

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA  
INSTITUTO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS  
CURSO DE AGRONOMIA**

**LEONARDO DE OLIVEIRA MACHADO**

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO EM ÁREAS  
SOB SISTEMA DE PLANTIO CONVENCIONAL**

**Uberlândia – MG  
Outubro – 2006**

**LEONARDO DE OLIVEIRA MACHADO**

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO EM ÁREAS  
SOB SISTEMA DE PLANTIO CONVENCIONAL**

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao curso de Agronomia, da Universidade Federal de Uberlândia, para obtenção do grau de Engenheiro Agrônomo.

Orientador: Regina Maria Quintão Lana

**Uberlândia – MG  
Outubro – 2006**

**LEONARDO DE OLIVEIRA MACHADO**

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO EM ÁREAS  
SOB SISTEMA DE PLANTIO CONVENCIONAL**

Trabalho de conclusão de curso apresentado  
ao curso de Agronomia, da Universidade  
Federal de Uberlândia, para obtenção do  
grau de Engenheiro Agrônomo.

Aprovado pela Banca Examinadora em 18 de outubro de 2006

---

Profª Drª Regina Maria Quintão Lana  
Orientador

---

Prof Dr Ednaldo Carvalho Guimarães  
Membro da Banca

---

Profª Mestre Zilda Corrêa de Lacerda  
Membro da Banca

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a conclusão deste trabalho primeiramente a Deus, o qual me deu saúde e força. Devo agradecimentos aos meus pais, os quais me deram a vida e me apoiaram e me direcionaram, aos alunos do curso de Agronomia da Universidade Federal de Uberlândia, que me ajudaram na realização desta monografia: Luis Antônio, Carla, Leandro e João. A minha orientadora, autora intelectual deste trabalho, Doutora Regina Maria Quintão Lana. A todos os técnicos administrativos, em especial aos amigos do Laboratório de Análise de Solo e Fertilizantes da UFU. A todos o meu muito obrigado.

## RESUMO

A variabilidade espacial de atributos químicos de solo foi avaliada em uma lavoura comercial cultivada sob sistema plantio convencional, em Uberlândia (MG), no ano de 2004. O experimento foi a fazenda Santa Rosa, sendo o solo da propriedade classificado com Latossolo Vermelho, textura muito argilosa (680 g kg<sup>-1</sup> argila). O objetivo foi avaliar a distribuição e a dependência espacial dos atributos químicos do solo em duas lavouras sob sistema plantio convencional. Para isso, coletaram-se dados do solo, dispostos segundo uma malha de 121 pontos amostrais, espaçados 50 m, analisados por meio da geoestatística, em três profundidades sendo 0-10, 10-20 e 0-20 cm. Determinou-se pH do solo em água; fósforo e potássio disponíveis; cálcio, magnésio e alumínio trocáveis; H + Al; boro; cobre; ferro, manganês; zinco; enxofre e matéria orgânica. Calculou-se saturação por bases (V%), CTC total (T), CTC efetiva (t) e soma de bases (SB). Os dados foram avaliados por estatística descritiva e pela análise de dependência espacial, com base no ajuste de semivariogramas. Na estatística descritiva observa-se que, os atributos fósforo, potássio, soma de bases e enxofre apresentaram grandes diferenças entre os valores da média e mediana. A maioria das variáveis apresentou coeficientes de assimetria positivos e o maior coeficiente de variação foi encontrado para o fósforo e o menor foi encontrado para a variável pH em água. Estes resultados mostram que há uma facilidade de se aplicar a geoestatística nos atributos químicos estudados. A análise geoestatística, efetuada por meio dos semivariogramas, mostrou que a maioria dos atributos estudados apresenta dependência espacial. Um parâmetro importante no estudo dos semivariogramas é o alcance, o menor valor de alcance foi de 39m para o pH em água, na profundidade de 10-20 cm e o maior foi para a magnésio na profundidade e 10-20cm 489 m. Em relação ao grau de dependência espacial dos atributos em estudo na profundidade de 0-10 cm, houve a predominância de dependência espacial moderada nas três profundidades, apenas o atributo H+Al apresentou fraca dependência. Nos atributos que mostraram dependência espacial, ajustou-se ao modelo exponencial a maioria dos atributos químicos (10 atributos) seguido do modelo de Gauss (9 atributos). O modelo esférico foi o que menos ajustado (3 atributos).

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	6
2 REVISÃO DE LITERATURA	10
2.1 Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo	10
2.2 Geoestatística	11
2.2.1 Histórico	11
2.2.2 Aplicações	12
2.3 Interpolação de dados	13
2.4 Krigagem	13
2.5 Mapas de fertilidade	14
2.6 Agricultura de precisão	15
2.7 Sistema de manejo convencional	17
3 MATERIAL E MÉTODOS	19
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	24
REFERÊNCIAS	46

## 1 INTRODUÇÃO

O planeta terra atingiu no ano de 1830 1 bilhão de habitantes, depois de 100 anos atingiu 2 bilhões, com mais 30 anos atingiu 3 bilhões e no ano 2000 atingiu 6,5 bilhões de habitantes, para o ano 2025 espera-se a marca de 8,5 bilhões (LOPES, 1998). Para que este crescente número de pessoas sejam alimentadas, estima-se que seriam necessários um aumento de 60 % da produtividade e incorporação de 200 milhões de novos hectares ao processo produtivo. A obtenção de uma ou de ambas as alternativas são incertas e dependentes da evolução da pesquisa agropecuária.

A falta do adequado conhecimento sobre os diferentes ecossistemas, com a conseqüente utilização de tecnologias inadequadas, tem contribuído para a perda de competitividade econômica do setor agrícola, bem como para a degradação ambiental. Os compromissos assumidos ao nível do desenvolvimento sustentável, obrigam a adoção de tecnologias avançadas, com o objetivo de diminuir as diferenças entre as produtividades experimental e real, não obstante as particularidades dos diferentes agroecossistemas.

Os solos do cerrado, maior fronteira agrícola hoje existente, caracterizam-se por apresentarem boas características físicas, porém, com limitações por acidez elevada, baixa fertilidade, elevados teores de Al tóxico e baixa CTC. Segundo Rosa et. al. (2003) quando se fala em solos de cerrado, há quase uma sinonímia com Latossolos ácidos e pobres, possivelmente, por serem os mais freqüentes e os mais utilizados (KER et al., 1992)

O solo, por ser um corpo tridimensional formado pela ação de vários fatores e processos, apresenta uma variação de suas características ao longo da paisagem. Sendo assim, existe variabilidade tanto nas características visíveis de campo, como topografia, cor e vegetação, como nas características químicas ( CTC, pH, m%, etc.). Se esta variabilidade espacial de atributos químicos puder ser medida e registrada, estas informações poderão ser usadas para otimizar as aplicações de fertilizantes em cada ponto, aumentando a produtividade e diminuindo o problema ambiental.

Neste contexto, deve-se levar em consideração esta variabilidade nos diversos processos produtivos aplicados na agricultura, inclusive no que se refere à transferência das tecnologias geradas pela pesquisa agrícola (MANZATTO et al, 1999).

