{2+} em diversos sistemas de manejo, Schlindwein & Anghinoni (2000) concluem que aplicação anual de insumos potássicos e fosfatados causam maior variabilidade devido ao modo de aplicação, sendo na linha de plantio, podendo interferir na amostragem. O não revolvimento do solo, técnica utilizada pelo plantio direto, somada a baixa mobilidade de elementos químicos (p.e. fósforo) promovem a concentração superficial destes elementos, formando gradientes de concentração aumentando a variabilidade superficial (AMARAL & ANGHINONI 2001; FALLEIRO et al., 2003). Isto explica a maior variabilidade de P, K^+ , Ca^{2+} e Mg^{2+} para GO e PR que possuem sistema de plantio direto há 8 e 20 anos, respectivamente. Já em SP o alto índice da variabilidade destes elementos deu-se pela baixa concentração dos mesmos corroborando com Mader (1963), que conclui que pode haver uma alta variabilidade se a concentração do atributo químico do solo for baixa.

2.3.2 Avaliação de instrumentos de coleta de solo

A influência do instrumento de amostragem de solo contribuiu pouco na variação dos resultados. Pela análise de variância (ANOVA) entre os instrumentos de amostragem de solos, poucas médias apresentaram diferença. As análises de ANOVA e o coeficiente de variação (CV) de cada instrumento são apresentadas nas Tabelas 2.3, 2.4 e 2.5.

Em GO pela análise de variância (ANOVA) entre os instrumentos o teor de fósforo e a capacidade de troca de cátions para a profundidade de 20-40 cm obtiveram diferença significativa. A Figura 2.6 apresenta as diferenças significativas pelo teste Tukey de cada instrumento pareado para um intervalo de confiança de 95%.

Houve diferença entre as médias dos instrumentos TSO-THG e TRO-THG para o teor de fósforo de 20-40 cm pelo teste de Tukey com nível de significância de 5%. Para capacidade de troca de cátions os instrumentos que apresentaram diferenças entre as médias foram os TRO-THG e TSO-TRO.

No PR pela análise de variância (ANOVA) entre os instrumentos o teor de magnésio para a profundidade de 0-20 e 20-40 cm e soma de base para profundidade de 0-20 cm obtiveram diferença significativa (Figura 2.7). Pelo teste de Tukey (5%) apresentado houve diferença entre as médias dos instrumentos TRO-TP para o teor de magnésio e soma de bases, ambos para a profundidade

Tabela 2.3 – Coeficiente de variação (CV) de cada instrumento de coleta e o teste de ANOVA para cada profundidade, Joviânia-GO.

Atributos	CV 0-20 cm					p>F	CV 20-40 cm					p>F
	TP	THG	THP	TSO	TRO		TP	THG	THP	TSO	TRO	
pH	5,42	6,69	9,9	4,63	6,76	0,54	9,76	10,92	9,1	5,4	7,04	0,817
MO	17,69	18,75	10,28	24,56	24,61	0,81	17,22	18,16	8,9	20,51	17,68	0,249
P	47,45	106,18	69,07	75,65	68,21	0,22 ¹	33,33	37,12	150,85	37,5	63,84	0,004 ²
K	52,05	45,81	41,22	32,4	45,27	0,53	74,53	77,78	44,95	31,66	40,12	0,419 ²
Ca	30,1	46,1	65,24	26,89	32,03	0,89 ²	45,08	58,01	71,9	35,29	41,7	0,146 ²
Mg	33,7	32,62	43,64	27,84	29,48	0,72	34,99	33,37	44,4	35,14	25,46	0,078
H	16,68	28,57	35,17	14,9	23,55	0,46	20,81	26,41	23,62	12,54	17,27	0,652
SB	30,39	41,36	57,24	26,04	30,43	0,90 ²	38,84	49,86	62,1	33,84	35,9	0,128 ²
T	14,93	24,11	29,21	15,62	15,37	0,64 ²	10,77	13,69	20,97	13,09	16,41	0,002
V	15,88	22,48	25,79	11,77	17,51	0,83	28,46	37,69	35,03	20,73	23,68	0,529
Argila	5,9	3,81	4,61	4,69	4,15	0,94	3,97	6,47	5,6	5,49	4,29	0,659

¹com remoção de *outliers* e transformação logarítmica²com transformação logarítmica

Tabela 2.4 – Coeficiente de variação (CV) de cada instrumento de coleta e o teste de ANOVA para cada profundidade, Carambeí-PR.

Atributos	CV 0-20 cm					p>F	CV 20-40 cm					p>F
	TP	THG	THP	TSO	TRO		TP	THG	THP	TSO	TRO	
pH	6,86	8,51	7,24	9,13	7,98	0,8	8,08	6,94	7,55	10	7,84	1
MO	22,98	7,48	16	8,27	8,23	0,57 ²	33,33	21,4	21,14	21,13	15,24	0,18 ²
P	41,39	37,45	32,6	26,37	49,43	0,07 ¹	35,04	45,29	45,53	27,72	33,75	0,24 ¹
K	29,92	34,79	49,04	57,8	47,48	0,32 ²	62,52	50,65	62,23	66,17	48,95	0,14 ²
Ca	23,92	27,73	31,97	25,36	42,11	0,05 ²	13,24	47,03	36,69	40,57	29,76	0,77 ²
Mg	28,17	36,26	47,82	35,74	56,34	0,02	20,43	40,62	34,65	46,42	22,86	0,03 ²
Al	70,35	109,1	116,5	140,93	92,67	0,81	73,64	74,16	61,93	77,36	68,6	0,98
H	11,45	32,84	29,18	38,52	28,95	0,95	38	37,35	40,14	42,87	37,99	0,92
SB	23,63	28,63	37,23	28,02	46,6	0,03 ²	14,84	41,59	34,93	39,42	23,39	0,25
T	10,96	13,07	14,27	11,1	32,58	0,08	30,54	31,66	33,52	28,32	30,71	0,74
V	15,92	28,28	25,29	26,62	19,98	0,18	33,01	39,24	37,15	52,61	32,04	0,95 ²
M	85,58	131,28	138,01	147,57	118,19	0,59	68,06	79,37	62,51	83,61	66,67	0,92
Argila	5,77	5,81	6,71	6,4	6,83	0,42	4,5	6,56	7,41	6,57	8,56	0,29

¹com remoção de *outliers* e transformação logarítmica²com transformação logarítmica

Tabela 2.5 – Coeficiente de variação (CV) de cada instrumento de coleta e o teste de ANOVA para cada profundidade, Teodoro Sampaio-SP.

Atributos	CV 0-20 cm					p>F	CV 20-40 cm					p>F
	TP	THG	THP	TSO	TRO		TP	THG	THP	TSO	TRO	
pH	5,77	6,24	4,77	5,27	6,27	0,76	7,54	6,5	8,57	7,69	7,35	0,74
MO	4,14	8,84	9,71	6,1	2,47	0,81	5,62	5,86	5,96	8,53	8,39	0,73
P	57,52	34,02	28,46	50	33,07	0,01 ¹	28,87	0	0	0	0	<0,01
K	60,72	63,02	63,02	70,07	55,83	0,10 ²	36,85	66,33	59,25	67,79	58,68	0,36 ²
CA	24,42	33,91	35,19	25,14	37,6	0,46b	35,07	36,1	45,52	41,11	41,57	0,7
MG	22,67	29,28	23,13	30,05	29,4	0,53	38,86	38,97	41,89	47,05	24,02	0,6
AL	74,83	68,51	37,8	57,74	77,46	<0,01	37,12	50	108,71	118,32	82,4	<0,01
H	10,5	10,7	8,32	9,1	9,75	0,96	19,44	14,01	18,84	18,74	14,57	1
SB	20,93	27,82	27,55	22,82	31,26	0,27	32,09	29,16	35,85	33,08	30,78	0,5
T	7,55	12,87	15,35	10,57	14,87	0,09 ²	8,39	13,82	13,41	9,75	10,76	0,18
V	14,68	17,79	14,51	14,21	17,06	0,63	29,29	20,19	27,3	28,23	21,82	0,84
M	74,17	96,3	49,14	65,08	81,97	0,01	62,98	87	141,54	161,94	86,36	0,05
Argila	14,94	12,97	12,6	10,96	16,63	0,32	12,59	13,95	15,84	11,77	16,67	0,68

¹com remoção de *outliers* e transformação logarítmica

²com transformação logarítmica

Figura 2.6 – Comparação de médias entre dos instrumentos pelo teste Tukey a 5% em Goiás. (a) Fósforo de 20-40 cm; (b) CTC de 20-40 cm.

de 0-20 cm. E para o teor de magnésio para profundidade 20-40 cm houve diferença entre os instrumentos TSO-TP.

Em SP pela análise de variância (ANOVA) entre os instrumentos, os teores de fósforo e alumínio para a profundidade de 0-20 cm e 20-40 cm e a saturação por alumínio para a profundidade de 0-20 cm obtiveram diferença significativa (Figura 2.8). Pelo teste de Tukey (5%) apresentado conclui-se que para o teor de fósforo houve diferença entre as médias dos instrumentos TRO-TP de 0-20 cm e para os instrumentos TP-THG, TP-THP, TRO-TP e TSO-TP para a profundidade de 20-40 cm. Para o teor de alumínio os instrumentos que apresentam médias diferentes foram TP-THG, TP-THP, TRO-TP, TSO-TP ambas as profundidades.

Em relação à comparação de médias entre os instrumentos para a saturação por alumínio para a profundidade de 0-20 cm, os instrumentos que apresentaram diferenças pelo teste de tukey (5%) foram: TP-THG, TP-THP, TRO-TP, TSO-TP (Figura 2.9).

Apesar da baixa influência dos instrumentos de coleta de solo autores como BACCHI et. al 1995, demonstraram que em algumas situações os instrumentos de coleta podem influenciar no resultado final da análise, principalmente na profundidade de 20-40 cm. Desta maneira, não se descarta a hipótese que os instrumentos de amostragem possam contribuir significativamente para superestimação ou subestimação dos teores de nutrientes.

Analisando de forma conjunta os parâmetros químicos amostrados para cada instrumento, aponta-se que o THP apresentou os maiores índices de variação e TSO apresentou menor variação para a profundidade 0-20 cm em GO. Para a profundidade de 20-40 cm o THG obteve os maiores índices de variação e o TSO os menores. No PR para a profundidade de 0-20 cm o TRO, e para a profundidade de 20-40 cm o TSO, obtiveram os maiores índices de variação. No PR, ainda, a TP para ambas as profundidades apresentou os menores índices de variação. Em SP para a profundidade de

Figura 2.7 – Comparação de médias entre os instrumentos pelo teste Tukey a 5% no Paraná. (a) Magnésio de 0-20 cm; (b) Magnésio de 20-40 cm; e (c) Soma de bases de 0-20 cm.

0-20 cm o TRO, e para profundidade de 20-40 cm o TSO, tiveram os maiores índices de variação. O THP e TP apresentaram os menores índices de variação para a profundidade de 0-20 cm e 20-40 cm, respectivamente.

Os instrumentos apresentaram uma variação particular para cada área, não havendo um padrão dos instrumentos que proporcionaram as maiores ou menores variabilidades. Schlindwein & Anghinoni (2002) também avaliaram a influência do instrumento de coleta de amostra de solo (trado rosca e pá reta) na variabilidade das características químicas de um Latossolo Vermelho muito argiloso. Estes autores concluem que independente da forma de adubação, para todos os atributos químicos analisados o trado rosca proporcionou maior variabilidade em relação à pá reta. No presente trabalho tal fato ocorreu para o PR para a profundidade de 0-20 cm, onde para maioria dos atributos químicos as maiores variações ocorreram para o TRO e as menores para TP.

Isto não traduz que os instrumentos possuam melhores ou piores desempenhos na capacidade de avaliação dos teores de nutrientes, mas que se deve atentar para a variação que cada instrumento pode vir a ter, produzindo algumas diferenças quanto à metodologia de coleta. Ou seja, deve-se

(a)

(b)

(c)

(d)

Figura 2.8 – Comparação de médias entre os instrumentos pelo teste Tukey a 5% em São Paulo. (a) Fósforo de 0-20 cm e (b) 20-40 cm; (c) Alumínio de 0-20 cm e (d) 20-40 cm.

Figura 2.9 – Comparação de médias entre os instrumentos pelo teste Tukey a 5%, em São Paulo. Saturação por alumínio 0-20 cm.

levar em consideração a variação que cada instrumento pode vir a trazer durante o processo de avaliação da fertilidade do solo.

2.3.3 Avaliação das amostragens compostas

Foi realizado o teste-t de comparação de médias entre as amostras compostas e amostras simples, calculados o desvio-padrão (s) e o coeficiente de variação (CV) de cada profundidade e experimento (Tabelas 2.6, 2.7 e 2.8).

Os experimentos localizados em GO e no PR obtiveram poucas diferenças quanto tipo de amostra realizada para descrição da área. Pelo teste-t nenhuma amostra em GO para ambas as profundidades obteve diferenças significativas entre amostras simples e compostas. No PR, apenas o potássio apresentou diferença significativa entre as amostras para ambas as profundidades, sendo que a quantidade média de potássio estimado pela tradagem composta foi mais elevada em relação à amostra simples para ambas as profundidades. Desta maneira, para GO e PR a amostra simples foi suficiente para representar a área com 10 metros de raio em torno do ponto central a TP, tornando-se mais vantajosa em relação às amostras compostas que exige um esforço maior em sua confecção.

Em SP, as amostras simples e compostas obtiveram as maiores diferenças pelo teste-t de comparação de médias.

Para os três experimentos o CV foi menor para a maioria dos atributos amostrados pelas amostras compostas, para ambas as profundidades concordando com Schlindwein & Anghinoni (2002) que afirmam que o aumento de sub-amostras tende a diminuir o CV de atributos como o P e K.

O desvio-padrão para as amostras simples foi maior para a maioria dos atributos do solo para os três experimentos e ambas as profundidades.

Apesar desta diferença, a tradagem simples para os sistemas agrícolas em estágio avançado, como no caso de GO e PR, foi suficiente para representar a área e em SP que recebe menores quantidades anuais de fertilizantes e corretivos as amostras compostas e simples obtiveram as maiores diferenças.

2.3.4 Avaliação da dependência espacial

Na Tabela 2.9, são apresentados os valores estimados dos parâmetros espaciais e a diferença entre os valores de AIC dos modelos espaciais e não-espaciais para as três áreas para as profundidades de 0-20 cm e 20-40 cm. No ANEXO B, são apresentados os resultados das simulações das variáveis que não apresentam dependência espacial, realizadas por meio de técnicas de envelopes.

Através da análise dos parâmetros espaciais foi classificado o grau de dependência espacial pela razão entre o efeito pepita e o patamar onde: um índice menor que 25% evidência grau forte de

Tabela 2.6 – Média, desvio padrão, coeficiente de variação e o teste-t (5%) para amostras simples e compostas por profundidade, Goiás.

Atributos	0-20 cm						20-40 cm					
	Média			CV			Média			CV		
	TC	TP	TC	TP	TC	TP	TC	TP	TC	TP	TC	TP
pH	5,64	5,63	0,18	0,25	3,28	4,43	5,41	5,53	0,35	0,33	6,51	5,94
MO	32	34,5	2,51	3,96	7,83	11,49	23	23,13	2,93	3	12,73	12,96
P	13,5	17	6,59	9,87	48,82	58,06	3,13	3,75	1,13	1,39	36,03	37,03
K	1,98	2,06	0,95	0,98	47,94	47,64	0,91	0,84	0,54	0,36	59	42,78
Ca	29,63	36,13	4,63	12,73	15,62	35,25	15	17,5	5,58	8,18	37,2	46,72
Mg	10	11,13	2,07	3,18	20,7	28,6	6	7,25	1,69	2,43	28,17	33,58
H	21,13	22,25	2,1	3,58	9,94	16,07	21,63	21	3,42	2,98	15,82	14,17
SB	41,6	49,31	7,02	15,19	16,87	30,8	21,91	25,59	6,99	10,41	31,91	40,67
T	62,73	71,56	6,26	12,81	9,98	17,89	43,54	46,59	4,23	8,83	9,71	18,95
V	66	67,38	4,66	10,43	7,06	15,48	49,38	53,25	11,38	11,67	23,04	21,92
Argila	57	60,38	4,28	3,89	7,5	6,44	62,38	61,38	3,81	3,78	6,12	6,15

Tabela 2.7 – Média, desvio padrão, coeficiente de variação e o teste-t (5%) para amostras simples e compostas por profundidade, Paraná.