Na agricultura brasileira, atualmente, grandes áreas são enfocadas como homogêneas, onde a necessidade média para a aplicação dos insumos promove a aplicação de doses iguais de fertilizantes, desconsiderando a variabilidade espaço-temporal, podendo sobrecarregar um gleba que é fértil e não atingir níveis ótimo para uma alta produtividade em outras glebas

deficientes. Como conseqüência há um desbalanço no uso de fertilizantes, comprometendo o rendimento das lavouras e aumentando o custo de produção. Esta condição pode ocasionar uma queda na produção da área e um maior impacto ambiental.

Existem áreas no campo onde a uniformidade do solo pode ser usada para que a densidade de amostras seja menor do que em outras que apresentam maior variabilidade nas propriedades do solo. A possibilidade de conhecer quais atributos do solo podem ser melhor representativos para uma determinada área e a custos baixos para aplicabilidade pelo agricultor é ainda um grande desafio. Conhecer a distribuição espacial das propriedades físicas, químicas ou biológicas do solo ao longo de uma determinada área, pode ser muito útil na prática de agricultura de precisão, já que conhecendo estes atributos e a forma como eles são distribuídos espacialmente possibilita a aplicação adequada de um determinado insumo apenas no local e na quantidade que se fizer necessária.

Ao contrario da agricultura tradicional, a agricultura de precisão prioriza a variabilidade espacial e temporal das necessidades de aplicação de insumos durante todo o processo produtivo. Para que este sistema tenha sucesso, são necessárias a utilização de tecnologias avançadas e a obtenção e interpretação da maior quantidade de informações possíveis sobre o processo.

Malzer (1996), destaca duas motivações que induzem à agricultura de precisão. Uma diz respeito à preservação do meio ambiente, onde se deseja que cada vez mais se reduzam as quantidades de fertilizantes e defensivos agrícolas. A outra diz respeito à margem de lucro cada vez menor, o que faz com que se deseje diminuir a quantidade de insumos necessários ao processo produtivo, principalmente fertilizantes. A utilização desta técnica nos EUA atingiu uma área de 10 milhões de hectares em 1997, confirmando que a sua utilização em lavouras de alta produtividade é bastante promissora (PENTEADO, 1998). Financeiramente, McGraw (1994) observou que em 48 de um total de 50 propriedades cultivadas com milho, os ganhos com o manejo georeferenciado da fertilidade do solo variam de 5 a 100 US\$ ha<sup>-1</sup>.

Um sistema agrícola que adote a filosofia de agricultura de precisão requer três subsistemas, um sensoriamento (levantamento dos dados), um gerenciamento (tomada de decisão) e outro de controle (manipulação dos dados). Embora todos sejam imprescindíveis, o sensoriamento constitui o mais importante deles (SHULLER, 2000).

Sendo assim, o estudo da variabilidade espacial, com a finalidade de sensoriamento da área, se torna parte essencial da agricultura de precisão. Pode-se, ainda, esperar que a eficiência de um processo altamente organizado tende a aumentar com o decorrer do tempo e à medida que mais dados sobre o mesmo sejam agregados

A intensidade e a profundidade de amostragem não podem ser definidas apenas pela análise estatística, já que se deve considerar o histórico do local, sistema de cultivo e a cultura a ser implantada. Segundo Orlando Filho e Rodella (1983), aproximadamente 80 a 85% do erro total nos resultados usados na recomendação de fertilizantes e corretivos é decorrente da amostragem no campo, o restante 15 a 20% são atribuídos aos trabalhos de laboratório. Daí a necessidade de um plano amostral adequado. Raij (1991) constatou que o erro diminui rapidamente à medida que aumenta o número de pontos amostrados.

De modo geral, no Brasil recomenda-se a retirada de 10 a 30 amostras simples para formar uma composta, em áreas não muito maiores que 15 a 20 hectares, em função da uniformidade do terreno, do manejo de solo e da cultura a ser implantada. Em técnicas de agricultura de precisão, esses números podem ser bem superiores variando de 2 a 13 amostras por hectare (WOLLENHAUPT; WOLKOWSKI, 1994). Segundo os mesmos autores, o custo de amostragem aumenta significativamente com densidades de amostragem maiores que 2 por hectare. No entanto, a precisão dos mapas de disponibilidades é maior a medida em que se aumenta a concentração de amostras por área, ou seja, há uma relação diretamente proporcional entre o número de amostras e a precisão que se deseja nos mapas.

Os princípios básicos da experimentação, estabelecida por meio do método estatístico clássico, consideram que a variabilidade do solo ocorre de forma inteiramente aleatória, admitindo-se que seus atributos apresentem uma distribuição de frequência normal. (SANTOS; VASCONCELOS, 1987). Entretanto, os atributos do solo apresentam intensa dependência espacial, necessitando, portanto, de uma análise geoestatística.

A geoestatística, ferramenta estatística utilizada para estudar a variabilidade espacial, possibilita a interpretação dos resultados com base na estrutura da variabilidade natural dos atributos avaliados, considerando a dependência espacial dentro do intervalo de amostragem.

É inegável o benefício proporcionado pelo sistema plantio direto. Porém, não é possível sua implantação imediata em todas as propriedades, pois problemas de fitossanidade, dentre outros, inviabiliza o projeto.

Sendo assim, o sistema de cultivo convencional é uma opção para tais propriedades que apresentam estes problemas. Os benefícios fitotécnicos não devem ser esquecidos, tais como, menor compactação do solo e uma melhor distribuição de nutrientes no solo, que são vantagens trazidas com o sistema convencional de cultivo.

Contudo, e inteiramente justificado a implantação de novas tecnologias no sistema convencional de plantio, com a finalidade de melhorar ainda mais a produtividade de propriedades que utilizam tal sistema.

Sendo assim, o objetivo deste trabalho consiste em caracterizar a variabilidade espacial de atributos químicos, pelo estudo de alcance da dependência espacial com seu modelo de variação e o tipo de distribuição de frequência, em um solo sob sistema de cultivo convencional.

## **2 REVISÃO DE LITERATURA**

### **2.1 Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo**

O estudo da variabilidade espacial pode ser feito em grandes áreas, abrangendo diversos tipos de solos (BERG; KLAMT, 1997; COUTO et al., 2000), e em áreas menores (ALBUQUERQUE et al., 1996; SOUZA et al., 1998; OLIVEIRA et al., 1999; BERTOLANI; VIEIRA, 2001).

O conhecimento da variação espacial de atributos de solo e de planta pode contribuir para o planejamento e otimização na condução de experimentos, bem como para o planejamento de lavouras comerciais, objetivando a agricultura de precisão (SILVA, 2003).

A variabilidade espacial, horizontal e vertical, de diversas propriedades do solo é dependente de fatores de formação do solo e fatores relacionados com o manejo do solo (SOUZA et al., 2001). Áreas pedologicamente idênticas podem apresentar variabilidade distinta em atributos, quando submetidas às diferentes práticas de manejo. Da mesma forma, áreas pedologicamente diferentes, quando submetidas ao mesmo manejo, podem apresentar-se semelhantes em seus atributos. Os diferentes manejos do solo podem alterar diversos atributos do solo, dentre os quais: químicos, físicos, mineralógicos e biológicos, com impacto principalmente nas camadas arável do solo.