Atributos	0-20 cm						20-40 cm					
	Média			CV			Média			CV		
	TC	TP	TC	TP	TC	TP	TC	TP	TC	TP	TC	TP
pH	5,06	4,93	0,24	0,49	4,83	9,87	4,39	4,4	0,15	0,16	3,32	3,64
MO	45,88	52,25	3,04	9,81	6,64	18,77	32,5	40,75	1,6	10,25	4,93	25,15
P	37,13	26,63	16,37	15,65	44,11	58,77	3,63	3	2	0,93	55,05	30,86
K	3,04¹	1,85¹	0,98	0,86	32,21	46,23	0,78¹	0,40¹	0,38	0,16	48,65	40,09
CA	40,5	35,75	10,84	17,88	26,76	50,01	12	11	1,51	2,14	12,6	19,44
Mg	31,13	26,88	10,05	17,97	32,29	66,87	8,13	7,63	1,13	2,83	13,86	37,05
AL	1	1,75	1,41	2,66	141,42	151,96	6,63	6,75	5,24	5,12	79,03	75,85
H	47	41,75	8,8	14,03	18,72	33,6	63,88	69	12,43	17,7	19,45	25,65
SB	74,66	64,48	21,1	36,04	28,26	55,9	20,9	19,03	2,65	4,91	12,7	25,82
T	121,66	106,23	23,36	30,35	19,2	28,57	84,78	88,03	12,03	18,07	14,19	20,53
V	60,38	57,5	9,78	16,84	16,2	29,28	25,13	22,25	4,91	6,36	19,55	28,6
M	1,63	4,13	2,39	6,24	146,88	151,36	22,38	24,63	14,14	13,21	63,2	53,65
Argila	70,88	71,75	5,69	5,55	8,03	7,73	74,75	76,13	5,06	4,19	6,77	5,5

¹ Médias significativamente diferentes iguais pelo teste-t (5%)

Tabela 2.8 – Média, desvio padrão, coeficiente de variação e o teste-t (5%) para amostras simples e compostas por profundidade, São Paulo.

Atributos	0-20 cm						20-40 cm					
	Média			CV			Média			CV		
	TC	TP	TC	TP	TC	TP	TC	TP	TC	TP	TC	TP
pH	4,49	4,34	0,1	0,25	2,21	5,77	4,05	4	0,14	0,27	3,49	6,81
MO	18,63	18,13	1,06	1,73	5,69	9,53	14,5	14,38	0,53	1,06	3,69	7,38
P	5,5	10,75	2,14	23,57	38,87	219,28	3,13¹	2,13¹	0,35	0,99	11,31	46,64
K	0,71	0,54	0,3	0,37	42,06	68,13	0,23	0,18	0,07	0,07	31,43	40,41
Ca	13,13¹	8,00¹	1,13	3,12	8,58	38,96	12,25¹	5,88¹	1,49	3,6	12,15	61,33
Mg	2,38¹	4,00¹	1,69	1,2	70,95	29,88	1,38	2,63	0,74	0,92	54,11	34,9
Al	0,88¹	4,38¹	0,64	2,72	73,24	62,22	2,63¹	5,63¹	1,06	2,5	40,41	44,51
H	5,75¹	19,25¹	1,04	1,83	6,57	9,52	18,5	19,75	2,07	3,49	11,19	17,7
SB	16,21¹	12,54¹	1,95	4,02	12,05	32,04	13,85¹	8,68¹	1,54	4,2	11,14	48,41
T	31,96	31,79	1,63	3,78	5,11	11,9	32,35¹	28,43¹	1,09	2,51	3,36	8,84
V	50,50¹	38,63¹	4,07	8,5	8,06	22,01	43,00¹	30,13¹	5,15	13,2	11,99	43,8
M	5,25¹	24,75¹	4,1	13,55	78,04	54,75	16,13¹	41,13¹	6,96	15,99	43,15	38,87
Argila	18,5	19	2,33	3,02	12,59	15,91	25,25¹	23,25¹	1,83	1,49	7,26	6,4

¹médias significativamente diferentes iguais pelo teste-t (5%)

Tabela 2.9 – Parâmetros de ajuste ao modelo espacial para da experimento e profundidade. Exp.= exponencial; Gauss.= Gaussiano; 1 = profundidade de 0-20 cm e 2 = profundidade 20-40.

Área	Parâmetros	pH	MO	P	K ⁺	Ca ²⁺	Mg ²⁺	SB	H ⁺ Al	CTC	V%	Argila
GO 1	Patamar	0,08	12,7	0,05	-	8,91	-	120,6	4,46	70,79	12,26	-
GO 1	Alcance	30,81	73,89	71,85	-	4,82	-	4,66	199,8	4,377	5,318	-
GO 1	Efeito Pepita	0,02	7,232	0,27	-	88,1	-	35,61	11,95	27,72	116,2	-
GO 1	Dependência Espacial	-	9,78	-	-	-	-	-	-	-	-	-
GO 1	ΔAIC	3,24	-23	3,4	-	4	-	4	1,7	4	4	-
GO 1	Modelo	Exp.	Matern.	Exp.	-	Exp.	-	Exp.	Circular	Exp.	-	-
GO 2	Patamar	-	9,74	0,12	0,194	0,04	0	0,0019	0,0045	0	0,0002	9,89
GO 2	Alcance	-	577,3	191,5	63,95	174,8	20758	5,62	194,7	219959	2557535	112,8
GO 2	Efeito Pepita	-	6,43	1,34	0,22	0,15	3,581	0,14	0,02	0,89	139,5	7,193
GO 2	Dependência Espacial	-	1,11	-	-	-	-	-	-	-	-	6,37
GO 2	ΔAIC	-	-13,2	2,7	0,6	2,1	4	4	1,2	4	4	-13,5
GO 2	Modelo	-	Circular	Gauss.	Exp.	Exp.	Gauss.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Gauss.
PR 1	Patamar	0,05	1,9	0,26	0,0309	0,1456	0,0985	0,14	4,91	0,02	0,0001	2,817
PR 1	Alcance	150,9	376,1	27,81	5,177	26,13	56,03	27,4	87,29	229,1	2132433	142,5
PR 1	Efeito Pepita	0,08	0,5	0	0,7636	0	0,1043	0,003	1,85	0,01	194,4	10,95
PR 1	Dependência Espacial	-	0,13	-	-	-	-	-	2,12	0,006	-	-
PR 1	ΔAIC	2,24	-19,1	3,1	4	3,4	1,8	3,2	-3,6	-12	4	3,3
PR 1	Modelo	Esférico	Esférico	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Circular	Exp.	-

Continua

Continuação												
Área	Parâmetros	pH	MO	P	K ⁺	Ca ²⁺	Mg ²⁺	SB	H ⁺ Al	CTC	V%	Argila
PR 2	Patamar	0,04	-	0,1	0,1358	437,8	0,0244	0,07	0,12	0,05	28,29	9,77
PR 2	Alcance	164,9	-	105,1	91,38	171387	197,6	52,52	122,3	108,7	120,7	190
PR 2	Efeito	0,0239	-	0,07	0,19	6	0,0543	14,32	0,04	0,01	35,56	7,33
Pepita												
PR 2	Dependência	0,01	-	0,07	-	-	0,02748	-	0,03	0,01	29,46	3,86
Espacial												
PR 2	ΔAIC	-9,06	-	1,9	3,73	6,8	-3,3	4	-27,7	-18,7	-4,4	-31,6
PR 2	Modelo	Circular	-	Circular	Circular	Exp.	Gauss.	Esférico	Gauss.	Gauss.	Gauss.	Gauss.
SP 1	Patamar	0,1	0	0,33	0,27	0	-	-	2,028	-	43,47	2,261
SP 1	Alcance	36,25	0	99,71	158,4	0	-	-	394,1	-	383,2	122,8
SP 1	Efeito	0	2,19	0,06	0,22	0,07	-	-	4,58	-	61,62	2,085
Pepita												
SP 1	Dependência	-	-	-	-	-	-	-	1,16	-	16,08	-
Espacial												
SP 1	ΔAIC	1,67	4	0,1	-0,4	4	-	-	-4,3	-	-7,7	0,9
SP 1	Modelo	Exp.	Exp.	Circular	Esférico	Gauss.	-	-	Circular	-	Circular	-
SP 2	Patamar	0,1321	0,33	-	0,2759	1,2	0,2	1,27	5,797	8,81	110,6	1,83
SP 2	Alcance	48,12	200,3	-	28,09	229,1	128,3	180,8	232,6	203,4	257,1	271,3
SP 2	Efeito	0	1,34	-	0	1,38	0,09	1,72	5,571	8,16	92,58	3,21
Pepita												
SP 2	Dependência	-	-	-	-	0,6	0,07	0,95	2,39	4,01	36	-
Espacial												
SP 2	ΔAIC	-0,54	2,2	-	4	-6	-11	-9,3	-7,6	-6,4	-10,8	1,8
SP 2	Modelo	Exp.	Circular	-	Esférico	Circular	Exp.	Gauss.	Circular	Esférico	Circular	Circular

dependência; entre 25% e 75% grau moderado de dependência; e maior que 75% grau fraco de dependência (CAMBARDELLA et. al., 1994).

Em GO apenas o teor de argila de 0-20 e 20-40 cm e MO de 20-40 cm obtiveram um modelo espacial plausível e para todos os outros atributos químicos o modelo não-espacial foi mais plausível. Não houve necessidade de transformação destes atributos e a tendência foi removida em função do relevo e solo com significância de 5% no teste de ANOVA no caso da MO para ambas as profundidades; e em função do solo, com significância de 5% pelo teste de ANOVA, no caso do teor de argila. Para estes atributos o grau de dependência espacial foi classificado como forte.

No PR a MO de 0-20 cm, o potencial de acidez de 0-20 cm e 20-40 cm, a CTC de 0-20 cm e 20-40 cm, P de 20-40 cm, Mg^{2+} de 20-40 cm, V% de 20-40 cm e o teor de argila de 20-40 cm tiveram plausibilidade para o modelo espacial. A MO e o potencial de acidez na profundidade de 0-20 cm foram transformados na escala logarítmica. A CTC de 0-20 cm e potencial de acidez de 20-40 cm foram transformados através da raiz quadrada e para outros atributos não houve necessidade de transformação dos dados segundo a análise Box-Cox. A tendência foi removida em função da co-variável relevo para MO e argila, os quais pelo teste de ANOVA obtiveram que as médias eram diferentes para um nível significância de 5%.

Em SP o potencial de acidez de 0-20 cm e 20-40 cm, V% de 0-20 cm e 20-40 cm, Ca^{2+} de 20-40 cm, Mg^{2+} de 20-40 cm, SB de 20-40 cm, CTC de 20-40 cm e m% de 20-40 cm tiveram plausibilidade para o modelo espacial.

Considerando a plausibilidade dos modelos espaciais e não espaciais, foi verificado pelos valores de Δ AIC, que os modelos não-espaciais foram mais plausíveis para a maioria dos atributos químicos do solo para as três áreas e para ambas as profundidades analisadas. Portanto, a grade amostral de 77 x 77 m, com uma densidade amostral maior que a grade comercial (100 x 100 m), teve dificuldade de caracterizar a variabilidade espacial dos atributos, pois foi ineficaz quanto à estimação dos parâmetros espaciais do modelo pela metodologia adotada.

Em GO o máximo alcance encontrado foi da argila com 577 m (0-20 cm) e o mínimo de 73 m para matéria orgânica (20-40 cm). No PR o alcance máximo encontrado foi 197 m para o magnésio (20-40 cm) e o mínimo foi da matéria orgânica com 26 m (20-40 cm). Já em SP os alcances máximos e mínimos foram de 394 m e 128 m, para a saturação de alumínio (0-20 cm) e magnésio (20-40 cm), respectivamente.

As estruturas de continuidade espacial foram distintas entre as áreas estudadas, assim como as profundidades e as propriedades químicas. Ou seja, o comportamento espacial de cada propriedade química apresentou sua particularidade, evidenciando que há certa necessidade de relacionar a grade amostral tanto com o elemento químico a ser estimado quanto com a profundidade.

As áreas apresentaram comportamento espacial distintos, pois a dependência espacial teve um comportamento limitado a cada área de estudo. Além disso, não houve um parâmetro de solo,

químico ou físico, em comum para as 3 áreas que estabelecesse relação espacial, evidenciando a particularidade do modelo espacial de cada área.

Os parâmetros químicos amostrados na profundidade 20-40 cm obtiveram maior plausibilidade para o modelo espacial. Isto pode estar relacionado com proximidade das amostras ao horizonte diagnóstico, que possui maior expressão pedogênica e também pela menor influência da aplicação de fertilizantes e corretivos, diminuindo a variabilidade espacial.

A particularidade de cada área evidencia que o tratamento dado a AP por pesquisadores, consultores e produtores deve levar em consideração uma estratégia diferenciada na introdução de grades amostrais em áreas agrícolas. Iso ocorrem, pois nestes três setores têm-se concentrado esforços na busca do modelo ideal de detecção da variabilidade do solo. O esforço em gerar grades amostrais de alta aplicabilidade pode vir a não compreender de forma eficiente a dependência espacial dos atributos do solo, podendo ser revertido em descontentamento por parte do produtor. Além disso, as etapas de levantamento da fertilidade do solo também influenciam nesta variabilidade espacial, ou seja, dependendo da metodologia adotada, modos de confecção de amostras e laboratórios de análises químicas, os resultados e diagnósticos de avaliação podem diferir. Influenciando, portanto, nas quantidades necessárias de fertilizantes e corretivos em uma área não cumprindo com os objetivos da AP.

Estas possíveis variações durante o processo de levantamento da fertilidade do solo somado a possíveis falta de rendimento ou a possíveis rendimentos produtivos semelhantes aos rendimentos da agricultura tradicional pode vir a trazer uma descrença, por parte do produtor, na AP.

2.4 Conclusão

Os instrumentos tiveram baixa contribuição na variação da determinação dos nutrientes do solo. As amostras compostas e simples tiveram comportamento diferente nos resultados para as áreas principalmente em função do manejo de cada área. Em GO não houve diferença significativa entre as amostras simples e compostas; no PR o potássio apresentou diferença significativa entre as amostras simples e compostas; e SP obteve as maiores diferenças significativas entre as amostras simples e compostas para os atributos do solo.

A densidade amostral utilizada foi parcialmente eficiente na captação da dependência espacial dos atributos químicos e físico do solo, posto que alguns parâmetros necessitam de uma densidade maior para captação da dependência espacial e que as diferenças de cada área podem variar em função de aspectos que a grade universal não prevê. De forma que a AP não pode limitar-se apenas em modelos de grades universais para o levantamento químico dos solos. É preciso introduzir em cada contexto ações que se adaptam às características da paisagem, histórico do manejo agrícola, tipo de solo, etc. fugindo do tratamento uniforme da grande variabilidade espacial que os atributos químicos do solo possuem. O objetivo não pode ser a busca de grades amostrais universais de solo,

mas sim a melhora da prática no momento do levantamento amostral, que pode variar em função da localidade, manejo e histórico agrícola, aspectos morfológicos, aspectos da paisagem, etc. Assim sendo, deve-se atuar segundo um pensamento estratégico no levantamento amostral da fertilidade do solo e que seja coerente para cada situação.

Referências

AMADO, T. J. C.; BELLÉ, G. L.; DELLAMEA, R. B. C.; PES, L. Z.; FULBER, R.; PIZZUTI, L.; SCHENATO, R. B.; LEMAINSKI, CLAUDIO L. Projeto Aquarius-Cotrijal: pólo de agricultura de precisão. **Revista Plantio Direto**, Passo Fundo, edição 91, jan/fev, Aldeia Norte Editora, 2006.

AMARAL, A.; ANGHINONI, I. Alteração de parâmetros químicos do solo pela reaplicação superficial de calcário no sistema plantio direto. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, v. 36, n. 4, p. 695-702, 2001.

BACCHI, G. S.; SPAROVEK, G.; FRANCO, A. P. B. **Influência de Diferentes métodos de coleta de amostras, no resultado de análise de terra**. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, Viçosa. Anais Viçosa: SBCS, 1995. p. 589-591.

BERNARDI, A. C. DE CAMPOS.; INAMASU, R. Y.; RABELLO, L. M. Variabilidade espacial da fertilidade do solo em área cultivada em sistema de integração lavoura-pecuária em estudo de caso. **Comunicado técnico 93**, Embrapa, 2009, edição online, disponível em: <http://www.cppse.embrapa.br>, Acesso em: 05 mai. 2011.

BOX, G.E.P.; COX, D.R. An analysis of transformations. **Journal of the Royal Statistical Society**, London, v.26, n.2, p. 211-252, 1964.

BLACKMORE, B.S.; GODWIN, R.; FOUNTAS, S. The analysis of spatial and temporal trends in yield map data over six years. **Biosystems Engineering**, London, v. 84, p. 455-466, 2003.

BUCHOLTZ, D.D. Missouri grid soil sampling project. In **Illinois Fertilizer Conference Proceedings**, R. G. Hoeft (ed.) p 1-7, 1992, Disponível em: <http://frec.cropsi.illinois.edu/1992/report1/index.htm>, Acesso em: 2 fev. 2011.

BURROUGH, P. A.; MCDONNELL, R. A. **Principles of Geographical Information Systems**. London, Oxford University Press, 1998.

BONGIOVANNI R. LOWENBERG-DEBOER J. Precision agriculture and sustainability. **Precision Agriculture**, Amsterdam, v.5, p. 359-387, 2004.

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.

CAMBARDELLA, C.; MOORMAN, T.; NOVAK, J.; PARKIN, T.; KARLEN, D.; TURCO, R.; KONOPKA, A.E.; Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science America Society**, Baltimore, 58 out, p. 1501-1511, 1994.

CHIEN, Y.J.; LEE, D.Y.; GUO, H.Y.; HOUNG, K.H. Geostatistical analysis of soil properties of mid-west Taiwan soils, **Soil Science**, Baltimore, v. 162, p. 291-298, 1997.

COMISSÃO DE QUÍMICA E FERTILIDADE DO SOLO - CQFSRS/SC, **Manual de adubação e de calagem para os estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina**. 10.ed. Porto Alegre, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo/Núcleo Regional Sul, 2004. 400p

DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JR., P.J. **Model-Based Geostatistics**. New York: Springer, 2007, 228p.

EMBRAPA, **Manual de métodos de análise de solo**. Centro Nacional de Pesquisa de Solos, Rio de Janeiro, RJ, 2.ed. ver. Atual, Rio de Janeiro, 1997, 212p.

FALLEIRO, R. M.; SOUZA, C. M.; SILVA, C. S.; SEDIYAMA, C. S.; SILVA, A. A.; FAGUNDES, J. L.; Influência dos sistemas de preparo nas propriedades químicas e físicas do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 6, p. 1097-1104, 2003.

JOHNSON, C.E.; SCHAFER R.L.M.; YOUNG, S.C. **Controlling agricultural machinery intelligently**. In: AGRICULTURAL ELECTRONICS AND BEYOND, PROCEEDINGS OF NATIONAL CONFERENCE AM AGRICULTURAL ELECTRONICS APPLICATIONS. American society of Agricultural Engineers, St. Joseph, p. 114-119, 1983.

KRIGE, D.G., A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwatersrand, **Journal of the Chemical Metallurgical Mining Society of South Africa**, v. 52, p. 119-139, 1951.

KULLBACK, S.; LEIBLER, R. A.; On information and sufficiency. **Annals of Mathematical Statistics**. Ann Arbor., Washington, v.22, n.1, p.79-86, 1951.

LI, X.; PAN, Y. C.; GE Z.Q.; ZHAO, C.J. Delineation and scale effect of precision agriculture management zones using yield monitor data over four years. **Agricultural Sciences in China**, v.6, p. 180-188, 2007.

MACHADO, P. L. O.; BERNARDI, A. C. C.; SILVA, C. A.; CARMO, C. A. F. S.; MEIRELLES, M. S. P.; MANZATTO, C. V. **Estudo de caso em agricultura de precisão: manejo de lavoura de soja na região de campos gerais, PR**. In: Agricultura de precisão para o manejo da fertilidade do solo em sistema plantio direto / Pedro Luiz Oliveira de Bernardi Almeida Machado, A. C. C., SILVA, C. A. (Ed.), Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2004.

MADER, D. L. Soil variability: a serious problem in soil-site studies in the Northeast. **Soil Science Society of America Proceedings** v. 27, p. 707-709, 1963.

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

PLONER, A.; DUTTER, R. New directions in geostatistics. **Journal of Statistical Planning and Inference**, Amsterdam, v. 91, n. 2 p. 499-509, 2000.

RAIJ, B. van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A. & FURLANI, A.M.C., eds. **Recomendações de adubação e calagem para o estado de São Paulo**. 2.ed. Campinas, Instituto Agrônômico & Fundação IAC, 1996. 285p. (Boletim técnico, 100)

RAIJ, B. van; ANDRADE, J.C.; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A. **Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais**. Campinas, Instituto Agrônômico, 2001, 285p.

R DEVELOPMENT CORE TEAM, R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, Disponível em: <<http://www.R-project.org>>, Acesso em: 10 dez. 2010.

RESENDE, A. V.; SHIRATSUCHI, L. S.; SENA, M.C.; KRAHL, L.L. ; OLIVEIRA, J.V.F.; CORRÊA, R. F.; ORO, T. In: Congresso brasileiro de agricultura de precisão, 2, 2006 São Pedro-

SP anais..... Piracicaba: ESALQ, 2006, CD-ROM

SALVIANO, A.; VIEIRA, S.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida, **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 22, n. 1, p. 115-122, 1998.

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

SCHNUG, E.; PANTEN, K.; HANEKLAUS, S. Sampling and nutrient recommendations - the future. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**. Braunschweig, v. 36, 29: 11, p. 1455-1462, 1998.

SENTELHAS, P.C.; PEREIRA, A.R.; MARIN, F.R.; ANGELOCCI, L.R.; ALFONSI, R.R.; CARAMORI, P.H.; SWART, S. **Balancos Hídricos Climatológicos do Brasil - 500 balanços hídricos de localidades brasileiras**. Piracicaba: ESALQ, 1999, 1 CD-ROM, disponível em: <http://www.bd-clima.cnpm.embrapa.br>, Acesso em: 01 jul. de 2011.

SILVA, S. D.; LIMA, J. S.; SOUZA, G. S.; XAVIER, A. C. Distribuição e incerteza da acidez de um latossolo vermelho-amarelo húmico sob cultivo de café. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. Viçosa, v. 33, n.4, 1053-1060, 2009.

SILVA, F.M.; SOUZA, Z.M.; FIGUEIREDO, C.A.P.; MARQUES JUNIOR, J. & MACHADO, R.V. Variabilidade espacial de atributos químicos e da produtividade na cultura do café, **Ciência Rural**, Lavras, 37, 401-407, 2007.

SIMS, J.T. Soil Test Phosphorus Mehlich 1. In: PIERZYNSKI, G. M. (Ed.). **Methods of phosphorus analysis for soils, sediments, residuals and waters**. Raleigh: North Carolina State University, 2000, cap.5 p.15-16.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; MOREIRA, L. F. Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg e V% do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n.6, p. 1763-1771, 2004.

SPAROVEK, G.; SCHNUG, E. Soil tillage and precision agriculture: A theoretical case study for

soil erosion control in Brazilian sugar cane production, **Soil and Tillage Research**, London, v. 61, 2001.

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

US NATIONAL RESEARCH COUNCIL, **Precision Agriculture in the 21st Century**: Geospatial and Information Technologies in Crop Management. National, Academy Press, Washington, 1997.

VIEIRA, S. R.; GUEDES FILHO, O.; CHIBA, M. K., & CANTARELLA, H. Spatial variability of soil chemical properties after coffee tree removal. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 33, n. 5, p. 1507-1514, 2009.

WEBSTER, R. **Quantitative spatial analysis of soil in the field**. In: Stewart, B. A., Advance in Soil Science, New York, v. 3, Springer-Verlag, p.1-70, 1985.

WEINDORF, D.; ZHU, Y. Spatial Variability of Soil Properties at Capulin Volcano. New Mexico, USA: Implications for Sampling Strategy. **Pedosphere**, Baton Rouge, v. 20, n.2, p. 185-197, 2010.

WILDING, L.P.; BOUMA, J. GOSS, D.W., Impact of spatial variability on interpretive modeling. In: **Quantitative Modeling of Soil Forming Processes**, editado por Bryant, B. e Arnold. R. W. SSSA Special Publication N. 39, Madison, pp.61-76, 1994.

3 ESTIMAÇÃO DA NECESSIDADE DE CALAGEM ATRAVÉS DO PH DO SOLO

Resumo

O estudo foi conduzido a partir de dados secundários organizados em um banco de dados contendo resultados de análise da fertilidade do solo de 26 propriedades localizadas em sua maioria no centro de Goiás. Cada propriedade foi analisada separadamente ano a ano, sendo que o máximo de safras consecutivas analisadas foram seis e o mínimo de safras foram duas. Em cada propriedade foram introduzidas grades amostrais cuja densidade e disposição levou em consideração as especificidades de cada área. A grade amostral ao longo dos anos foi a mesma, ou seja, o número de amostras para cada propriedade foi o mesmo ao longo do tempo. Em cada propriedade o primeiro ano de análise de solo foi considerado como ano base. Este ano serviu de base para inferências das análises nos anos subsequentes. O procedimento de inferência foi realizado a partir da correlação da saturação por base e o pH no ano zero, gerando uma equação linear para cada propriedade. A partir da equação de regressão linear do ano zero foi estimada a saturação por bases através dos resultados analíticos do pH dos anos subsequentes. A capacidade de troca de cátions (CTC) do primeiro ano foi considerada a mesma para anos subsequentes. Desta maneira, considerando a regressão linear e a CTC, foi calculada a necessidade de calagem (NC). Os resultados inferidos foram comparados com os medidos em campo, sendo analisados por meio do teste de tukey para comparação de médias (5%). A metodologia apresentou resultados satisfatórios quanto à quantificação da necessidade de calagem. Para a maioria das áreas estudadas a NC estimada foi estatisticamente igual a NC calculada pelo método padrão de análise de solo. Os resultados que não apresentaram semelhanças estatísticas apresentaram baixas diferenças analíticas entre as metodologias propostas. A menor diferença apresentada pelas metodologias quanto a necessidade de calagem foi de 0,035 Mg ha⁻¹ e a maior diferença foi de 0,203 Mg ha⁻¹.

Palavras-chave: Agricultura de Precisão; Amostragem de solo; Grade amostral; Necessidade de calagem

Abstract

The study was conducted using secondary data organized in a database containing results of soil fertility analysis of 26 properties located mostly in central Goiás. Each property was analyzed separately year by year, and the maximum yields consecutive analyzed were six and the minimum yields were two. In each property were introduced sampling grids whose density and layout took into account the specificities of each area. The grid sampling over the years was the same, i.e., the number of samples for each property was the same over time. On each property the first year of soil analysis was considered as the base year. The first year was the basis for inferences of the analysis in subsequent years. The inference procedure was carried out from the correlation of pH and base saturation in the year zero, generating a linear equation for each property. From the linear regression equation of the year zero the base saturation was estimated by the analytical results of the pH of the subsequent year. The cation exchange capacity (CEC) of the first year was considered the same for subsequent years. Therefore, based on linear regression and CEC, the

lime requirement (LR) was calculated. The inferred results were compared with those measured in the field, analyzed by the Tukey test for comparison of means (5%). The methodology presented satisfactory results on the quantification of the lime requirement. For most of the areas studied LR estimate was statistically equal to LR calculated by standard soil analysis. The results that showed no similarities statistics showed low differences between the analytical methods proposed. The smallest difference presented by the methodologies in respect to lime requirement was 0.035 Mg ha⁻¹ and the biggest difference was 0.203 Mg ha⁻¹.

Keywords: Precision Agriculture; Soil sampling; sampling grid; Lime requirement

3.1 Introdução

A caracterização da fertilidade do solo consiste em um conjunto de procedimentos físicos e químicos que visam avaliar as propriedades químicas do solo através de amostras representativas, determinando o grau de suficiência ou deficiência dos nutrientes necessários aos cultivos (RAIJ, 1987). Informações sobre a variação dos atributos do solo associados a culturas agrícolas são fundamentais para a gestão precisa da agricultura. Esta é a essência da agricultura de precisão (AP), que é considerada a tecnologia mais avançada capaz de lidar com os impactos gerados pelo uso excessivo de fertilizantes aplicados nas lavouras (MORGENTHALER et al., 2003; TILMAN, 2001).

A principal forma de amostragem em AP é a coleta sistemática georeferenciada, onde células são dispostas em pequenas áreas agrícolas consideradas homogêneas e são coletadas amostras de solo no centro de cada uma delas. Estas áreas são designadas de grades de amostragem e geralmente sua disposição intensiva em campo é a maneira mais precisa para se obter detalhes da variabilidade e mapeamento dos atributos químicos do solo (BREVIK et al., 2006).

Tendo em vista que AP baseia-se principalmente em análise de solo para recomendação de aplicação de fertilizantes e corretivos, pesquisas vêm sendo realizadas com objetivo de caracterizar e detectar a variabilidade das metodologias empregadas no processo de amostragem. O conhecimento dos fatores da variabilidade se torna importante, pois as informações provenientes de uma amostragem não representativa podem resultar em sub ou superestimação de aplicação de fertilizantes e corretivos (KURFURST et al., 2011).

Alvarez & Guarconi (2003), discutem a variabilidade em termos de amostras simples e compostas para um Argissolo Vermelho e concluem que a fertilidade estimada pela média aritmética das análises das amostras simples é estatisticamente igual à obtida por meio da análise da amostra composta. Schlindwein & Anghinoni (2002), assim como Oliveira et al., (2007), discutem a variabilidade causada por instrumentos de coleta de solo e concluem que alguns instrumentos podem ter melhores desempenhos em termos de praticidade de campo. Segundo Guarconi et al. (2007) ao aumentar o volume de amostras simples retiradas para a mesma profundidade a variabilidade dos

atributos químicos do solo tende a diminuir. Outras pesquisas abordam a variabilidade em termos de profundidade de coleta de amostras e concluem que a variabilidade em profundidade é menor em relação aos primeiros centímetros da superfície em áreas agrícolas (ZANAO JUNIOR et al., 2010; PAULETTI et al., 2009).

Jones & Jacobsen (2001) atentam para a importância de realizar uma rigorosa avaliação dos laboratórios antes de selecioná-los, reforçando que as diferenças significativas entre laboratórios podem comprometer a recomendação de fertilizantes e corretivos.

Além das variabilidades atribuídas às metodologias de amostragem existem as variabilidades causadas pelos fatores e processos de formação do solo. As fontes intrínsecas de variação estão relacionadas com o material de origem, clima, topografia, processos físicos e químicos e atividades biológicas. Esta variabilidade natural, resultante da interação dos processos de formação do solo manifesta-se de diferentes maneiras nos campos agrícolas, proporcionando desafios à amostragem precisa dos nutrientes do solo. Por exemplo, Souza et al. (2004), estudando a influência da paisagem na distribuição das amostras, concluíram que em áreas côncavas há mais variabilidade de atributos químicos em relação a áreas lineares. Por outro lado, a compartimentação da paisagem em superfícies geomorfológicas e a identificação do material de origem podem ser uma alternativa para a compreensão da variação dos atributos do solo (CAMPOS et al., 2007).

O manejo e o histórico agrícola também influenciam na caracterização de uma área. Segundo Li et al. (2010), o histórico do uso da terra não só altera as tendências centrais das propriedades do solo, mas também a variância e heterogeneidade espacial das propriedades do solo. Desta maneira, altera-se o tamanho das amostras necessárias para estimar as propriedades do solo com precisão. Basaran et al. 2008, concluem que o histórico agrícola condiciona diferenças no padrão da distribuição espacial dos atributos químicos do solo mesmo em lugares com propriedades edáficas semelhantes.

Assim como o histórico agrícola, o manejo pode promover variabilidade espacial da distribuição de nutrientes no solo. O preparo e forma de aplicação dos fertilizantes e corretivos são os principais processos que contribuem com disposição dos nutrientes espacialmente. A aplicação de fertilizantes sem revolvimento do solo, técnica utilizada pelo plantio direto, proporciona maior variabilidade horizontal e vertical dos nutrientes no solo em relação ao plantio convencional (NUERNBERG, 1998; HOWARD et al., 2002; PAULETTI et al., 2005). Silveira et. al. (2000), encontraram maiores variabilidade de pH, Ca^{2+} , Mg^{2+} , P, K^+ e SB em sistema de plantio direto em relação ao sistema convencional de preparo de solo. Já Oliveira et al. (2007), encontraram variabilidade semelhante entre os sistemas de prepara de solo para K^+ , Ca^{2+} , MO e pH mas encontraram maior variabilidade para P no sistema de plantio direto. Na literatura as maiores variabilidades encontradas para áreas agrícolas são para P e K^+ e as menores são para pH e MO (SCHLINDWEIN & ANGHINONI, 2000). Portanto, os agentes que influenciam a amostragem de solo promovem uma

lista enorme de candidatos à variabilidade.