O conhecimento da distribuição espacial dos atributos do solo em determinada área é importante para o refinamento das práticas de manejo e avaliação dos efeitos da agricultura sobre a qualidade ambiental (CAMBARDELLA et al., 1994), assim como é importante para a definição da intensidade de amostragem do solo para sua caracterização, possibilitando, dessa maneira, reduzir o erro-padrão da média, maximizando a eficiência da amostragem, e reduzir os custos e mão-de-obra do trabalho.

Portanto, conhecer a variabilidade espacial de atributos do solo que controlam a produtividade das culturas e os riscos de contaminação do ambiente e investigar as causas dessa variabilidade são fatores importantes em um sistema de produção que vise sustentabilidade por meio do manejo regionalizado de insumos e práticas agrícolas, como é o sistema de agricultura de precisão (CORA et al., 2004)

## 2.2 Geoestatística

### 2.2.1 Histórico

Por muitos anos presumiu-se que, para um determinado tipo de solo, as propriedades físicas e químicas relacionadas a determinada profundidade poderiam ser expressas através da média e da variância, a partir de um número suficientemente grande de amostras (COUTO; KLAMT, 1999). Esse tipo de enfoque, baseado na estatística clássica, supõe que a variabilidade de determinada propriedade não contém referência à distribuição espacial das diferenças, dentro de uma mesma mancha de solo (TRANGMAR et al., 1985). Porém, a variabilidade espacial é uma preocupação antiga. Smith em 1910, que estudou a disposição de parcelas no campo em experimentos de variedades de milho, numa tentativa de eliminar o efeito de variações no solo. Montgomery em 1913, elaborou um experimento com 224 parcelas nas quais mediu o rendimento de grãos. E assim, vários outros, como Robinson e Lloyd, em 1915 e Pendleton, em 1919, estudaram erros em amostragens e diferenças em solos de mesmo grupo. Waynick, em 1918, estudou a variabilidade espacial de nitrificação no solo. Waynick e Sharp, em 1919, estudaram o nitrogênio total e carbono no solo, todos com grande intensidade de amostras, nos mais variados esquemas de amostragem, mas sempre com a preocupação de caracterizar ou conhecer a variabilidade. Numa tentativa de encontrar uma maneira única de analisar uma vasta coleção de dados, Harris utilizou uma equação muito semelhante à que hoje conhecemos como variância de blocos, em 1920. Esses experimentos, entretanto, não tiveram continuidade no tempo, principalmente pela adoção da amostragem casualizada, que despreza coordenada geográfica, junto com a distribuição normal de freqüências, assumindo a independência entre as amostras e assumindo o uso da média e do desvio padrão para representação do fenômeno. Estes conceitos da estatística clássica podem ser encontrados nos trabalhos de Fisher (1956) ou Snedecor e Cochran (1967).

Segundo Takeda (2000), quando D. G. Krige em 1951 estudou, na África do Sul, dados de concentração de ouro concluiu que não observando as distâncias entre as amostras, não haveria explicação para as variâncias. Nessas minas de ouro, a variância dos teores aumentou continuamente com o aumento da dispersão no campo. A teoria desenvolvida partir das observações de Krige, pelo matemático francês G. Matheron, de 1963 a 1971, foi chamada de Teoria das Variáveis Regionalizadas, sendo a base da geoestatística (ISAACS; SRIVASTAWA, 1989). Matheron definiu variável regionalizada como uma função espacial numérica, que varia de um local para outro, com uma continuidade aparente e cuja variação

não pode ser representada por uma função matemática simples. Essa continuidade ou dependência espacial pode ser estimada através do variograma.

### **2.2.2 Aplicações**

A aplicação da Geoestatística em casos onde os dados são distribuídos espacialmente estendeu-se a diversos campos da ciência. Journel e Huijbregts (1978) citam a definição apresentada por Matheron em 1962, “*Geoestatística é a aplicação do formalismo de funções aleatórias ao reconhecimento e predição de fenômenos naturais*”.

Primeiramente essa técnica foi aplicada em estudos de mineração, depois em hidrologia, (DELHOMME, 1976). Nos últimos tempos têm sido aplicada em muitos trabalhos que avaliaram a variabilidade, dependência, continuidade e representação espacial das propriedades químicas e físicas dos solos (BURGESS; WEBSTER, 1980; KIRDA et al., 1988; VIEIRA et al., 1992; VAN ES; VAN ES, 1993; e SHOUSE et al., 1995). Porém, poucas têm sido as aplicações da geoestatística em algumas áreas de química do solo (DAVIS et al., 1995), e mais restrita ainda é a sua aplicação na variabilidade espacial de microelementos (ZHANG et al., 1995). Seu uso estende-se ainda a estudos de sensoriamento remoto (ROSSI et al., 1994) e mapeamento de solos (KRAVCHENKO; BULLOCK, 1999).

Em busca do equilíbrio entre insumos aplicados e práticas agrícolas com atributos do solo e necessidades das plantas, deve-se considerar que esses atributos variam no espaço em diferentes escalas. Na natureza, todas as variáveis são contínuas em alguma escala. Quando se efetua uma amostragem no campo, espera-se que, de alguma maneira, as medições tomadas representem aquela variável no domínio amostrado. Por isso ferramentas adequadas de análise e representação de dados espaciais devem ser utilizadas para se certificar quão bem as amostragens representam a variável amostrada. Essa ferramenta é o variograma (VIEIRA et al., 1983).

### **2.3 Interpolação de dados**

Na elaboração de mapas, espaços que não foram amostrados seja por impedimentos físicos, econômicos, disponibilidade de ferramentas ou qualquer outra razão, podem ser estimados por diversos processos matemáticos e computacionais. Vieira (2000) tomou como idéia geral que na natureza, todas as variáveis são contínuas em alguma escala. Quando se efetua uma amostragem no campo, espera-se que, de alguma maneira, as medições tomadas

representem aquela variável do domínio amostrado. Ferramentas apropriadas devem ser utilizadas para se certificar quão bem as amostragens representam a variável amostrada.

Diversos são os métodos de interpolação contidos em sistemas de informações geográficas, através de interpolação linear, ajustando polinômios bidimensionais, chamados superfície de tendência. Entretanto, a forma na qual os dados variam de um local para outro no campo não tem, necessariamente, que seguir equações lineares ou polinômios. Conhecido o semivariograma das variáveis envolvidas e havendo dependência espacial entre as amostras, pode-se utilizar métodos que descrevem mais fielmente a variabilidade presente no solo. Os métodos de interpolação geoestatísticos são a krigagem e a cokrigagem.

## **2.4 Krigagem**

A krigagem é o método de interpolação em geoestatística, sendo utilizada para obtenção de mapas espaciais de parâmetros do solo, a partir de amostragens (MARQUES JÚNIOR; CORÁ, 1998). O termo krigagem foi uma homenagem de Matheron a Krige, ao desenvolver o método em 1963. Através dele pode-se atingir um dos objetivos centrais dos estudos sobre variabilidade espacial, que é obter, a partir de observações pontuais, informações para grandes áreas de terra, tais como de cultivo, baseadas nas observações da variável a ser estimada em locais não amostrados (STEIN, 1995; VOLTZ et al., 1997; citados por COUTO; KLAMT, 1999).

Trata-se de um estimador linear ponderado que calcula o valor dos pesos pela estimativa da estrutura espacial da distribuição das variáveis, representadas por um semivariograma experimental. Os pesos são variáveis de acordo com a variabilidade espacial expressa no semivariograma, sendo nada mais que uma média móvel ponderada, tornando-se um interpolador ótimo pela maneira como os pesos são distribuídos. Mas para que o estimador seja ótimo, ele não pode ser tendencioso e deve ter variância mínima. A condição de não tendência significa que, em média, a diferença entre valores estimados e medidos para o mesmo ponto deve ser nula. A condição de variância mínima significa que, embora possam existir diferenças ponto por ponto entre o valor estimado e o medido, essas diferenças devem ser mínimas. Essa interpolação estatística é essencialmente idêntica a regressão linear múltipla, com algumas diferenças quanto ao uso das matrizes utilizadas para resolver os sistemas (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989).

Rossi et al. (1994) distinguiram a krigagem dos outros métodos tradicionais de interpolação, como o método do inverso da distância, triangulação e média das amostras locais, através de três características. Primeiro, a krigagem pode fornecer uma estimativa que é maior ou menor do que os valores da amostra, sendo que as técnicas tradicionais estão restritas a faixa de variação das amostras. Isso se deve ao peso atribuído pela krigagem às amostras, descrito em Wackernagel (1995) como “*screen effect*”. Segundo, enquanto os métodos tradicionais usam distâncias Euclidianas para avaliar as amostras, a krigagem tem vantagem por usar distância e geometria (relação de anisotropia) entre as amostras. Por último, diferente dos métodos tradicionais, a krigagem leva em conta a minimização da variância do erro esperado, por meio de um modelo empírico da continuidade espacial existente ou grau de dependência espacial com a distância ou direção, isto é, através do semivariograma, covariograma ou correlograma.

Mapas de isolinhas ou contornos das variáveis em estudos podem ser confeccionados a partir dos valores interpolados com melhor precisão, já que envolvem a análise do semivariograma para as estimações. Segundo Gotway et al. (1996), a precisão dos mapas gerados pelo interpolador depende de vários fatores como densidade de amostragem, configuração da amostragem e método de interpolação-predição utilizados, concluindo que a krigagem e o método do inverso da distância são os métodos que melhor se encaixam aos mais variados conjunto de dados, sendo que o último não leva em consideração parâmetros de dependência espacial. Dentre os tipos de krigagem existentes, o mais usado comumente é a krigagem ordinária (KO), que considera a média local dos valores, que na krigagem simples (KS) é considerada como uma média global, exigindo que a soma dos pesos seja igual a 1.

## **2.5 Mapas de fertilidade**

Com o emprego da interpolação de dados, a evolução da ciência da computação e sistemas de informação geográfica, abriu-se uma porta para manipulação de dados em curto espaço de tempo, não havendo mais necessidade de agrupamento de dados em classes, sendo estes elaborados automaticamente em mapas de isolinhas (MCBRATNEY; DE GRUIJTER, 1992, BURROUGH et al., 1997 e MCBRATNEY; ODEH, 1997).

Os resultados de coletadas e análises de solo são usados para gerar mapas da fertilidade. Kuhar (1997) cita que geralmente é feito um mapa para cada propriedade do solo. Métodos matemáticos, como a krigagem e cokrigagem, por exemplo, se encarregam de ajustar

as áreas entre as amostras criando mapas mais similares aos níveis de nutrientes no solo, levando em conta a variabilidade espacial. Assemelha-se muito à confecção de mapas topográficos ou de elevação, usando pontos para mensuração e sendo representados por isolinhas ou linhas de contorno. Esses mapas perdem a malha regular das células dos grids de amostragem e a área divide-se em pequenas áreas irregulares referentes as mesmas fertilidades (linhas de isofertilidade). A interpretação destes mapas nem sempre é simples, pois muitas vezes as propriedades em estudo apresentam estruturas espaciais de difícil compreensão, o que torna a tomada de decisão mais complicada. Reetz Jr. (2000) obteve mapas de fósforo em diferentes escalas a partir do tamanho de grid de amostragem utilizado. Finke (1993) interpolou valores de nitrogênio por krigagem dijuntiva, conseguindo estudar o comportamento do nutriente em diversos tipos de manejo. White e Zasoski (1999) relataram a importância de se mapear a fertilidade do solo para obter um suporte quantitativo no balanço nutricional do solo. Mapas contendo o estado de fertilidade em uma determinada área são usados em agricultura de precisão fundamentalmente, para determinação dos mapas finais de aplicação de fertilizantes à taxa variável.

## **2.6 Agricultura de precisão**

Na agricultura tradicional não há muita preocupação em saber se havia variação dentro de uma mesma área, se esta variação não era passível de identificação e manejo de modo viável, técnica e economicamente, mesmo sabendo da sua existência há muito tempo. Porém, com a informatização da atividade agrícola, passou-se a poder gerenciar os processos de produção, visando maximização dos lucros e minimização na aplicação de insumos e no impacto ambiental e este é o principal objetivo da agricultura de precisão, assim como Balastreire (1999) apontou, que para se ter uma redução final do custo do produto, é necessário a realocação de pontos de baixo potencial produtivo para outros com maior potencial, para aumento da produtividade da área considerada sem aumento na quantidade de insumos; ou pela redução na quantidade de insumos de pontos de baixo potencial e transferência de parte dessa redução para os pontos de alto potencial, para redução da quantidade total de insumos sem aumento da produtividade da área considerada.

A variabilidade dos solos tem sido abordada pela classificação numérica, por métodos de estatística multivariada, classificação contínua (fuzzy), geoestatística, métodos de fractais, morfologia matemática e teoria do caos (BURROUGH et al., 1994). Embora estes métodos estatísticos permitam inferir sobre a variabilidade do solo (vertical e horizontal), a

dependência espacial entre as amostras somente pode ser modelada através da geoestatística (WEBSTER, 1985). A geoestatística tem-se mostrado de grande utilidade na ciência do solo para caracterizar e mapear a variação espacial das propriedades do solo. O estudo da variabilidade espacial das propriedades químicas e físicas dos solos é particularmente importante em áreas onde esse está submetido a diferentes manejos, pois a análise geoestatística pode indicar alternativa de manejo não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo na produção das culturas (TRANGMAR Et al., 1985), mas também para aumentar a possibilidade de se estimarem respostas dos atributos do solo em função de determinadas práticas de manejo (OVALLES; REY, 1994).

Mas porque essas áreas, via de regra, contêm um complexo arranjo de solos e paisagens, uma extensiva variabilidade espacial nas propriedades do solo e na produtividade das culturas, é uma regra e não uma exceção (MARQUES JÚNIOR; CORÁ, 1998). Os autores afirmaram ainda que sistemas baseados apenas em análises químicas de solo poderiam experimentar um insucesso se os fatores limitantes principais fossem, por exemplo, disponibilidade de água, aeração do solo ou competição por plantas daninhas.