A escolha da dimensão da célula amostral que, segundo Taylor et al., (2002) afeta o custo de amostragem e a precisão da representação da variável mapeada, é, conseqüentemente, afetada. Ao aumentar o número de amostras do solo, visando abranger as especificidades de cada elemento químico e maior exatidão, as despesas gastas com análises químicas de laboratório acabam aumentando. Com isto, seria conveniente criar uma metodologia que diminuísse os números de parâmetros analisados e assim, conseqüentemente, diminuísse os custos com determinação em laboratório sem comprometer a precisão dos resultados.

Neste contexto, uma alternativa é a criação de amostragens através da mensuração da condutividade elétrica do solo (KING et. al., 2005; SHIBUSAWA, 2006). A princípio, o mapa de condutividade elétrica do solo usando um sensor de indução eletromagnética com a posição geográfica promove uma alternativa simples e não invasiva para caracterizar as diferenças no solo (MCCORMICK et al., 2009; MORAL et al., 2010). Outros autores propõem alternativas através do sensoriamento remoto, prescrevendo a tomada de decisão através da interpretação de curvas espectrais de reflectância do solo que atuam no visível e infravermelho próximo (WETTERLIND et al., 2010).

No entanto, estas ferramentas apesar de estarem ligadas a tecnologias promissoras, ainda não são acessíveis ao agricultor, seja ele pequeno ou grande. Com isto, há necessidade de uma abordagem mais objetiva da amostragem em AP para fornecer informações quantitativas necessárias (OLIVER, 2010) e que reforcem a um quadro mais claro, conceitual e consistente da amostragem em campo (MCKENZIE et al. 2008).

Tendo em vista a grande variabilidade dos sistemas agrícolas, o objetivo deste trabalho foi testar uma metodologia de levantamento da fertilidade do solo, visando à otimização de amostras que forneçam precisão necessária a um custo relativamente baixo. A estratégia estabelecida foi a estimação de parâmetros de solo altamente correlacionados, pH e saturação por bases, assumindo que a capacidade de troca de cátions (CTC) varia pouco de um ano para outro no solo agrícola. Desta maneira, não seria necessário a determinação em laboratório dos cátions responsáveis pelo cálculo da CTC e V% por um período. Com isso, permitiria intensificar a amostragem do pH, um parâmetro de baixo custo, podendo aumentar a precisão para recomendações de aplicação de corretivos agrícolas.

3.2 Material e Métodos

3.2.1 Coleta de dados

O estudo foi conduzido a partir de dados secundários organizados em um banco de dados contendo resultados de análise da fertilidade do solo de 26 propriedades localizadas em sua maioria no

Figura 3.1 – Localização das propriedades analisadas e mapa de solo como base no RADAM 1:100.000 (1981).

centro de Goiás (Figura 3.1).

Pelo mapa do RADAM (1:1.000.000) as propriedades analisadas concentram-se na mancha de Latossolo que apesar da descrição abrangente serve de parâmetro para contextualizar a origem das amostras de solo deste estudo. Cada propriedade foi analisada separadamente ano a ano, sendo que o máximo de safras analisadas foram seis e o mínimo de safras foram dois. A Tabela 3.1 apresenta a quantidade de amostras e número de safras analisadas por propriedade.

As amostras foram coletadas com auxílio de um balde com volume de 2 L a partir da abertura de trincheiras de 50 cm de profundidade. Com ajuda de uma pá de 9 cm foi feita limpeza da parede da trincheira e foram coletadas as amostras de 0-20 cm. As amostras respeitaram o volume do balde e assim foram transferidas para embalagens e encaminhadas para o laboratório. As amostras simples foram analisadas para a profundidade de 0-20 cm, onde foram determinados pH em CaCl_2 ; teor de matéria orgânica (MO), por oxidação por H_2SO_4 e quantificação por colorimétrica (EMBRAPA, 1997); fósforo disponível (P) e teores de K^+ , Ca^{2+} e Mg^{2+} , extraídos pela resina de troca iônica, sendo o fósforo quantificado por colorimetria e o teores de K^+ , Ca^{2+} e Mg^{2+} quantificados por espectrometria de absorção atômica; acidez potencial (H^+Al^{3+}) foi determinado pelo método de solução em KCl (1molL^{-1}) e quantificado por titulação ácido-base. Foi calculada a capacidade de troca de cátions e a saturação por bases. Os métodos analíticos seguiram os procedimentos descritos por Camargo et.al. (1986).

Tabela 3.1 – Número de amostras e safras avaliadas por propriedade.

Propriedade	Número de amostras	Anos avaliados (safras)
YCC_PA	146	1999 a 2007
TFM_3B	46	2003 a 2007
FMB_BO	130	2001 a 2007
VSM_SR	23	2003 a 2006
NPA_SO	71	2003 a 2006
FMB_IP_v2	66	2001 a 2007
VRI_SA	82	2002 a 2005
MMO_SJ_2	22	2004 a 2007
MMR_VA	30	2005 a 2007
MMO_SJ	155	2002 a 2007
TFB_ES	49	2002 a 2004
EMC_JA_2	39	2003 a 2006
NPA_ER	60	2003 a 2006
PR_LFA_v2	61	2003 a 2006
EMC_JA	47	2003 a 2006
HMG_SB	26	2001 a 2004
MMO_SJ_3	21	2002 a 2004
RCL_RO	169	2004 a 2006
NPA_PA	37	2003 a 2006
WAL_NE	64	2001 a 2005
EPC_SA	37	2003 a 2005
PMA_BS	35	2001 a 2004
MMR_PN	64	2005 a 2007
MAP_BV	52	2004 a 2007
FMB_FA	83	2004 a 2007
NPA_PO	53	2003 a 2005

Após a determinação de cada parâmetro foram calculados os seguintes fatores:

- Soma de Bases (SB):

$$SB = Ca + Mg + K \quad (3.1)$$

- Capacidade de troca de cátions total (CTC):

$$CTC = SB + (H + Al) \quad (3.2)$$

- Saturação por bases (V%):

$$V\% = \frac{SB}{CTC} 100 \quad (3.3)$$

3.2.2 Princípios da avaliação dos parâmetros químicos do solo

A metodologia proposta permeia em torno dos parâmetros químicos do solo associados ao equilíbrio entre a fase sólida e solução do solo que influenciam na disponibilidade de nutrientes para a planta. O pH, CTC e V% foram adotados como guia mestra na metodologia adotada pois estão relacionados com a acidez, carga e disponibilidade de nutrientes, e, consequentemente, com o equilíbrio nutricional do solo. Ainda, estes são parâmetros necessários para cálculo da necessidade de calagem.

A acidez do solo pode ser dividida em: acidez ativa e acidez potencial. A acidez ativa para fins de fertilidade, no Brasil, é determinada em laboratório pela medição da atividade do íon H^+ em suspensão de solo em água ou em suspensão de solo em cloreto de cálcio (RAIJ, 1981). O íon H^+ corresponde ao hidrogênio dissociado na solução do solo em equilíbrio com a acidez da fase sólida. Sua medição é feita com o potenciômetro que determina a acidez ativa do solo.

A acidez potencial ou total é representada pela acidez que se encontra na fase sólida do solo que é dividida em acidez trocável e não-trocável. A acidez trocável é representada por íons Al^{3+} e é quantificada em laboratório na extração com sais neutros não tamponados. A acidez não-trocável é a acidez que o solo poderá produzir com a elevação do pH a valores pré-determinados (MELO & ALLEONI, 2009).

A capacidade de troca de cátions (CTC) pode ser dividida em dois tipos: a CTC efetiva e a CTC a pH 7,0. A CTC efetiva reflete a capacidade do solo em reter cátions próximo ao valor do pH “natural”. Sua quantificação é feita pela soma de Ca^{2+} , Mg^{3+} , K^+ e Al^{3+} . A CTC a pH 7,0 reflete o máximo de cargas negativas liberadas em pH 7,0 e é calculada através da soma Ca^{2+} , Mg^{2+} , K^+ e $(H+Al)$.

A saturação por bases expressa o quanto das cargas negativas a pH 7,0 estão ocupadas por Al e H e é quantificada pela razão entre a soma de bases e a CTC a pH 7,0 em porcentagem.

3.2.3 Análise de dados

Em cada propriedade foram introduzidas grades amostrais cuja densidade e disposição levou em consideração as especificidades de cada área. A grade amostral ao longo dos anos foi a mesma, ou seja, o número de amostras para cada propriedade foi o mesmo ao longo do tempo, sendo assim, as análises foram feitas com amostras pareadas ano a ano. Em cada propriedade o primeiro ano de análise de solo foi considerado como ano base ou ano zero. Este ano serviu de base para inferências das análises nos anos subsequentes.

O procedimento de inferência foi realizado a partir da correlação da saturação por base e o pH no ano zero, gerando uma equação linear para cada propriedade. A partir da equação de regressão linear do ano zero foi estimada a saturação por bases através dos resultados analíticos do pH dos

anos subseqüentes. Os resultados obtidos da inferência foram comparados com os medidos em campo, sendo analisado por meio do teste de tukey para comparação de médias (5%). O desvio padrão foi calculado através da seguinte equação:

$$s = \sum \frac{\sqrt{(x_a - x_b)^2}}{n} \quad (3.4)$$

em que x_a é a saturação por base medida em campo, x_b é a saturação por base estimada a partir da equação linear do ano base; e n é o número de amostras.

A Capacidade de Troca Catiônica em pH 7,0 foi considerada constante ao longo dos anos e foi realizado o teste de comparação de média (5%) entre a CTC medida em cada ano e a CTC do ano zero. O desvio padrão foi calculado pela equação 3.4, em que para este caso, x_a representa a CTC medida em campo, x_b representa a CTC no ano base e n representa o número de amostras.

Para cada ano, nas respectivas propriedades, foi calculada a necessidade de calagem (NC) pelo método de saturação por base (RAIJ, 1981) que tem a seguinte equação:

$$NC = \frac{(V1 - V2) * CTC * f}{1000} \quad (3.5)$$

em que $V1$ é valor de saturação por base que se pretende elevar (adotou-se neste trabalho 70%), $V2$ é valor de saturação de base medido em campo, CTC é capacidade de troca catiônica e f corresponde a:

$$f = 100/PRNT \quad (3.6)$$

em que f fator de correção de calcário, $PRNT$ é poder relativo de neutralização total referente ao calcário utilizado. Foi adotado como padrão para todos os cálculos um $PRNT$ de 80%.

Os resultados de cada NC calculada a partir dos resultados obtidos em laboratório foram comparados com os resultados da NC que utilizou a saturação por bases estimada a partir da equação do ano base e a CTC do ano zero. Desta forma, foi realizado o teste de tukey (5%) para comparação de médias da NC medida em campo e a NC estimada. O desvio padrão foi calculado entre os modelos pela equação 3.4, em que neste caso, x_a representa a NC medida em campo, x_b representa a NC estimada e n representa o número de amostras.

As análises estatísticas foram realizadas no ambiente R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011) e o gerenciamento do banco de dados foi feito por SQL postegree e postgres. Foram realizados testes de normalidade e homogeneidade de variância pelos métodos de Shapiro-Wilk e Levene, respectivamente.

3.3 Resultados e discussão

Pela tabela de classificação da fertilidade do solo usado no estado de São Paulo o pH em CaCl_2

foi classificado como: muito alto até 4,3; alto de 4,4 a 5,0; médio de 5,1 a 5,5; baixo de 5,6 a 6,0; e muito baixo acima de 6. Para o V%: muito baixo de 0 a 25%; baixo de 26 a 50%; médio de 51 a 70%; alto de 71 a 90%; e maior que 90% muito alto (RAIJ et al., 1996).

Os critérios adotados para analisar a magnitude da variação dos dados, seguiram os critérios adotados por Wilding et al. (1994), no qual o coeficiente de variação (CV) de 0-15%, 15-35%, e 35-100% caracteriza baixa, média e alta variabilidade, respectivamente.

Os resultados médios, o desvio padrão e CV do V% e da CTC calculados a partir de amostras de campo para cada propriedade ano a ano são apresentados nas Tabelas 3.2 e 3.3.

O desvio padrão médio do V%, considerando todas as propriedades e todos os anos foi 11,35. E o desvio padrão médio da CTC foi 14,93, considerando todas as propriedades e todos os anos.

O CV tanto para o V% como para a CTC para a maioria das propriedades foi classificado como de média variação. Para o V% duas propriedades (MMO_SJ_2 e MMO_SJ) tiveram seus índices classificados como de baixa variação. E para a CTC, seis propriedades (VSM_SR, MMO_SJ2, TFM_ES, EMC_JA_2, PR_LFA_v2, EPC_SA, PMA_BS) tiveram seus índices classificados como de baixa variação.

A tendência das 26 propriedades do estudo teve comportamento semelhante aos resultados encontrados por outros pesquisadores. Silva et al., (2007), encontram CV médio para V% em áreas de plantio convencional e pastagem; e baixo CV para áreas em plantio direto. Frequentemente, a CTC é classificada como de média variabilidade (CAMBARDELLA et al., 1994; SALVIANO, et al., 1998; SILVA et al., 2009). Souza et al., (2004), Silva et al., (2007) e Vieira et al., (2009), concluem que apenas o pH veio a ter índice de baixa variabilidade em suas pesquisas. Porém, no caso da CTC, seis propriedades, e no caso do V% duas propriedades tiveram o CV classificadas como baixo. Isto indica que há grande variabilidade entre os campos agrícolas e que as tendências de classificação generalizadas de um índice podem não coincidir com sua verdadeira distribuição espacial.

Isto é resultante da diversidade de fatores que influenciam a amostragem de solo, tanto motivados pelos aspectos naturais de formação do solo quanto os aspectos antrópicos de manejo e delineamento e procedimento metodológicos de amostragem.

A Figura 3.2 apresenta o comportamento médio do pH, V% e CTC ao longo dos anos em cada propriedade.

O pH mínimo médio foi de 4,85 para a propriedade TFB_ES e máximo de 5,55 para a propriedade EMC_JA. Estes são resultados médios considerando os dois anos de medição de cada propriedade. Vinte propriedades foram classificadas como acidez média (5,1 a 5,5) e seis propriedades foram classificadas como acidez baixa (4,4 a 5,0).

A saturação por bases máxima encontrada, considerando a média de todos os anos para a mesma propriedade, foi de 65,41% para a propriedade MMO_SJ e a mínima foi de 36,15% para a pro-

Tabela 3.2 – Tamanho amostral, médias, desvio padrão e coeficiente de variação (CV) da saturação por bases a partir conjunto de amostras analisados ano a ano para cada propriedade.

Propriedade	N	média - V%					desvio padrão - V%					CV %		
		Ano 0	Ano 1	Ano 2	Ano 3	Ano 4	Ano 5	Ano 0	Ano 1	Ano 2	Ano 3		Ano 4	Ano 5
YCC_PA	146	57,32	56,64	—	—	—	—	11,43	9,84	—	—	—	—	18,66
TFM_3B	46	47,67	50,57	61,15	42,48	—	—	13,26	12,78	15,77	12,48	—	—	26,89
FMB_BO	130	55,76	55,86	54,33	54,48	57,44	57,3	14,3	14,11	17,01	13,08	11,01	14,93	25,2
VSM_SR	23	35,22	45,04	59,78	—	—	—	9,85	7,78	11,81	—	—	—	21,02
NPA_SO	71	52,37	58,65	53,42	—	—	—	11,21	9,81	9,66	—	—	—	18,65
FMB_IP_v2	66	43,73	47,91	52,85	62,68	56,91	—	14,23	14,66	12,6	14,86	10,85	—	25,45
VRI_SA	82	50,8	51,83	58,38	—	—	—	11,42	11,4	10,23	—	—	—	20,53
MMO_SJ_2	22	57,77	66,55	56,09	—	—	—	8,15	6,87	8,39	—	—	—	12,98
MMR_VA	30	41,93	37,77	—	—	—	—	14,19	13,44	—	—	—	—	34,67
MMO_SJ	155	60,32	66,74	67,54	65,17	67,28	—	11,01	8,07	9,71	8,19	7,42	—	13,57
TFB_ES	49	35,78	36,53	—	—	—	—	11,13	12,53	—	—	—	—	32,73
EMC_JA_2	39	41,36	42,64	—	—	—	—	12,84	13,5	—	—	—	—	31,35
NPA_ER	60	57,27	51,67	43,02	—	—	—	9,2	10,01	11,4	—	—	—	20,15
PR_LFA_v2	61	45,66	42,51	57,89	—	—	—	11,72	11,16	11,5	—	—	—	23,54
EMC_JA	47	62,06	60,62	61,28	—	—	—	11,66	12,2	10,58	—	—	—	18,72
HMG_SB	26	52,58	50,08	57,85	—	—	—	6,96	13,18	9,59	—	—	—	18,52
MMO_SJ_3	21	56,76	59	—	—	—	—	9,72	9,14	—	—	—	—	16,3
RCL_RO	169	43,94	54,03	—	—	—	—	14,5	11,46	—	—	—	—	26,5
NPA_PA	37	55,86	57,92	55,16	—	—	—	13,47	11,35	8,96	—	—	—	20
WAL_NE	64	57,64	62,23	—	—	—	—	11,27	9,92	—	—	—	—	17,68
EPC_SA	37	39,43	36,05	—	—	—	—	9,88	8,51	—	—	—	—	24,36
PMA_BS	35	41,09	43,4	—	—	—	—	9,85	9,73	—	—	—	—	23,17
MMR_PN	64	54,67	61,59	—	—	—	—	11,83	7,26	—	—	—	—	16,42
MAP_BV	52	56,88	56,98	57,48	—	—	—	15,57	12,27	11,58	—	—	—	23,01
FMB_FA	83	48,28	57,73	62,6	—	—	—	13,77	11,78	11,21	—	—	—	21,8
NPA_PO	53	41,77	54,47	—	—	—	—	11,94	11,22	—	—	—	—	24,06

Tabela 3.3 – Médias, desvio padrão e coeficiente de variação da CTC a partir do conjunto de amostras analisados ano a ano para cada propriedade.

Propriedade	média - CTC mmol _c dm ⁻³					desvio padrão - CTC					CV %		
	Ano 0	Ano 1	Ano 2	Ano 3	Ano 4	Ano 5	Ano 0	Ano 1	Ano 2	Ano 3		Ano 4	Ano 5
YCC_PA	68,62	62,76	–	–	–	–	11,22	11,22	–	–	–	–	17,09
TFM_3B	48,65	58,02	59,17	56,93	–	–	7,91	7,91	10,46	20,08	–	–	20,81
FMB_BO	81,6	81,35	72,68	61,35	86,03	65,72	24,44	24,48	21,4	16,09	20,81	14,96	27,23
VSM_SR	40,96	44,91	57,57	–	–	–	4,42	6,64	7,47	–	–	–	12,92
NPA_SO	64,69	64,93	67,13	–	–	–	14,57	14,03	12,52	–	–	–	20,9
FMB_IP_v2	55,52	62,83	60,38	72,39	62,52	–	9,55	13,09	12,96	14,61	20,86	–	22,66
VRI_SA	94,85	79,66	72,83	–	–	–	18,01	12,64	12,19	–	–	–	17,32
MMO_SJ_2	65,18	89,55	66,18	–	–	–	7,82	13,56	8,35	–	–	–	13,46
MMR_VA	75,03	92,6	–	–	–	–	19,85	12,9	–	–	–	–	19,54
MMO_SJ	74,76	74	84,42	80,73	77,72	–	17,59	22,56	25,41	24,38	22,5	–	28,71
TFB_ES	94,24	101,57	–	–	–	–	14,92	14,17	–	–	–	–	14,85
EMC_JA_2	56,92	48,69	–	–	–	–	6,36	7,36	–	–	–	–	12,99
NPA_ER	76,03	60,73	59,25	–	–	–	15,98	8,36	10,18	–	–	–	17,61
PR_LFA_v2	65,64	64,44	92,61	–	–	–	8,34	7,84	10,41	–	–	–	11,94
EMC_JA	64,87	57,21	58,53	–	–	–	11,71	18,77	7,45	–	–	–	21
HMG_SB	98,92	87,69	99,08	–	–	–	14,42	18,47	18,78	–	–	–	18,09
MMO_SJ_3	77,9	83,24	–	–	–	–	20,73	15,98	–	–	–	–	22,79
RCL_RO	77,49	87,01	–	–	–	–	19,59	24,5	–	–	–	–	26,8
NPA_PA	82,16	70,35	76,78	–	–	–	12,87	19,49	10,3	–	–	–	18,6
WAL_NE	93,94	98,7	–	–	–	–	19,34	14,37	–	–	–	–	17,5
EPC_SA	94,14	85,78	–	–	–	–	8,88	6,79	–	–	–	–	8,71
PMA_BS	80,31	67,63	–	–	–	–	9,09	7,41	–	–	–	–	11,15
MMR_PN	111,75	94,44	–	–	–	–	26,53	15,14	–	–	–	–	20,21
MAP_BV	51,44	57,33	46,73	–	–	–	14,14	10,71	11,28	–	–	–	23,24
FMB_FA	81,6	97,24	104,42	–	–	–	24,3	29,02	31,75	–	–	–	30,03
NPA_PO	63,66	80,38	–	–	–	–	11,82	22,93	–	–	–	–	24,12

(a)

(b)

(c)

Figura 3.2 – Comportamento médio do pH, V% e CTC de cada propriedade ao longo dos anos. (a) pH; (b) V%; (c) CTC.

priedade TFB_ES. Quinze propriedades foram classificadas como de média saturação por bases e 11 foram classificadas como baixa saturação por bases.

A CTC máxima, considerando a média dos anos avaliados para cada propriedade, foi de 103 $\text{mmol}_c\text{dm}^{-3}$ para a propriedade MMR_PR. E a CTC mínima encontrada foi de 47,81 $\text{mmol}_c\text{dm}^{-3}$ para a propriedade VSM_SP.

Foi realizada uma análise de agrupamento levando em consideração o V%, CTC pH médios ao longo dos anos para cada propriedade (Figura 3.3).

Figura 3.3 – Dendrograma de análise de agrupamento das 26 propriedades elaborados a partir do V(%), CTC e pH.

Houve formação de 5 grupos que se caracterizam das seguintes maneiras: o primeiro grupo, em vermelho, onde o pH foi classificado como acidez média, com pH variando de 5,29 a 5,52 e CTC entre 73 a 103 $\text{mmol}_c\text{dm}^{-3}$; o segundo grupo, em verde, classificado como acidez média com pH variando de 5,44 a 5,55 e CTC variando de 51 e 62 $\text{mmol}_c\text{dm}^{-3}$; o terceiro grupo, azul escuro, foi classificado como acidez média e pH variando de 5,11 a 5,30; o quarto grupo, em azul claro, foi classificado como acidez alta com pH variando de 4,85 a 4,92 e com alta necessidade de calagem; e o quinto grupo foi classificado como acidez alta com pH variando de 4,89 a 5,13.

Na Tabela 3.4 são apresentadas as equações de regressão realizadas a partir da correlação entre o pH e o V% do ano zero, seus respectivos R^2 e as equações utilizadas para estimar o V% ano a ano para cada propriedade a partir do pH medido.

Para maioria das propriedades houve ótimo ajuste de R^2 , excetuando algumas propriedades

Tabela 3.4 – Equação da regressão linear de cada propriedade, o R^2 ajustado.

Propriedade	Equação	R^2	valor de p
YCC_PA	$V(\%) = 29,02\text{pH} - 100,58$	0,7956	<0,001
TFM_3B	$V(\%) = 26,127\text{pH} - 85,004$	0,8436	<0,001
FMB_BO	$V(\%) = 29,775\text{pH} - 100,08$	0,8007	<0,001
VSM_SR	$V(\%) = 31,479\text{pH} - 116,29$	0,8008	<0,001
NPA_SO	$V(\%) = 30,475\text{pH} - 103,61$	0,6085	<0,001
FMB_IP_v2	$V(\%) = 32,669\text{pH} - 129,27$	0,6766	<0,001
VRI_SA	$V(\%) = 36,55\text{pH} - 135,51$	0,7075	<0,001
MMO_SJ_2	$V(\%) = 38,535\text{pH} - 150,59$	0,6383	<0,001
MMR_VA	$V(\%) = 45,86\text{pH} - 188,9$	0,8235	<0,001
MMO_SJ	$V(\%) = 25,457\text{pH} - 74,236$	0,6993	<0,001
TFB_ES	$V(\%) = 39,836\text{pH} - 155,84$	0,7856	<0,001
EMC_JA_2	$V(\%) = 36,139\text{pH} - 133,96$	0,8923	<0,001
NPA_ER	$V(\%) = 35,491\text{pH} - 131,25$	0,6414	<0,001
PR_LFA_v2	$V(\%) = 35,907\text{pH} - 140,89$	0,8277	<0,001
EMC_JA	$V(\%) = 31,457\text{pH} - 111,02$	0,7923	<0,001
HMG_SB	$V(\%) = 25,185\text{pH} - 78,386$	0,566	<0,001
MMO_SJ_3	$V(\%) = 26,672\text{pH} - 88,558$	0,7573	<0,001
RCL_RO	$V(\%) = 36,695\text{pH} - 144,22$	0,6407	<0,001
NPA_PA	$V(\%) = 45,149\text{pH} - 190,5$	0,6212	<0,001
WAL_NE	$V(\%) = 35,42\text{pH} - 129,7$	0,7339	<0,001
EPC_SA	$V(\%) = 39,342\text{pH} - 153,13$	0,7833	<0,001
PMA_BS	$V(\%) = 34,303\text{pH} - 129,06$	0,5219	<0,001
MMR_PN	$V(\%) = 35,692\text{pH} - 131,54$	0,7032	<0,001
MAP_BV	$V(\%) = 28,95\text{pH} - 106,41$	0,7175	<0,001
FMB_FA	$V(\%) = 50,76\text{pH} - 215,92$	0,7816	<0,001
NPA_PO	$V(\%) = 30,809\text{pH} - 112,97$	0,4731	<0,001

que o R^2 foi abaixo de 0,60. Catani & Gallo (1955) tiveram ajustes parecidos estudando a mesma relação em amostras de solo do horizonte A no estado de São Paulo. Assim como Silva et al. (2008), que apresentaram $R^2 = 0,99$, na relação com pH em CaCl_2 (1:2,5) e V%. Segundo Mehlich 1941, esta relação pode ser influenciada pela mineralogia e presença de componentes orgânicos presentes no solo, que indica existir uma combinação de radicais com diferentes níveis de acidez e potencial de dissociação. A relação linear pode estar relacionada com a formação de cargas principalmente pela matéria orgânica, apresentando homogeneidade de grupos funcionais que na sua maioria se encontram os do grupo carboxílicos (MELO & ALLEONI, 2009).

O teste-t (5%), comparando o V% estimado a partir da equação linear do primeiro ano e o V% calculado a partir dos resultados analíticos do laboratório são apresentados na Tabela 3.5, assim como o desvio padrão do V% estimado em relação ao V% calculado. Foi estabelecido que a metodologia proposta, associada à estimação de parâmetros através da correlação linear, teve sua nomenclatura associada a “estimada”. A metodologia convencional determinada em laboratório pela retirada de amostras em campo teve sua nomenclatura associada “medida”.

A equação de regressão estabelecida pelo ano zero de cada propriedade obteve um baixo desvio padrão entre V% estimado e o V% medido. Das 26 propriedades, 16 não tiveram uma diferença significativa pelo teste de comparação de médias com nível de 5% de confiança para o primeiro ano. Das 15 propriedades analisadas para o segundo ano 6 propriedades apresentaram-se com um índice não significativo de diferença a partir do teste de média. Das 4 propriedades analisadas para o terceiro ano 2 apresentaram iguais pelo teste de média com um nível de significância de 5%.

A maioria das propriedades apresentou baixo índice de desvio padrão para o V%. O índice mais alto de desvio encontrado foi o da propriedade NPA_PO para o primeiro ano que obteve um desvio padrão de 17,1%. O desvio padrão desta propriedade quantificado pelos resultados analíticos em laboratório foi 11,22%. Portanto há indícios que alta variabilidade da área comprometa a estimação do V% por ambos os modelos analisados.

Os resultados da comparação da CTC do ano zero em relação à CTC dos anos subseqüentes são apresentadas na Tabela 3.6.

Pelo teste-t de comparação de médias (5%) houve um baixo índice de propriedades com significativa igualdade entre as médias. Das 26 propriedades analisadas 6 propriedades apresentaram médias iguais para primeiro ano. Das 15 propriedades analisadas para o segundo ano 3 propriedades tiveram médias iguais. No terceiro ano nenhuma propriedade obteve média igual e no quarto ano todas as propriedades analisadas tiveram médias iguais. Portanto, houve variação estatística entre a capacidade de troca catiônica entre os métodos testados.

O maior desvio padrão encontrado entre as metodologias para o primeiro ano foi de $36,56 \text{ mmol}_c\text{dm}^{-3}$ para a propriedade FMB_BO e pelo teste-t (5%) as metodologias não tiveram diferenças estatísticas. Em contrapartida, a propriedade VSM_SR obteve um desvio padrão de 9,37

Tabela 3.5 – Desvio padrão pareado de cada amostra em cada propriedade e o teste t (5%) de comparação de médias para o V%.

Propriedade	Desvio padrão - V% estimado				
	Ano 1	Ano 2	Ano 3	Ano 4	Ano 5
YCC_PA	4,00 ¹	–	–	–	–
TFM_3B	9,20 ¹	15,1 ²	7,74 ¹	–	–
FMB_BO	6,29 ¹	6,78 ¹	6,36 ²	4,85 ¹	8,57 ³
VSM_SR	3,35 ¹	7,33 ¹	–	–	–
NPA_SO	6,90 ¹	6,32 ¹	–	–	–
FMB_IP_v2	8,53 ²	8,30 ³	15,5 ⁴	3,82 ¹	–
VRI_SA	4,05 ¹	6,60 ²	–	–	–
MMO_SJ_2	5,00 ¹	4,79 ¹	–	–	–
MMR_VA	6,18 ¹	–	–	–	–
MMO_SJ	7,36 ¹	7,81 ²	6,63 ¹	6,43 ¹	–
TFB_ES	5,33 ¹	–	–	–	–
EMC_JA_2	5,41 ¹	–	–	–	–
NPA_ER	5,38 ¹	6,45 ²	–	–	–
PR_LFA_v2	6,17 ¹	9,34 ²	–	–	–
EMC_JA	8,13 ¹	7,47 ¹	–	–	–
HMG_SB	10,8 ¹	6,67 ²	–	–	–
MMO_SJ_3	8,04 ¹	–	–	–	–
RCL_RO	7,64 ²	–	–	–	–
NPA_PA	9,49 ²	6,60 ²	–	–	–
WAL_NE	8,57 ²	–	–	–	–
EPC_SA	7,63 ²	–	–	–	–
PMA_BS	9,13 ²	–	–	–	–
MMR_PN	7,83 ²	–	–	–	–
MAP_BV	11,7 ²	8,91 ²	–	–	–
FMB_FA	11,8 ²	5,88 ¹	–	–	–
NPA_PO	17,1 ²	–	–	–	–

¹ Diferença não significativa a 0,05 pelo teste-t

^{2, 3 e 4} Rejeição da hipótese que as médias dos grupos (V% estimado e V% medido) sejam iguais

Tabela 3.6 – Desvio padrão pareado de cada amostra em cada propriedade e o teste t (5%) de comparação de médias para a CTC.

Propriedade	Desvio padrão CTC (em relação ao Ano 0)				
	Ano 1	Ano 2	Ano 3	Ano 4	Ano 5
YCC_PA	13,97 ²	–	–	–	–
TFM_3B	16,39 ²	22,94 ³	13,85 ⁴	–	–
FMB_BO	36,56¹	33,62 ²	35,88 ³	32,35¹	33,17 ⁴
VSM_SR	9,371 ²	19,12 ³	–	–	–
NPA_SO	12,20¹	14,86¹	–	–	–
FMB_IP_v2	16,77¹	14,33¹	23,83 ²	21,96¹	–
VRI_SA	21,06 ²	26,42 ³	–	–	–
MMO_SJ_2	28,02 ²	10,79 ¹	–	–	–
MMR_VA	23,32 ²	–	–	–	–
MMO_SJ	22,14¹	25,65 ²	19,51 ³	24,18¹	–
TFB_ES	20,80 ²	–	–	–	–
EMC_JA_2	11,53 ²	–	–	–	–
NPA_ER	19,54 ²	22,67 ²	–	–	–
PR_LFA_v2	10,34¹	29,19 ²	–	–	–
EMC_JA	16,43 ²	13,26 ³	–	–	–
HMG_SB	21,24 ²	24,82 ³	–	–	–
MMO_SJ_3	22,35 ²	–	–	–	–
RCL_RO	24,66 ²	–	–	–	–
NPA_PA	18,94 ²	20,26 ²	–	–	–
WAL_NE	21,28¹	–	–	–	–
EPC_SA	11,25 ²	–	–	–	–
PMA_BS	16,76 ²	–	–	–	–
MMR_PN	31,84 ²	–	–	–	–
MAP_BV	11,65 ²	9,724 ³	–	–	–
FMB_FA	26,24 ²	37,36 ³	–	–	–
NPA_PO	31,03 ²	–	–	–	–

¹ Diferença não significativa a 0,05 pelo teste-t

^{2, 3 e 4} Rejeição da hipótese que as médias dos grupos (CTC no zero e CTC medida) sejam iguais

$\text{mmol}_c\text{dm}^{-3}$, o menor desvio encontrado para o primeiro ano entre as metodologias, sendo que pelo teste-t (5%) as metodologias não foram estatisticamente iguais. Houve, portanto, diferenças da captação da variabilidade entre o desvio padrão e os resultados estatísticos. As máximas diferenças encontradas entre as metodologias foram de $37,36 \text{ mmol}_c\text{dm}^{-3}$, $35,88 \text{ mmol}_c\text{dm}^{-3}$, $32,35 \text{ mmol}_c\text{dm}^{-3}$ e $33,17 \text{ mmol}_c\text{dm}^{-3}$ para o segundo, terceiro quarto e quinto anos respectivamente. Assim sendo, apesar das diferenças estatísticas encontradas entre as metodologias para determinação da CTC as propriedades apresentaram diferenças analíticas relativamente baixas.