O mapeamento de diversos fatores aliado ao conhecimento prévio da área e suas características, pode resultar no sucesso de um sistema de agricultura de precisão. Fekete (1996) afirmou que um sistema de aplicação de fertilizantes e corretivos a taxa variável é baseado no mapa da área, amostragem de solo e mapas dos níveis de nutrientes encontrados, determinando assim mapas de doses de aplicação. O manejo específico do campo estende-se ainda a aplicação localizada de defensivos, baseados em mapeamentos de plantas invasoras, por exemplo, estendendo-se também a pragas e doenças. Paralelo a isso, o sistema pode estender-se ainda à semeadura controlada, visando variação da população de plantas, profundidade de semeadura e localização de cultivares, controle localizado da intensidade de preparo do solo, a partir de mapas de compactação do solo e mapas de produtividade das culturas obtidos na operação da colheita realizada com equipamentos apropriados.

O suporte à tomada de decisão, previsões para próximas safras e adoção de novas técnicas envolvem esse ciclo que se repetirá ano após ano, funcionando como um histórico digital da área, de grande valor agrônomo. Estudos preliminares sobre a adoção ou não do sistema de agricultura de precisão são indispensáveis, uma vez que envolvem altos investimentos, mas quando a resposta for positiva os ganhos são indiscutíveis.

## 2.7 Sistema de manejo convencional

No sistema de cultivo convencional a utilização de máquinas agrícolas e implementos destina-se a incorporação do calcário, adubos, resíduos orgânicos, produzir qualidade do ambiente do solo para germinação e desenvolvimento inicial da planta e melhoria na infiltração e trocas gasosas. Contudo, a utilização intensiva e continuada da movimentação de máquinas e implementos, sobre o solo, provoca diversas alterações físicas, como a diminuição da porosidade, a distribuição do tamanho dos agregados, a estabilidade estrutural do solo, além de destruir os canalículos provocados pelo sistema radicular e da atividade biológica. Essas alterações poderão dificultar a entrada de água no solo, propiciando maior escoamento superficial, atuando como facilitador da erosão (FUCHS et al., 1994 e RHEINEIMER et al., 2000).

Segundo Eltz et al., (1989) e Muzilli, (1983) o preparo do solo influi na distribuição de nutrientes, como Ca, Mg, K, P e outros no perfil do solo. No solo, sob preparo convencional, observa-se uma distribuição uniforme de todos os nutrientes na camada arável, enquanto que no plantio direto ocorre acúmulo nos centímetros superficiais decorrente da aplicação dos fertilizantes, mineralização da matéria orgânica e da maior CTC dessa camada (BAYER; BERTOL, 1999; DE MARIA et. al., 1999).

Segundo Alvarenga et al. (1999), a maior intensidade de atividade biológica ocorre na camada superficial do solo. Sua exposição aos processos erosivos, com remoção de material devido ao uso e/ou manejo inadequados, provoca redução de sua qualidade. Habte (1989) verificou que a perda de superfície do solo acima de 7,5 cm promove a diminuição no número de propágulos ativos de fungos micorrízicos arbusculares, reduzindo conseqüentemente, a taxa de colonização radicular. O teor de carbono e biomassa microbiana são também influenciados pelo tipo de uso da terra, sendo importantes indicadores da alteração imposta pelo cultivo do solo (CATTELAN; VIDOR, 1990; DE- POLLI E GUERRA, 1996).

Conquanto possa proporcionar, ao menos temporariamente, condições favoráveis ao crescimento e à produção agrícola, o preparo intensivo do solo e a movimentação de veículos e de máquinas, geralmente pesados, nas áreas de uso agrícolas intensivos, tem contribuído para formação de camadas compactadas no solo, constituindo fator negativo à produção e favorável a erosão (ALVARENGA, 1993; CARVALHO JÚNIOR., 1995 e BORGES et al., 1997).

Segundo Bauder et al. (1981) e Tormenta e Roloff (1996), a incorporação de calcário mediante aração e gradagens poderá provocar pulverização e compactação do solo pelo tráfego dos tratores e implementos. A compactação, na superfície ou em subsuperfície, motivada pela a freqüência de tráfego inclusive de colhedoras carregadas sobre o solo sem cobertura vegetal constitui um dos principais problemas. A impedância mecânica resultante dessa compactação interfere no ambiente de crescimento das raízes, reduzindo a produtividade e acelerando os processos erosivos.

### 3 MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi realizado na fazenda Santa Rosa (Figura 1), situada entre as coordenadas geográficas 18° 55' S e 48° 16' W, localizada no município de Uberlândia-MG, onde foram feitos o plantio do algodão para a produção de semente em sistema convencional de plantio. Antes deste cultivo havia milho e soja, em rotação, no sistema plantio direto na safra de verão e eventualmente milho “safrinha”, milheto e aveia na safra de inverno. Esta atividade vem sendo desenvolvida há pelo menos 10 anos, com exceção ao cultivo do algodão que é o primeiro ano de cultivo no sistema convencional de plantio. O solo é um latossolo vermelho, A moderado, textura argilosa 680 g Kg<sup>-1</sup>. O clima da região é do tipo Cwa, tropical úmido com estação seca, com verões quentes, tendência de concentração das chuvas nos meses de verão, segundo classificação de Köpen, com regime de chuva de aproximadamente 1200-1500 mm/ano.



Figura 1 - Vista aérea parcial da Fazenda Santa Rosa, Uberlândia - MG.

Na implantação do sistema plantio direto foi aplicado gesso agrícola e calcário, visando elevar a saturação por bases para 65%. A aplicação de calcário, nas safras seguintes, foi realizada à lanço na superfície, sem incorporação. A adubação de plantio para a cultura do algodão foi realizada na linha de plantio, na base de 40 kg ha<sup>-1</sup> de N, 150 kg ha<sup>-1</sup> de P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> e 80

kg ha<sup>-1</sup> de K<sub>2</sub>O, oito dias após o plantio foi aplicado 40 e 44 kg.ha<sup>-1</sup> de S kg.ha<sup>-1</sup>, vinte dias após o plantio foi aplicado 80 kg.ha<sup>-1</sup> K<sub>2</sub>O e 23 kg.ha<sup>-1</sup> de N, e por fim, cinquenta dias após o plantio foi aplicado 30 kg.ha<sup>-1</sup> de N e 30 kg.ha<sup>-1</sup> de K<sub>2</sub>O. De quinze em quinze dias foi feita a aplicação de fertilizantes foliares na cultura em questão.

A área foi amostrada com um grid retangular uniforme, tendo 50 por 50 m de distância entre um ponto de amostragem e outro totalizando 121 pontos. Em cada ponto de amostragem foram retiradas três amostras de solo. A coleta foi efetuada com enxadão e cada amostra foi retirada de maneira uniforme em volume e profundidade. Foi retirada uma amostra estratificadas em duas profundidades, de 0 a 10 cm e de 10 a 20 cm, e uma terceira amostra coletada de 0 a 20 cm, englobando as duas profundidades (Figura 2).

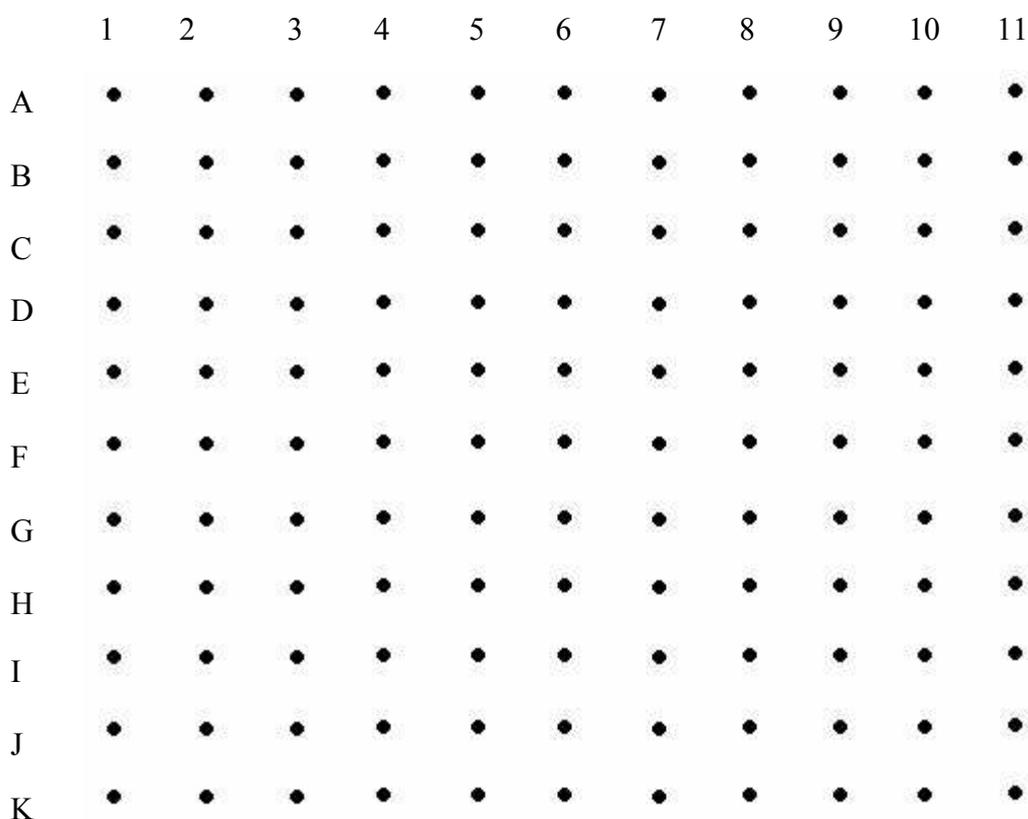


Figura 2 - Croqui do grid de amostragem da Fazenda Santa Rosa.

Após secagem, preparo e acondicionamento das amostras, estas foram submetidas as seguintes análises químicas de macronutrientes (fósforo, potássio, enxofre, cálcio e magnésio), teor de matéria orgânica, capacidade de troca catiônica (CTC), soma de base (SB), saturação por bases (V%), e de micronutrientes (boro, zinco, cobre, manganês e ferro). no Laboratório de análise de Solos e fertilizantes do Instituto de Ciências Agrárias da

Universidade Federal de Uberlândia, conforme metodologia mais apropriada: Ca - método de extração KCl 1 mol L<sup>-1</sup>); Mg - método de extração KCl 1 mol L<sup>-1</sup>; K disponível extraído por HCl 0,05 mol L<sup>-1</sup> + H<sub>2</sub>SO<sub>4</sub> 0,025 mol L<sup>-1</sup> (extrator Mehlich 1) e determinação no fotômetro de chamas; disponível extraído por HCl 0,05 mol L<sup>-1</sup> + H<sub>2</sub>SO<sub>4</sub> 0,025 mol L<sup>-1</sup> (extrator Mehlich 1) e determinação no espectrofotômetro UV- visível; SO<sub>4</sub><sup>2-</sup> por extração com fosfato monocálcico 0,01 mol L<sup>-1</sup> e determinação no espectrofotômetro UV-visível, utilizando o método do cloreto de bário descrito por Cantarella & Raij (1997); Al - método de extração KCl 1 mol L<sup>-1</sup> ; H+Al - método de determinação Ca(OAc)<sub>2</sub> pH 7,5; SB – Soma dos teores das bases (Ca, Mg e K) expressas em cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; CTC pH 7,0 calculada pela soma de bases + Acidez potencial (H+Al) ; V% calculado pela (soma de base dividido pela CTC pH 7,0) multiplicado por 100; B – metodologia da água quente; Cu, Fé, Mn, Zn - extraído por HCl 0,05 mol L<sup>-1</sup> + H<sub>2</sub>SO<sub>4</sub> 0,025 mol L<sup>-1</sup> (extrator Mehlich 1) (EMBRAPA, 1997).

Os resultados encontrados foram submetidos à análise estatística descritiva obtendo-se média, mediana, desvio padrão e coeficiente de variação.

A geoestatística foi utilizada para avaliar a variabilidade espacial dos atributos estudados, segundo Vieira et al., (1983). Para se fazer a análise geoestatística é necessário saber se há dependência espacial ou não dos atributos estudados, que pode ser verificada por meio do gráfico do semivariograma. O semivariograma é uma representação gráfica entre a semivariância  $\gamma(h)$  representada na coordenada “Y”, em função de uma determinada distância (h) representada na coordenada “X”. O semivariograma pode ser estimado pela seguinte equação:

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

onde  $N(h)$  representa o número de pares de valores medidos,  $Z(x_i)$  e  $Z(x_i + h)$ , separados por uma determinada distância (h). Os valores de Z podem ser qualquer um dos parâmetros estudados, enquanto os valores de  $x_i$  e  $x_i + h$ , são definidos de acordo com as posições dos pontos amostrais no campo.

Após o cálculo do semivariograma, os valores de semivariância  $\gamma(h)$  e da distância (h) serão dispostos em gráficos de dispersão, tendo como valores de Y, as semivariâncias, e de X, as distâncias. Neste gráfico deve-se ajustar uma função matemática, utilizando alguns parâmetros, a saber: efeito pepita ( $C_0$ ); é o valor da semivariância, quando a distância é igual a 0 (zero); patamar ( $C_0 + C_1$ ); a medida que a distância aumenta, também aumenta o valor da semivariância até a um valor máximo no qual ela se estabiliza, a distância na qual a

semivariância se estabiliza chama-se alcance (a) e é a distância limite de dependência espacial, que representa o raio de um círculo, onde os valores são tão semelhantes que se tornam correlacionados (Vieira, 1997).

Foram testados semivariogramas do tipo esférico, exponencial, Efeito Pepita Puro, linear com patamar e gaussiano.

Definidos  $C_0$  como efeito pepita,  $C_0 + C$  como patamar e  $a$  como alcance, os principais modelos de semivariograma utilizados na geostatística são:

i) Modelo Linear com patamar

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + \frac{C}{a}h & 0 \leq h \leq a \\ C_0 + C & h > a \end{cases}$$

ii) Modelo Esférico

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[ \frac{3}{2} \left( \frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] & 0 \leq h \leq a \\ C_0 + C & h > a \end{cases}$$

iii) Modelo Exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[ 1 - e^{-3(h/a)} \right] \quad 0 < h < d$$

iv) Modelo Gaussiano

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[ 1 - e^{-3(h/a)^2} \right] \quad 0 \leq h \leq d$$

v) Modelo sem patamar

$$\gamma(h) = C_0 + Ah^B \quad 0 < B < 2$$

Quando houver dependência espacial, ou seja, quando a função  $\gamma(h)$  for dependente da distância (h), os valores vizinhos serão semelhantes possibilitando estimar valores para locais onde os atributos não foram medidos. A estimativa em uma determinada posição geográfica,  $X_0$ , pode ser obtida por:

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

Onde,  $N$  é o número de vizinhos utilizados na estimativa, e  $\lambda_i$  é o peso associado ao valor medido na posição  $x_i$ .