Esta variação da CTC está associada principalmente com a quantidade de matéria orgânica que o solo apresenta. Em solos tropicais, há um predomínio de óxidos de ferro e de alumínio e caulinita, minerais que apresentam baixa densidade de cargas negativas. Nestes tipos de solo a matéria orgânica humificada é o principal agente de formação de cargas, contribuindo significativamente com o aumento da capacidade de solo em reter cátions. No entanto, ao contrário da mineralogia do solo, a matéria orgânica está associada com o uso e tipo de manejo que o solo recebe, portanto controlado por decisões antrópicas (DICK et al., 2008).

Tendo em vista que a matéria orgânica pode apresentar uma variação de 2000 a 5000 $\text{mmol}_c \text{kg}^{-1}$ de cargas negativas (ALLEONI et al., 2009), o desvio padrão apresentado entre as metodologias é relativamente baixo. O desvio padrão médio encontrado entre as metodologias, considerando todas as propriedades e anos de avaliação foi de $7,63 \text{ mmol}_c\text{dm}^{-3}$. Em termos práticos este desvio padrão não afeta de maneira significativa o resultado absoluto da CTC, já que o desvio padrão, considerando todas as propriedades e todos os anos para os valores obtidos em laboratório foi de $14,83 \text{ mmol}_c\text{dm}^{-3}$ (Tabela 3.2). Portanto a medida de dispersão encontrada entre os modelos propostos é menor que a dispersão encontrada no modelo em que a CTC foi determinada pelas análises químicas em laboratório.

A Tabela 3.7 apresenta o desvio padrão da necessidade de calagem estimada pelo modelo apresentado e a necessidade de calagem a partir dos resultados analíticos de laboratório, além dos testes de média para cada propriedade e ano.

Em média para todas as propriedades analisadas e para todos os anos a necessidade de calagem estimada entre os modelos teve um desvio padrão de $0,044 \text{ Mg ha}^{-1}$. Das 26 propriedades analisadas 15 tiveram médias estatisticamente iguais pelo teste t de comparação (5%) para o primeiro ano. Das 15 propriedades analisadas para o segundo ano 10 tiveram médias iguais para o teste-t de comparação de médias. Duas das propriedades analisadas do terceiro ano tiveram médias iguais. A menor diferença apresentada pelas metodologias quanto à necessidade de calagem foi de $0,035 \text{ Mg ha}^{-1}$ para a propriedade YCC_PA e a maior diferença foi de $0,203 \text{ Mg ha}^{-1}$ para a propriedade MMR_VA, ambas para o primeiro ano de avaliação e sem diferença estatística pelo teste-t (5%).

Portanto com relação à necessidade de calagem, o modelo apresentou baixa variação e apesar da variação estatística dos resultados de comparação de médias da CTC ter sido alta, o modelo

Tabela 3.7 – Desvio padrão pareado de cada amostra em cada propriedade e o teste t (5%) de comparação de médias para a necessidade de calagem.

Propriedade	Desvio padrão - necessidade de calagem				
	Ano 1	Ano 2	Ano 3	Ano 4	Ano 5
YCC_PA	0,035 ¹	–	–	–	–
TFM_3B	0,088 ¹	0,130 ²	0,229 ³	–	–
FMB_BO	0,064 ¹	0,068 ¹	0,067 ¹	0,071 ¹	0,051 ²
VSM_SR	0,065 ²	0,062 ²	–	–	–
NPA_SO	0,063 ¹	0,075 ²	–	–	–
FMB_IP_v2	0,071 ¹	0,047 ²	0,094 ³	0,027 ¹	–
VRI_SA	0,065 ¹	0,064 ¹	–	–	–
MMO_SJ_2	0,077 ¹	0,093 ¹	–	–	–
MMR_VA	0,203 ¹	–	–	–	–
MMO_SJ	0,039 ²	0,055 ²	0,044 ¹	0,034 ¹	–
TFB_ES	0,146 ¹	–	–	–	–
EMC_JA_2	0,068 ¹	–	–	–	–
NPA_ER	0,095 ²	0,070 ¹	–	–	–
PR_LFA_v2	0,082 ²	0,076 ¹	–	–	–
EMC_JA	0,058 ¹	0,059 ¹	–	–	–
HMG_SB	0,188 ¹	0,134 ¹	–	–	–
MMO_SJ_3	0,100 ¹	–	–	–	–
RCL_RO	0,062 ²	–	–	–	–
NPA_PA	0,167 ²	0,102 ¹	–	–	–
WAL_NE	0,120 ²	–	–	–	–
EPC_SA	0,133 ¹	–	–	–	–
PMA_BS	0,099 ¹	–	–	–	–
MMR_PN	0,081 ²	–	–	–	–
MAP_BV	0,081 ²	0,077 ³	–	–	–
FMB_FA	0,130 ²	0,056 ¹	–	–	–
NPA_PO	0,150 ²	–	–	–	–

¹ Diferença não significativa a 0,05 pelo teste-t

^{2, 3 e 4} Rejeição da hipótese que as médias dos grupos (NC% estimada e NC% medida) sejam iguais

apresentou resultados satisfatórios e baixas diferenças quanto à necessidade de calagem. Embora os testes estatísticos não apresentem semelhanças quanto à hipótese de igualdade de médias as diferenças encontradas na ordem de kg ha^{-1} não interferem na prescrição final do cálculo da NC, já que este é mensurado em toneladas por hectare.

Algumas áreas apresentaram diferença significativa entre os modelos, porém a medida de dispersão e os valores brutos de NC entre os modelos é relativamente baixa em termos práticos de aplicação de calcário. A dispersão média, considerando todos os anos e propriedades, foi de 44 kg ha^{-1} . Considerando todas as propriedades e todos os anos a NC média foi de $1,31 \text{ Mg ha}^{-1}$ para metodologia de determinação em laboratório e para metodologia proposta foi de $1,44 \text{ Mg ha}^{-1}$, uma diferença de 130 kg entre os modelos. Em termos práticos de aplicação de calcário não existe equipamento capaz de dosar a dispersão apresentada e as recomendações são feitas na ordem de toneladas por hectare, não comprometendo a dispersão apresentada pela metodologia.

As propriedades apresentaram diferenças entre o modelo que determinou a NC através de amostras em campo e NC de calagem estimada através da correlação do V% e pH, apresentando tanto números negativos como positivos (Figura 3.4). As propriedades que apresentaram números negativos evidenciam que a NC calculada pelo modelo proposto superestimou a quantidade de calcário em relação modelo padrão.

Para a maioria das propriedades analisadas as dosagens de calcário estimado pelo modelo proposto foi maior em relação ao modelo padrão (Tabela 3.8).

Considerando a análise de agrupamento apresentada (Figura 3.3), o primeiro grupo de propriedades, foi que apresentou as maiores diferenças significativas pelo teste-t de comparação de médias (5%) entre a NC medida e NC estimada para o primeiro ano. Porém para a maioria das propriedades em que foram calculadas a NC para os anos subsequentes (anos 2, 3 e 4) não houveram diferenças significativas pelo teste-t de comparação de média (5%) entre os métodos analisados.

O terceiro grupo de propriedade foi o que apresentou os menores desvios padrão e para maioria das propriedades não houve diferença significativa pelo teste-t de comparação de médias (5%) entre a NC estimada e NC medida.

O quarto grupo foi o único em que todas as propriedades não tiveram diferenças significativas pelo teste-t (5%) entre a NC medida e NC estimada. A NC média quantificada para este grupo de propriedade foi acima de 3 Mg ha^{-1} para ambos estimadores e também apresentou os maiores valores de desvio padrão em relação aos outros grupos de propriedades.

O quinto grupo para a maioria das propriedades não apresentou diferenças significativas pelo teste-t de comparações de médias (5%) entre as metodologias de NC utilizadas.

Com base nos resultados apresentados, a metodologia testada permite aumentar o número de amostras para uma segunda avaliação podendo diminuir os custos com amostragem e aumento da precisão. Com a ótima relação encontrada do V(%) e pH, não há necessidade de quantificar em

Figura 3.4 – Diferença entre a NC por propriedade entre os modelos. (a) Primeiro ano; (b) Segundo ano e (c) Terceiro, quarto e quinto anos.

Tabela 3.8 – Necessidade de calagem média para cada propriedade e ano de observação por ambas metodologias.

Propriedade	Calagem média (Mg ha ⁻¹ - medida)					Calagem média (Mg ha ⁻¹ - estimada)				
	Ano 1	Ano 2	Ano 3	Ano 4	Ano 5	Ano 1	Ano 2	Ano 3	Ano 4	Ano 5
YCC_PA	1,063	–	–	–	–	1,215	–	–	–	–
TFM_3B	1,38	0,795	1,951	–	–	1,229	1,224	1,428	–	–
FMB_BO	1,427	1,39	1,149	1,323	1,077	1,504	1,529	1,248	1,533	0,813
VSM_SR	1,504	0,758	–	–	–	1,255	0,801	–	–	–
NPA_SO	0,858	1,307	–	–	–	0,867	1,549	–	–	–
FMB_IP_v2	1,647	1,232	0,855	0,973	–	1,849	1,525	1,339	0,987	–
VRI_SA	1,764	1,005	–	–	–	2,016	1,058	–	–	–
MMO_SJ_2	0,485	1,134	–	–	–	0,631	1,16	–	–	–
MMR_VA	3,641	–	–	–	–	3,131	–	–	–	–
MMO_SJ	0,379	0,451	0,546	0,351	–	0,531	0,784	0,655	0,495	–
TFB_ES	4,117	–	–	–	–	3,65	–	–	–	–
EMC_JA_2	1,612	–	–	–	–	1,821	–	–	–	–
NPA_ER	1,324	1,93	–	–	–	1,868	2,101	–	–	–
PR_LFA_v2	2,146	1,401	–	–	–	2,47	1,688	–	–	–
EMC_JA	0,67	0,667	–	–	–	0,637	0,57	–	–	–
HMG_SB	1,118	0,771	–	–	–	1,013	0,743	–	–	–
MMO_SJ_3	1,139	–	–	–	–	1,083	–	–	–	–
RCL_RO	1,592	–	–	–	–	1,893	–	–	–	–
NPA_PA	0,833	1,369	–	–	–	1,564	1,416	–	–	–
WAL_NE	1,055	–	–	–	–	1,469	–	–	–	–
EPC_SA	3,635	–	–	–	–	3,282	–	–	–	–
PMA_BS	2,181	–	–	–	–	2,035	–	–	–	–
MMR_PN	0,964	–	–	–	–	0,625	–	–	–	–
MAP_BV	0,92	0,707	–	–	–	1,476	1,283	–	–	–
FMB_FA	1,369	1,051	–	–	–	2,179	0,974	–	–	–
NPA_PO	1,48	–	–	–	–	2,529	–	–	–	–

laboratório o Ca^{2+} e Mg^{2+} , já que o principal fator relacionado a determinação destes nutrientes é para quantificação de calcário a ser aplicada em uma área. Diminuindo os nutrientes a serem determinados em laboratório, consequentemente, diminui também os custos gerados com a determinação.

A sugestão da metodologia é utilizar a mesma equação até 3 ou 4 anos após o primeiro ano de avaliação. Neste período a grade amostral de análise da fertilidade é somente de P, K e pH. Isto cria maiores possibilidades de aumentar a precisão de certos nutrientes, trabalhando com diferentes grades amostrais e não assumindo que todos os nutrientes possuem o mesmo tipo de dependência espacial.

3.4 Conclusões

A metodologia apresentou resultados satisfatórios quanto à quantificação da necessidade de calagem. Para a maioria das áreas estudadas a NC estimada foi estatisticamente igual a NC calculada pelo método padrão de análise de solo. Os resultados que não apresentaram semelhanças estatísticas apresentaram baixas diferenças analíticas entre a metodologia proposta.

Deste modo, a metodologia pode vir ser uma alternativa para solucionar os problemas de amostragem em agricultura de precisão, visto que neste sistema há necessidade de alto número de amostras de solo para prescrição das quantidades de fertilizantes e corretivos de uma área. A amostragem em campo se torna mais clara, pois as informações necessárias propostas pela metodologia está ao alcance do agricultor e atinge as exigência que a geoestatística demanda para análise de dependência espacial dos parâmetros químicos do solo.

A metodologia proposta se torna mais atrativa do ponto de vista financeiro, pois os custos de amostragem de solo diminuem, já que as análises necessárias para estimar necessidade de calagem envolvem somente a determinação do pH.

No entanto, existe a necessidade de ampliar os estudos correlacionando a metodologia proposta com p.e. o mineral primário do solo e manejo agrícola da área. Desta forma, a informação necessária para confecção de malhas amostrais subsidiaria uma coleta de solo mais efetiva.

Referências

ALLEONI, L. R. F.; DOS GUIMARÃES PEIXOTO, R. T.; DE AZEVEDO, A. C.; MELO, L. C. A.; Components of Surface Charge in Tropical Soils With Contrasting Mineralogies. **Soil Science**, Baltimore v. 174, p. 629-638, 2009.

ALVAREZ, V. V. H.; GUARCONI, 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, Abr. 2003 .

BASARAN,M.; ERPUL,G.; TERCAN,A.E.; CANGA,M.R. The effects of land use changes on some soil properties in Indagi Mountain Pass - Cankiri, Turquia. **Environmental Monitoring and Assessment**, v. 136(1-3), p. 101-119, 2008.

BREVIK, E.; FENTON,T.; LAZARI,A. Soil electrical conductivity as a function of soil water content and implications for soil mapping. **Precision Agriculture**, Amsterdam, v. 7, 393-404, 2006.

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.

CAMBARDELLA, C.; MOORMAN, T.; NOVAK, J.; PARKIN, T.; KARLEN, D.; TURCO, R.; KONOPKA, A.E Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science America Society**, Baltimore, 58 out, p. 1501-1511, 1994.

CAMPOS, M.C.C.; JÚNIO, J.M.; PEREIRA, G.T.; MONTANARI, R.; CAMARGO, L.A. Relações solo-paisagem em uma litossequência arenito-basalto na região de Pereira Barreto, SP. **Revista Brasileira de Ciência Solo**, Viçosa, v. 31, p.519-529, fev, 2007.

CATANI, R.A.; GALLO, J.R. Avaliação da exigência em calcário dos solos do Estado de São Paulo, mediante correlação entre o pH e a porcentagem da saturação de bases. **Revista de Agricultura**, Piracicaba, v. 30, p. 49-60, 1955.

CPRM/SIC-FUNMINERAL, **Geologia do Estado de Goiás e Distrito Federal**. Org. Maria Luiza Osório Moreira, Luiz Calos Moreton, Vantederlei Antônio de Araújo, Joffre Valmório de Lacerda Filho, Heitor Faria da Costa. Goiânia, 2008, Escala 1:500.000.

DICK, D.P.; MARTINAZZO, R.; DALMOLIN, R.S.D.; JACQUES, A.V.A. ; MIELNICZUK, J.; ROSA, A.S. Impacto da queima nos atributos químicos e na composição química da matéria orgânica do solo e na vegetação. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 43, n. 5, Brasília, mai., 2008

EMBRAPA. **Manual de métodos de análise de solo**. Centro Nacional de Pesquisa de Solos, Rio de Janeiro, RJ. 2.ed. ver. Atual. Rio de Janeiro, 1997, 212p.

GUARÇONI M., A.; ALVAREZ, V.V.H.; NOVAIS, R.F.; CANTARUTTI, R.B.; LEITE, H.G. FREIRE, F.M. Diâmetro de trado necessário à coleta de amostra num Cambissolo sob plantio direto ou sob plantio convencional antes ou depois da aração. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, p. 947-959, mai., 2007.

HOWARD, D.D.; ESSINGTON, M.E. LOGAN, J. Long-term broadcast and banded phosphorus fertilization of corn produced using two tillage systems. **Agronomy Journal**, v.94, p.51-56, fev., 2002.

JONES, C.; JACOBSEN, J. Soil Sampling and Laboratory Selection. A self-study course from the MSU Extension Service Continuing Education Series. **Nutrient Management Module**, Montana, n. 1, p. 1-8, dec., 2001.

KING, J., DAMPNEY, P., LARK, R., WHEELER, H., BRADLEY, R., MAYR, T. Mapping potential crop management zones within fields: use of yield-map series and patterns of soil physical properties identified by electromagnetic induction sensing. **Precision Agriculture**, Amsterdam, v. 6, p. 167-181, abr., 2005.

KURFÜRST, U; BUCZKO, U.;KLEIMEIER, C.;KUCHENBUCH, R.; Soil sampling uncertainty on arable fields estimated from reference sampling and a collaborative Trial. **Accreditation and Quality Assurance**, Berlin, v.16, p.73-81, fev., 2011.

LI, J.; RICHTER, D. D., MENDOZA, A.; HEINE, P. Effects of land-use history on soil spatial heterogeneity of macro-and trace elements in the Southern Piedmont USA, **Geoderma**, Amsterdam, v. 10, p. 2911-2292, abr., 2010.

MCCORMICK, S., JORDAN, C., BAILEY, J. Within and between-field spatial variation in soil phosphorus in permanent grassland. **Precision Agriculture**, Amsterdam, v.10, p. 262-276, jun., 2009.

MCKENZIE, N. J., GRUNDY, M. J., WEBSTER, R., RINGROSE-VOASE, A. J. (Eds.). **Guidelines for surveying soil and land resources** (2nd ed.). Collingwood: CSIRO Publishing, 2008.

MELO, V. F. (Org.) ; Alleoni, Luís Reynaldo Ferracciú (Org.) . **Química e Mineralogia do Solo - Aplicações**. 1. ed. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2009. v. 1. 685 p.

MEHLICH, A. Base unsaturation and pH in relation to soil type. **Soil Science Society America Proceedings**, v. 6, p. 150-156, 1941.

MORAL, F.J., TERRÓN, J.M., MARQUES DA SILVA, J. R. Delineation of management zones using mobile measurements of soil apparent electrical conductivity and multivariate geostatistical techniques. **Soil Tillage Research**, London, v. 106, p. 335-343, jan., 2010.

MORGENTHALER, G. W.; KHATIB, N.; KIM, B. Incorporating a constrained optimization algorithm into remote sensing/precision agriculture methodology. **Aacta Astronautica**, Amsterdam, v. 53, n. 4, p. 429-437, 2003.

NUERNBERG, N. J. **Conceitos e fundamentos do sistema de plantio direto**. Lages: Sociedade Brasileira de Ciência do solo - Núcleo Regional Sul, 1998, 160 p.

OLIVER, M. A. **Geostatistical applications for precision agriculture**. New York: Springer, 2010. 331 p.

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, p. 973-983, mar., 2007.

OLSON, R.A.; FRANK, K.D.; GRABOUSKI, P.H.; REHM, G.W. Economic and agronomic impacts of varied philosophies of soil testing, **Agronomic Journal**, v. 74, p. 492-499, mai, 1982.

PAULETTI, V.; LIMA, M.R.; BARCIK, C.; BITTENCOURT, A. Evolução nos atributos químicos de um Latossolo Vermelho sob diferentes métodos de preparo do solo. **Scientia Agraria**, v. 6, n. 1-2, p. 9-14, out., 2005.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 10 Jun. 2011.

RAIJ, B. Van. **Avaliação da fertilidade do solo**. Piracicaba, Associação Brasileira para pesquisa da Potassa e do Fósforo, 1981. 142 p.

RAIJ, B. Van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A.; FURLANI, A.M.C. **Recomendações de adubação e calagem para o estado de São Paulo**, 2.ed. Campinas, Instituto Agrônomo Fundação IAC, 1996. 285p. (Boletim técnico, 100)

SALVIANO, A.; VIEIRA, S.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 22, n. 1, p. 115-122, 1998.

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

SCHLINDWEIN, J.A.; ANGHINONI, I. Tamanho da subamostra e representatividade da fertilidade do solo no sistema plantio direto. **Ciência Rural**, Porto Alegre, v. 32, p. 963-968, 2002.

SILVA, F.C. **Manual de análises químicas de solos, plantas e fertilizantes**. Brasília: Embrapa Solos, 2 ed, 2001. 370 p.

SILVA, F. M.; SOUZA, Z. M.; FIGUEIREDO, C. A. P.; MARQUES JUNIOR, J. MACHADO, R.V. Variabilidade espacial de atributos químicos e da produtividade na cultura do café, **Ciência Rural**, Porto Alegre, v. 37, p. 401-407, 2007.

SILVA, V.; MOTTA, A.C.; MELO, V. F.; LIMA, V.C.; Variáveis de acidez em função da mineralogia da fração argila do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, p. 551-559, 2008.

SILVA, S. D.; LIMA, J. S.; SOUZA, G. S.; XAVIER, A. C. Distribuição e incerteza da acidez de um latossolo vermelho-amarelo húmico sob cultivo de café. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 33, n. 4, p. 1053-1060, 2009.

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, p.2057-2064, out., 2000.

SHIBUSAWA, S. **Soil Sensors for Precision Farming**. In: Hand book of Precision Agriculture, Principles and Applications. Ancha Srinivasan Editor, 2006, 3, pp.57-90.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; MOREIRA, L. F. Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg e V% do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 6, p. 1763-1771, nov., 2004.

TAYLOR, J C.; EARL, R; WOOD, G. A.; GODWIN, R. J.; Soil Factors and their influence on within-field crop variability, part II: Spatial analysis and determination of management zones, **Biosystems Engineering**, v. 84 n. 4, dez., 2002.

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**, New York, v. 292, p. 281-284, abr., 2001.

VIEIRA, S. R.; GUEDES FILHO, O.; CHIBA, M. K., CANTARELLA, H. Spatial variability of soil chemical properties after coffee tree removal. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 33, n. 5, p. 1507-1514, 2009.

WETTERLIND, J.; STENBERG, B.; SODERSTROM,M., Increased sample point density in farm soil mapping by local calibration of visible and near infrared prediction models. **Geoderma**, Amsterdam, v. 156, p. 152-160, mai. 2010.

WILDING, L.P.; BOUMA, J. GOSS, D.W., **Impact of spatial variability on interpretive modeling**. In: Quantitative Modeling of Soil Forming Processes, editado por Bryant, B. e Arnold. R. W. (SSSA Special Publication No. 39, Madison), pp. 61-76, 1994.

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

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

4 APLICAÇÃO DA METODOLOGIA EM TRÊS ÁREAS AGRÍCOLAS EM GO, PR E SP

Resumo

A metodologia tem como base a diminuição de parâmetros de solos a serem quantificados ao longo do tempo no laboratório e estimar parâmetros de baixo custo altamente correlacionados com parâmetros essenciais à prescrição da necessidade de calagem. Ao diminuir o número de parâmetros determinados em laboratório o custo relativo de amostras diminui e, conseqüentemente, permite aumentar o número de amostras, aumentando a precisão. Este capítulo aplicou a método proposto nas áreas apresentadas no capítulo 1 e baseado nos resultados do capítulo 2 analisa a viabilidade da técnica.

Palavras-chave: Agricultura de precisão; Otimização amostral; Necessidade de calagem; Relação pH e saturação por base

Abstract

The methodology has as base the decrease of soil parameters to be quantified over time in the laboratory and estimate low cost parameters highly correlated with essential parameters of the lime requirement prescription. By decreasing the number of parameters determined in laboratory the relative cost of samples decreases and consequently allows increase the number of samples, increasing accuracy. This chapter applied the method proposed in the areas presented in Chapter 1 and based on the results of Chapter 2 analyzes the feasibility of the technique.

Keywords: Precision agriculture; sampling optimization; Lime requirement; pH base saturation relationship

4.1 Introdução

A proposta da metodologia é diminuir o número de amostras para fazer recomendações de fertilizantes e calagem. Neste cenário seriam feitas análises completas de rotina de fertilidade do solo no primeiro ano com uma densidade que houvesse uma dependência espacial para todos os atributos químicos do solo e para os próximos anos seriam feitas amostras anuais de pH, K e P. Neste contexto, a saturação por bases (V%) seria estimada a partir da equação linear de pH e V% do primeiro ano e a capacidade de troca de cátions (CTC) seria considerada constante ao longo do tempo. Estas estimações podem ser adotadas até 3 ou 4 anos após a amostragem completa da fertilidade de solo e após este tempo seria necessário fazer uma nova amostragem. A partir desta nova amostragem seriam geradas novas equações de estimação de V% de forma a calibrar o modelo e fechar o ciclo de amostragem de solo.

Para o cálculo da soma de bases (SB) é necessário quantificar o teor de Ca^{2+} , Mg^{2+} e K^{+} , o procedimento que envolve a quantificação de cada parâmetro promove um acúmulo de erros analíticos que promovem uma dispersão no resultado final da SB. Todos estes pequenos erros analíticos acumulam-se durante o processo de quantificação. Não que o processo proposto não tenha dispersão de um ano para o outro ou que não acumule erros analíticos durante cada etapa do processo de quantificação. O método proposto mostra-se mais atrativo do ponto de vista econômico e prático, sendo os resultados semelhantes quanto à recomendação de calagem.

Um número elevado de amostragem é feito somente de tempos em tempos, sendo assim, o preço da amostragem dilui-se ao longo deste período. Com isto, o preço de amostragem de solo diminui. A quantidade de mão-de-obra também diminui, diminuindo os custos com mão-de-obra. Torna-se mais prática a análise e recomendação de fertilizantes e corretivos, pois o modelo possui uma grade amostral para o segundo ano de amostragem que consiste basicamente de P, K e pH. No caso o P e K são determinados em laboratórios e o pH pode ser determinado em campo, utilizando um pH-mêtro portátil, facilitando o processo de determinação da necessidade de calagem.

As maiores vantagens do processo estão na facilidade de condução em campo e na diminuição de custos para o produtor, sendo que a eficiência é parecida com o método tradicional de recomendação de fertilizantes e corretivos.

Com a diminuição das amostras por ano a serem realizadas a quantidade de reagentes e subprodutos das análises químicas diminuem e conseqüentemente geram-se menos resíduos ao ambiente. Em função da possibilidade de aumentar a precisão da detecção da variabilidade espacial dos atributos químicos, os impactos ambientais gerados pelo excesso de insumos agrícolas diminuem.

A viabilidade de execução pelo custo benefício apresentado amplia a gama de produtores que podem utilizar este método em sua produção. Esta metodologia baseia-se em levantamentos de dados de campo próximos a realidade do dia a dia do agricultor.

A metodologia fornece informações concretas com a precisão necessária para desenvolver parâmetros de certificação. Com base na grade amostral pH, P e K pode-se estabelecer normas ou protocolos de avaliação da fertilidade do solo. Assim os objetivos da agricultura de precisão estariam alinhados com aos benefícios financeiros e ecológicos que a atual técnica de agricultura de precisão almeja.

4.2 Aplicação

O custo considerado para avaliar as metodologias foi baseado na tabela de preço do laboratório do departamento de solo da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. O preço da análise química para fins de fertilidade que determina pH CaCl_2 , matéria orgânica, Fósforo (resina), K, Ca, Mg, H^{+}AL tem um custo de R\$17,00 por amostra.

Para facilitar a discussão foi estabelecido que o custo para determinação de cada parâmetro de

solo foi de R\$2,43, sendo este o resultado da razão entre o custo total e o número de parâmetros determinados. O valor gasto para determinação do parâmetro químico foi considerado o mesmo, apesar da determinação de cada parâmetro ter sua particularidade. A Tabela 4.1 apresenta o custo total por grade amostral após 4 anos de análise da fertilidade do solo.

Tabela 4.1 – Preço total de análise se solo por grade amostral em um ciclo de 4 anos.

Grades (m)	Conversor	Amostras/ha	1° ano	2° ano	3° ano	4° ano	Total
20x20	25	25	R\$ 425,00	R\$ 425,00	R\$ 425,00	R\$ 425,00	R\$ 1.700,00
30x30	11,1	11	R\$ 187,00	R\$ 187,00	R\$ 187,00	R\$ 187,00	R\$ 748,00
50x50	4	4	R\$ 68,00	R\$ 68,00	R\$ 68,00	R\$ 68,00	R\$ 272,00
66x66	2,22	2	R\$ 39,03	R\$ 39,03	R\$ 39,03	R\$ 39,03	R\$ 156,11
100x100	1	1	R\$ 17,00	R\$ 17,00	R\$ 17,00	R\$ 17,00	R\$ 68,00

Os dados para aplicação da metodologia foram os mesmos utilizados no primeiro capítulo desta tese, sendo que mais informações das áreas estão descritas naquela seção.

Para cada área (Goiás, Paraná e São Paulo) foi realizada uma regressão linear entre o V% e o pH apresentados na Figura 4.1.

Tendo como base os R^2 encontrados no segundo capítulo em que foi feita a mesma regressão linear, as propriedades TFM_3B e a EMC_JA tiveram R^2 parecidos com a propriedade localizada em Goiás, R^2 de 0,86. As propriedades no caso tiveram um R^2 de 0,84 para TFM_3B e 0,89 para EMC_JA.

Para a propriedade TFM_3B a necessidade de calagem entre os dois modelos variou de 88 Kg ha⁻¹, 130 Kg ha⁻¹ e 229 Kg ha⁻¹ para primeiro, segundo e terceiro ano, respectivamente. Sendo que não houve diferença estatística entre os modelos para o primeiro ano.

Já para propriedade EMC_JA a necessidade de calagem entre os modelos variou entre 58 Kg ha⁻¹ e 59 Kg ha⁻¹ para o primeiro e segundo ano, respectivamente. Não houve diferença estatística entre os modelos.

Ao aplicar o modelo proposto para o experimento localizado em GO as dispersões encontradas seriam parecidas com as encontradas nas propriedades apresentadas. Na prática, considerando o modo de aplicação de calcário que trabalha em grande escala, na ordem de toneladas, os valores de dispersão apresentados entre os modelos são relativamente baixos.

Desta maneira, para esta área seria conveniente trabalhar com uma grade amostral somente de P, K e pH para os anos subsequentes. Até o terceiro ano poderia usar esta metodologia e para o quarto ano poderia ser feita uma nova amostragem com todos os parâmetros químicos do solo para calibração do modelo.

As propriedades FMB_BO e VSM_SR apresentaram R^2 semelhantes ao R^2 do experimento do

Figura 4.1 – Regressão linear entre o pH e a saturação por bases de 0-20cm. (a)Goiás; (b) Paraná e (c) São Paulo.

Paraná. A propriedade FMB_BO apresentou um desvio padrão quanto à necessidade de calagem entre os modelos de 64 Kg ha⁻¹, 68 Kg ha⁻¹, 67 Kg ha⁻¹ e 71 Kg ha⁻¹ para o primeiro, segundo, terceiro e quarto ano, respectivamente. Sendo que não houve diferença estatística entre os modelos para nenhum dos anos analisados. A propriedade VSM_SR apresentou um desvio padrão de 65 Kg ha⁻¹ e 62 Kg ha⁻¹, sendo que pelo teste estatístico não houve comprovação de igualdade das médias. Porém, a dispersão apresentada é relativamente baixa, não interferindo nos resultados práticos de aplicação do calcário.

A propriedade MMO_SJ_3 apresentou um R² semelhante ao R² do experimento em São Paulo. O desvio padrão da necessidade de calagem apresentado pela propriedade foi de 100 kg ha⁻¹, sendo que não houve diferença estatística quanto aos métodos. Este desvio encontrado é maior em relação aos anteriores e aparentemente a metodologia não se mostra aplicável para esta área, porém, o desvio apresentado pela metodologia padrão também se mostra elevado,

Os desvios apresentados são baixos já que a unidade de quantificação da aplicação de calcário é em toneladas por hectare e não existe equipamento que consiga aplicar diferenciar dosar pequenas diferenças.

Não houve dependência espacial para P, K, pH, para os três experimentos, assim a recomendação seria feita pela média dos atributos. Para o próximo ano de avaliação seria necessário aumentar a grade amostral para estes parâmetros. Os custos para o aumento da grade são apresentados na Tabela 4.2. Mesmo sem a dependência espacial para o segundo ano pode-se aumentar a densidade da malha de pH, K e P aumentando a precisão destes nutrientes. Ainda assim, os custos são reduzidos.