Submetendo-se a equação (2) às condições de que a estimativa seja sem tendenciosidade e com variância mínima, chega-se ao sistema de equações de “krigagem”:

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i y(x_i, x_j) + \mu = y(x_i, x_0), \quad i = 1, N$$

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i = 1$$

onde,  $y(x_i, x_j)$  é a semivariância estimada.

A solução da equação (3) gera  $N$  valores de peso ( $\lambda_j$ ) e um valor do multiplicador de Lagrange ( $\mu$ ), usando os valores estimados com a variância mínima e valores sem tendenciosidades, pode-se construir mapas de isolinhas ou tridimensionais para exame e interpretação da variabilidade espacial (Vieira, 1997).

Foram estimados os mapas de krigagem para todos os atributos químicos, nas três profundidades estudadas.

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O solo da fazenda Santa Rosa, foi considerado de média fertilidade em relação a média da profundidade de 0–20 cm. Possui um pH com nível bom e uma média acidez potencial, somente o enxofre e o Zinco obtiveram um teor muito bom, o teor Ferro, Cobre, Potássio e Fósforo foram classificados como bom, foram classificados com um teor médio de fertilidade os seguintes atributos químicos: Cálcio, Magnésio, Matéria Orgânica, Soma de Base, CTC total e Efetiva e Saturação por Base, por fim apenas o teor de Boro e a foram classificados como baixo (Tabela 1). Foram detectados apenas traços de Alumínio no solo da fazenda Santa Rosa.

Na Tabela 1, pode-se observar que há uma maior concentração de bases nos primeiros 10 cm de solo, o mesmo ocorre com a Matéria Orgânica, Soma de Base, Saturação por Base, CTC total e Efetiva, em relação aos micronutrientes observa-se o mesmo comportamento porem o Fe é uma exceção, o P e o S comportam-se da mesma forma que o Fe, pois possuem uma maior concentração na profundidade de 10-20cm. Em relação a acidez há um maior pH na profundidade de 0 -10 cm e uma menor concentração de H + Al.

Tabela 1 – Valores de média, mediana e desvio padrão dos atributos químicos do solo da Fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG.

Atributos	Média			Mediana			Desvio Padrão		
	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm
pH em água	6,15	5,88	5,96	6,18	5,87	5,93	0,34	0,39	0,36
P, mg dm <sup>-3</sup>	16,18	19,21	18,46	14,00	12,60	12,90	12,10	21,87	14,80
K, mg dm <sup>-3</sup>	144,91	82,28	105,86	148,60	81,40	104,50	40,84	30,08	32,29
Ca, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	2,06	1,56	1,77	1,80	1,40	1,60	0,85	0,73	0,78
Mg, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	0,56	0,39	0,46	0,40	0,30	0,40	0,29	0,23	0,25
H+Al, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	3,22	3,60	3,50	3,10	3,60	3,50	0,84	1,10	0,73
M.O. *, dag Kg <sup>-1</sup>	3,43	2,89	3,08	3,60	3,00	3,30	0,81	0,70	0,79
SB, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	2,90	2,22	2,34	2,65	2,00	2,10	1,12	0,91	1,03
V, %	45,66	37,74	38,28	45,97	37,59	38,90	11,33	12,21	12,01
T, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	6,24	5,87	5,98	5,98	5,59	5,69	1,32	1,27	1,06
t, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	3,02	2,18	2,52	2,77	1,97	2,23	1,09	0,91	0,98
B, mg dm <sup>-3</sup>	0,42	0,34	0,35	0,40	0,32	0,33	0,14	0,13	0,11
Cu, mg dm <sup>-3</sup>	1,37	1,27	1,32	1,30	1,20	1,30	0,38	0,40	0,35
Fe, mg dm <sup>-3</sup>	34,59	34,99	35,32	35,00	35,00	36,00	8,27	9,32	9,29
Mn, mg dm <sup>-3</sup>	4,13	2,18	2,80	4,10	1,90	2,60	1,37	1,19	0,97
Zn, mg dm <sup>-3</sup>	3,89	3,03	3,63	3,90	2,70	3,70	1,03	1,69	1,47
S, mg dm <sup>-3</sup>	17,69	20,22	18,91	16,00	19,40	19,40	8,93	10,26	8,73

\* M.O. – Matéria Orgânica

Os valores de Máximo e mínimo podem ser visto na Tabela 2.

Tabela 2 – Valores de mínimo e máximo dos atributos químicos do solo da Fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG.

Atributos	Mínimo			Máximo		
	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm
pH em água	5,17	4,97	5,05	6,96	6,87	7,01
P, mg dm <sup>-3</sup>	1,10	1,70	2,80	91,10	130,40	79,90
K, mg dm <sup>-3</sup>	59,4	28,3	16,3	240	199,3	199,7
Ca, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	0,50	0,50	0,50	4,40	4,00	3,80
Mg, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	0,10	0,10	0,10	1,70	1,10	1,10
H+Al, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	1,80	1,50	1,70	8,90	9,70	5,60
M.O.*, dag Kg <sup>-1</sup>	1,50	1,30	1,20	5,40	4,20	4,40
SB, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	0,68	0,72	0,61	5,80	5,00	5,00
V, %	11,22	11,96	9,71	69,63	68,58	64,15
T. cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	3,79	3,67	4,07	14,50	12,86	8,74
t. cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	0,85	0,78	0,82	5,73	4,99	4,97
B, mg dm <sup>-3</sup>	0,20	0,15	0,16	0,88	0,77	0,76
Cu, mg dm <sup>-3</sup>	0,70	0,60	0,70	3,00	3,30	2,80
Fe, mg dm <sup>-3</sup>	12,00	10,00	12,00	57,00	71,00	64,00
Mn, mg dm <sup>-3</sup>	1,40	0,40	1,00	7,73	7,70	5,80
Zn, mg dm <sup>-3</sup>	0,80	0,50	0,70	7,30	10,10	12,00
S, mg dm <sup>-3</sup>	2,10	0,40	3,00	45,80	55,40	48,00

\* M.O. – Matéria Orgânica

Os atributos fósforo, potássio, soma de bases e enxofre apresentaram grandes diferenças entre os valores da média e mediana

A maioria das variáveis apresentou coeficientes de assimetria positivos, sendo os maiores valores para Fósforo (0-10 cm) de 8,79 e o menor para zinco (0-10 cm) de 0,00. Coeficientes de assimetria negativos também foram verificados, sendo o valor mais negativo para Matéria Orgânica (0-20 cm) de - 0,72. Foi verificado maior número de coeficientes de assimetria negativos para a profundidade de 0-10 cm, sendo quatro no total. O coeficiente de assimetria é utilizado para caracterizar como e quanto a distribuição de frequências se afasta da simetria. Se o valor encontrado para este coeficiente for zero, a distribuição é simétrica; se for positivo, a distribuição é assimétrica à direita e se for negativo é assimétrica à esquerda (Tabela 3). Isto mostra que a maioria dos dados tendem a apresentar distribuição normal, ou seja, apresentarem normalidade e isto facilita o ajuste dos semivariogramas.