Tabela 4.2 – Preço total de análise se solo por grade amostral em um ciclo de 4 anos.

Grades (m)	Conversor	Amostras/ha	1º ano	2º ano	3º ano	4º ano	Total
20x20	25	25	R\$ 425,00	R\$ 182,14	R\$ 182,14	R\$ 182,14	R\$ 971,43
30x30	11,1	11	R\$ 187,00	R\$ 80,14	R\$ 80,14	R\$ 80,14	R\$ 427,43
50x50	4	4	R\$ 68,00	R\$ 29,14	R\$ 29,14	R\$ 29,14	R\$ 155,43
66x66	2,22	2	R\$ 39,03	R\$ 16,73	R\$ 16,73	R\$ 16,73	R\$ 89,20
100x100	1	1	R\$ 17,00	R\$ 7,29	R\$ 7,29	R\$ 7,29	R\$ 38,86

A recomendação de execução da metodologia está ilustrada na Figura 4.2, na qual são apresentadas as diferentes possibilidades que se pode encontrar em campo e suas respectivas tomadas de decisões.

Durante o levantamento do solo a relação do V% e pH pode não resultar em um R² satisfatório para promover uma equação confiável. Neste caso é recomendado repetir as análises no próximo ano com uma densidade amostral maior, determinando todos os parâmetros necessários. Se a re-

Figura 4.2 – Fluxograma da metodologia para tomada de decisão.

lação não é satisfatória, provavelmente poucos parâmetros do solo vão gerar dependência espacial e, desta maneira, a melhor forma de avaliar a fertilidade solo seria pela média dos resultados.

Os resultados do solo podem gerar uma ótima relação de R^2 , porém com baixa dependência espacial dos parâmetros do solo. Desta maneira, recomenda-se a quantificação de introdução de insumos pela média para o primeiro ano e para o segundo ano, seriam feitas novas amostragens de pH, K e P em uma densidade maior. As recomendações de calagem para o segundo ano seriam feitas pela relação pH e V% do primeiro ano. E a introdução de K e P seriam recomendados a partir dos resultados geoestatísticos: (i) sem dependência a recomendação é feita pela média com aumento da densidade de amostragem para o terceiro ano; ou (ii) com dependência espacial a recomendação seria feita pelas análises espaciais aumentando a precisão de aplicação dos insumos e para o terceiro ano seria repetida a grade amostral.

O cenário ideal seria que a partir do segundo as amostras pH, P e K já tivessem uma dependência espacial e, assim, otimizaria os recursos financeiros e ambientais. Porém, para chegar em um padrão espacial pode ser necessário repetidas avaliações ao longo da safra. E, portanto, exige tempo para adaptação para implantação da metodologia.

Os custos apresentados na Tabela 4.2 são superestimados já que considera que a determinação dos parâmetros do solo possuem o mesmo custo. Porém a determinação do pH do solo envolvem custos relativamente mais baixos, pois sua determinação pode ser feita em campo com pH-mêtro portátil.

Com isto, a metodologia apresentada permite aumentar o número de amostras para uma segunda avaliação, podendo diminuir os custos com amostragem e aumento da precisão. Com a

ótima relação encontrada do V(%) e pH, não há necessidade de quantificar em laboratório o Ca^{2+} e Mg^{2+} , já que o principal fator relacionado à determinação destes nutrientes é para a quantificação de calcário a ser aplicada em uma área. Diminuindo os nutrientes a serem determinados em laboratório consequentemente diminui também os custos gerados com a determinação. Estes custos economizados podem ser alocados para aumentar a grade amostral para nutrientes que possuem baixa dependência espacial, p.e. P e K. Aumentando a grade para estes nutrientes há um aumento precisão de aplicação de fertilizantes ligados a estes nutrientes.

A sugestão da metodologia é utilizar a mesma equação até 3 ou 4 anos após o primeiro ano de avaliação. Neste período, a grade amostral de análise da fertilidade é somente de P, K e pH. Isto cria maiores possibilidades de aumentar a precisão de certos nutrientes, trabalhando com diferentes grades amostrais e não assumindo que todos os nutrientes possuem o mesmo tipo dependência espacial. Pode-se introduzir grades amostrais mais adensadas destes nutrientes e realizar modelos que captam a variabilidade espacial destes nutrientes, que normalmente necessitam de distâncias menores para captação da dependência espacial.

Para aumentar a precisão da descrição da variabilidade do solo é necessário aumentar o número de amostras para ambas as metodologias e, assim, seguindo o protocolo de análise de solo é necessário fazer mais pontos de coletas, tradagens e determinação dos atributos químicos em laboratório. Etapas que promovem pequenos erros durante o processo de determinação nutricional do solo.

Para a metodologia proposta também é necessário aumentar o número de amostras, porém com menos etapas e menor quantidade de parametros a serem determinados. A medição do pH em campo e estimação do V% em escritório permite a agilidade do processo; e com resultados parecidos em termos práticos de aplicação de calcário

4.3 Considerações finais

Em agricultura de precisão o aumento da eficiência da aplicação de fertilizantes e corretivos é sinônimo de aumento do número de pontos por área. Logo, as despesas com amostras em campos e determinação em laboratório aumentam. Desta maneira, a metodologia proposta torna-se mais atrativa, pois custo é menor em relação ao método tradicional de cálculo da necessidade de calagem.

Com a diminuição de parâmetros de solos a serem determinados em laboratório, a metodologia proposta permite intensificar a densidade de amostras com parâmetros de baixo custo, aumentando a possibilidade de detectar a variabilidade espacial dos atributos do solo. E, desta maneira, aumentar o custo benefício de aplicação da agricultura de precisão nos mais diversos cenários e contextos sócio-econômicos. A metodologia fornece informações concretas com a precisão necessária para desenvolver parâmetros de certificação. Com base na grade amostral pH ,P e K pode-se estabelecer normas ou protocolos de avaliação da fertilidade do solo.

ANEXOS

ANEXO A

Tabela 1 - Descrição dos solos do experimento localizado em Goiás (Latossolo Vermelho distrófico típico muito argiloso). A = argiloso; MA = muito argiloso.

Horiz.	Prof. (cm)	Cor	pH			MO (g kg ⁻¹)	K	Ca	Mg	Al
			H ₂ O	KCl	CaCl ₂					
Ap	0-15	2,5YR 4/6	6,5	5,7	5,7	32	3,3	35	11	0
AB	16-30	2,5YR 3/6	6,1	5,7	5,8	22	1	29	10	0
BA	31-45	2,5YR 3/6	6,3	5,3	5,4	19	0,4	8	4	0
Bw	46-140	2,5YR 3/6	5,6	5,3	5,1	17	0,4	5	1	0
Horiz.	Prof. (cm)	H+Al	SB	T	RC	CTC efetiva	P resina	V (%)	m (%)	
Ap	0-15	11	49,3	60,3	8,4	49,3	5	82	0	
AB	16-30	3	40	43	6,6	40	3	93	0	
BA	31-45	13	12,4	25,4	2	12,4	2	49	0	
Bw	46-140	13	6,4	19,4	1	6,4	1	33	0	
Horiz.	Prof. (cm)		Areia			Silte total	Argila total	Classe textural	Relação Silte/Argila	
			Grossa	Fina	total					
Ap	0-15		6	25	31	10	59	A	0,17	
AB	16-30		5	26	31	8	61	MA	0,13	
BA	31-45		4	23	27	10	63	MA	0,16	
Bw	46-140		4	20	24	10	66	MA	0,15	

Tabela 2 Descrição dos solos do experimento localizado em Goiás (Latossolo Vermelho-amarelo distrófico típico argiloso). A = argiloso.

Horiz.	Prof. (cm)	Cor	pH			MO (g kg ⁻¹)	K	Ca	Mg	Al
			H ₂ O	KCl	CaCl ₂					
Ap	0-15	10R 3/6	6	5,4	5,5	32	2,3	32	9	0
AB	16-30	10R 3/6	5,4	4,7	5	22	1,5	10	4	0
BA	31-45	10R 4/8	5,4	5,1	5,2	19	0,8	10	4	0
Bw	46-140	10R 4/8	5,1	5,3	5,3	19	0,6	5	2	0
Horiz.	Prof. (cm)	H+Al	SB	T	RC	CTC efetiva	P	V (%)	m (%)	
Ap	0-15	10	43,3	53,3	9,8	43,3	7	81	0	
AB	16-30	15	15,5	30,5	2,9	15,5	2	51	0	
BA	31-45	13	14,8	27,8	2,7	14,8	2	53	0	
Bw	46-140	8	7,6	15,6	1,4	7,6	1	49	0	
Horiz.	Prof. (cm)		Areia			Silte total	Argila total	Classe textural	Relação Silte/Argila	
			Grossa	Fina	total					
Ap	0-15		4	39	43	13	44	A	0,3	
AB	16-30		4	35	39	8	53	A	0,15	
BA	31-45		3	30	33	12	55	A	0,22	
Bw	46-140		4	28	33	12	55	A	0,22	

Figura 1 - Perfil de solo e vista geral da área em São Paulo.

Tabela 3 - Descrição dos solos do experimento localizado em São Paulo (Latossolo Vermelho distrófico típico, textura médio-argiloso). Are = arenoso; MedA = médio argiloso.

Horiz.	Prof. (cm)	Cor	pH			MO (g kg ⁻¹)	K	Ca	Mg	Al	
			H ₂ O	KCl	CaCl ₂						
Ap(*)	0-20	2,5YR 4/3	-	-	4,5	18	1,9	4	4	4	
AB(*)	20-40	-	-	-	3,9	15	1,1	3	3	9	
Bw(**)	120	2,5YR 3/6	4,57	3,92	4,06	5	0,07	2	1	5,3	
Horiz.	Prof. (cm)	H+Al	SB	T	RC	CTC	P	V (%)	m (%)		
										(mmol _c kg ⁻¹)	
Ap(*)	0-20	18	9,9	31,9	115,8	13,9	9	35	29		
AB(*)	20-40	18	7,1	34,1	80,5	16,1	3	28	56		
Bw	120	26	3,07	34,37	27,64	8,37	2,29	8,95	63,29		
Horiz.	Prof. (cm)	Areia						Silte	Argila	Classe	Relação
		AMG	AG	AM	AF	AMF	total				
Ap(*)	0-20	-	-	-	-	-	84	4	12	Are	-
AB(*)	20-40	-	-	-	-	-	76	4	20	MedA	-
Bw	120	0,02	0,5	18,4	6,77	2,08	70,3	2	27,7	MedA	0,07

(*) os horizontes Ap e AB foram classificados para fins de fertilidade. (**) o horizonte Bw foi classificado para fins de classificação e suas unidades são mmol_ckg⁻¹.

Descrição geral - São Paulo

Perfil 1

Data: 23/03/2011

Classificação: Latossolo Vermelho-amarelo distrófico típico, textura médio-argiloso

Localização, município, estado e coordenadas: Teodoro Sampaio (São Paulo) 22°29'3,005"S e 52°50'5,269"W

Situação, declive e cobertura vegetal sobre o perfil:

Altitude: 330 m

Litologia: Arenito quartzoso

Formação geológica: Grupo Caiuá

Cronologia: Era: Mesozóico Período: Cratáceo época superior

Pedregosidade: Ausente

Rochosidade: Não rochosa

Relevo local: suave ondulado

Relevo regional: suave ondulado e plano

Erosão: moderada

Drenagem: Bem drenado

Uso atual: Pastagem

Clima: Cfa, da classificação köppen

Descrito e coletado por: Leonardo Anchieta e Osmar Bazaglia Filho

Descrição morfológica - São Paulo

A1 0-10 cm, (2,5 YR 4/3) estrutura prismática (compactação), grau moderado, friável a muito friável; plana e difusa.

AB 10-25 cm

B 120 cm+, 2,5 YR 4/3; moderado, médio blocos sub-angulares, cerosidade ausente; muito friável, ligeiramente pegajoso e não plástica.

Tabela 4 - Descrição dos solos do experimento localizado no Paraná (Latossolo Vermelho distrófico típico muito argiloso). MA = muito argiloso.

Horiz.	Prof. (cm)	Cor	pH			MO (g kg ⁻¹)	K	Ca	Mg	Al
			H ₂ O	KCl	CaCl ₂					
Ap(*)	0-20	2,5YR 3/3	-	-	4,8	35	2,3	32	22	2
AB(*)	20-40	-	-	-	4,5	25	0,5	15	12	3
Bw(**)	120	2,5YR 3/6	5,19	4,23	4,38	14,35	1,76	3	2	25,1
Horiz.	Prof. (cm)	H+Al	SB	T	RC	CTC efetiva	P (Mehlich)	V (%)	m (%)	
Ap(*)	0-20	47	56,3	105,3	77,73	58,3	30(*)	55	3	
AB(*)	20-40	52	27,5	82,5	40,66	30,5	0,5(*)	35	10	
Bw(**)	120	64,6	6,76	96,46	43,93	31,86	2,7	7	78,93	
Horiz.	Prof. (cm)	Areia					Silte total	Argila total	Classe textural	Relação Silte/Argila
		AMG	AG	AM	AF	AMF				
Ap(*)	0-20	-	-	-	-	-	11	72	MA	0,26
AB(*)	20-40	-	-	-	-	-	13	75	MA	0,17
Bw(**)	120	0,27	0,73	2,6	3,5	0,78	20,5	72,53	MA	0,09

(*) os horizontes Ap e AB foram classificados para fins de fertilidade. (**) o horizonte Bw foi classificado para fins de classificação e suas unidades são mmol_ckg⁻¹.

Figura 1 - Perfil de solo e vista geral da área no Paraná.

Descrição geral - Paraná

Perfil 2

Data: 22/03/2011

Classificação: Latossolo Vermelho distrófico típico muito argiloso

Localização, município, estado e coordenadas: Carambeí (Paraná) 24° 55' 4,857''S e 50° 17' 44,18''.

Situação, declive e cobertura vegetal sobre o perfil:

Altitude: 830 m

Litologia: Sedimentos siltico-argilosos intercalados com finas camadas de arenitos

Material originário: Migmatito

Pedregosidade: Ausente

Rochosidade: Não rochosa

Drenagem: Bem drenado

Uso atual: Plantio direto

Clima: Cfa, classificação Köppen

Descrito e coletado por: Leonardo Anchieta e Osmar Bazaglia Filho

Descrição morfológica - Paraná

A1 0-10 cm (2,5YR 3/3); moderado, granular; firme, muito pegajoso e muito plástico.

AB 10-30 cm transição plana e gradual

B 120 cm + bruno-avermelhado-escuro (2,5 YR 3/6); moderado, blocos sub-angulares, cerosidade ausente; friável, muito plástico e muito pegajoso.

ANEXO B

GOIÁS 0-20 cm - A

Figura 1 - Análise da dependência espacial para os atributos químicos dos solos sem dependência espacial pela técnica dos envelopes, GO de 0-20 cm.

GOIÁS 0-20 cm - B

Figura 2 - Análise da dependência espacial para os atributos químicos dos solos sem dependência espacial pela técnica dos envelopes, GO de 0-20 cm.

GOIÁS 20-40 cm - A

Figura 3 - Análise da dependência espacial para os atributos químicos dos solos sem dependência espacial pela técnica dos envelopes, GO de 20-40 cm.

GOIÁS 20-40 cm - B

Figura 4 - Análise da dependência espacial para os atributos químicos dos solos sem dependência espacial pela técnica dos envelopes, GO de 20-40 cm.

PARANÁ 0-20 cm - A

Figura 5 - Análise da dependência espacial para os atributos químicos dos solos sem dependência espacial pela técnica dos envelopes, PR de 0-20 cm.

PARANÁ 0-20 cm - B

Figura 6 - Análise da dependência espacial para os atributos químicos dos solos sem dependência espacial pela técnica dos envelopes, PR de 0-20 cm.

PARANÁ 20-40 cm

Figura 7 - Análise da dependência espacial para os atributos químicos dos solos sem dependência espacial pela técnica dos envelopes, PR de 20-40 cm.

SÃO PAULO 0-20 cm - A

Figura 8 - Análise da dependência espacial para os atributos químicos dos solos sem dependência espacial pela técnica dos envelopes, SP de 0-20 cm.

SÃO PAULO 0-20 cm - B

Figura 9 - Análise da dependência espacial para os atributos químicos dos solos sem dependência espacial pela técnica dos envelopes, SP de 0-20 cm.

SÃO PAULO 20-40 cm

Figura 10 - Análise da dependência espacial para os atributos químicos dos solos sem dependência espacial pela técnica dos envelopes, SP de 20-40 cm.