Tabela 3 – Valores de coeficiente de variação, coeficiente de curtose e coeficiente de assimetria dos atributos químicos do solo da Fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG.

Atributos	Coeficientes								
	Variação			Curtose			Assimetria		
	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm
pH em água	5,48	6,67	5,96	1,30	-0,12	-0,21	-0,57	0,14	0,14
P, mg dm <sup>-3</sup>	74,82	113,8	80,17	20,22	8,94	3,95	3,81	2,76	1,87
K, mg dm <sup>-3</sup>	28,18	36,56	30,50	-0,51	1,18	0,51	0,12	0,94	0,46
Ca, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	41,31	46,99	44,07	0,55	0,71	0,57	1,14	1,09	1,09
Mg, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	52,31	58,47	54,17	0,50	-0,11	-0,79	0,85	0,80	0,62
H+Al, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	26,16	29,69	21,11	16,37	10,18	-0,28	2,66	2,24	0,18
M.O.,* dag Kg <sup>-1</sup>	23,52	24,34	25,72	-0,08	-0,20	-0,40	-0,47	-0,56	-0,72
SB	38,74	40,96	44,04	0,11	0,18	-0,01	0,89	0,86	0,88
V, %	24,81	32,36	31,37	-0,12	-0,49	-0,76	-0,15	0,11	0,06
T, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	21,11	21,54	17,68	11,87	8,56	0,10	2,46	2,19	0,95
t, cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	36,00	41,92	38,99	-0,10	0,18	-0,07	0,79	0,90	0,78
B, mg dm <sup>-3</sup>	33,14	38,35	31,11	0,29	1,38	1,76	0,73	1,17	0,98
Cu, mg dm <sup>-3</sup>	27,54	31,64	26,63	3,35	5,00	3,10	1,30	1,54	1,06
Fe, mg dm <sup>-3</sup>	23,90	26,63	26,29	-0,41	1,14	0,13	-0,16	0,39	-0,07
Mn, mg dm <sup>-3</sup>	33,17	54,54	34,83	-0,53	4,68	0,76	0,32	1,75	0,89
Zn, mg dm <sup>-3</sup>	26,45	55,87	40,42	1,96	3,40	8,81	0,00	1,41	1,91
S, mg dm <sup>-3</sup>	50,52	50,77	46,16	0,52	0,52	0,09	0,75	0,68	0,39

\* M.O. – Matéria Orgânica

O maior coeficiente de variação foi encontrado para o fósforo (74,82; 113,8; 80,17 %, respectivamente 0-10, 10-20, 0-20 cm), este efeito se deve a grande variação deste nutriente na área amostrada, e o menor foi encontrado para a variável pH em água (5,48; 6,67; 5,96 %, respectivamente 0-10, 10-20, 0-20 cm), este resultado se deve devido a a pequena variação deste atributo no solo, provavelmente devido a aplicação de calcário em áreas total no solo amostrado. De acordo com a classificação de Warrick e Nielsen (1980), as variáveis potássio, cálcio, magnésio, soma de base, saturação por base (0-20 e 10-20 cm), CTC efetiva, enxofre, boro, cobre (10-20cm), manganês e zinco (10-20 e 0-20 cm), apresentaram CV médios (%) (55,87 a 31,37 %), enquanto H + Al, matéria orgânica, saturação por base (0-10 cm), CTC total, cobre (0-10 e 0-20 cm), ferro e zinco (0-10) apresentaram CV baixo (29,69 a 17,68 %). Schlindwein e Anghinoni (2000) verificaram CV alto para as variáveis P e K e baixos para pH em água, índice SMP (H + Al) e matéria orgânica. O valor alto do fósforo pode ser atribuído ao modo de aplicação contínua deste nutriente, mecanicamente e na linha de plantio e também a sua baixa mobilidade. Beckett e Webster (1971) afirmam que P, K Ca e Mg são atributos do solo muito afetados pelo manejo, quando se fala da variabilidade e que matéria orgânica e CTC total formam um grupo intermediário. Observa-se menores valores de coeficiente de

variação nos primeiros 10 cm de solo, tal fato se deve a grande movimentação do solo que ocorre nesta profundidade, devido a utilização de grades leves e niveladoras, maquinário utilizado no sistema convencional de plantio.

A análise geoestatística, efetuada por meio dos semivariogramas, mostrou que para a profundidade de 0-10 cm, apenas as variáveis, potássio, boro, manganês e zinco, não apresentaram dependência espacial; para a profundidade de 10-20 cm os atributos fósforo, potássio, boro, ferro, manganês e zinco não apresentaram dependência espacial, o mesmo ocorreu para a profundidade de 0-20 cm. Isso é uma indicação clara de serem estas variáveis espacialmente independentes, apresentando distribuição casual, ou ser o espaçamento de amostragem usado, maior que o necessário para revelar a dependência espacial e que a única estatística aplicável é a estatística clássica (SILVA et al., 1989) (Tabela 4.)

Tabela 4 – Coeficientes (efeito pepita e patamar) e alcance aos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG.

Atributos	Co <sup>1</sup>			C <sub>1</sub> + Co <sup>2</sup>			Alcance		
	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm
pH em água	0,02	0,04	0,07	0,09	0,14	0,12	115	39	150
P, mg dm <sup>-3</sup>	108	348	161	167	348	161	330	-	-
K, mg dm <sup>-3</sup>	1789	848	914	1789	848	914	-	-	-
Ca cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	0,21	0,17	0,16	0,66	0,48	0,36	325	319	83
Mg cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	0,02	0,02	0,02	0,18	0,19	0,13	394	489	412
H+Al cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	0,63	0,52	0,17	0,71	0,89	0,52	316	71	116
M.O.* dag Kg <sup>-1</sup>	0,19	0,15	0,02	0,68	0,53	0,63	98	98	65
SB	0,37	0,37	0,30	2,76	0,78	2,42	483	206	489
V, %	34,9	0,15	29,3	123	0,48	132	250	75	376
T cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	0,89	0,76	0,44	2,90	1,64	1,54	424	277	311
t cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	0,36	0,37	0,29	1,26	1,60	0,94	253	485	232
B mg dm <sup>-3</sup>	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	-	-	-
Cu mg dm <sup>-3</sup>	0,06	0,04	0,02	0,15	0,14	0,13	177	58	48
Fe mg dm <sup>-3</sup>	37,4	75,9	69,1	62,3	75,9	69,1	68	-	-
Mn mg dm <sup>-3</sup>	1,92	1,37	0,95	1,92	1,37	0,95	-	-	-
Zn mg dm <sup>-3</sup>	0,94	2,27	1,24	0,94	2,27	1,24	-	-	-
S mg dm <sup>-3</sup>	41,0	65,2	34,7	65,9	103	74,1	316	316	259

\* M.O. – Matéria orgânica, 1 – Co – representa o efeito pepita, 2 – C<sub>1</sub> + Co – representa o patamar

Quando a variável estudada é independente espacialmente o seu semivariograma se ajusta ao modelo linear, em que C<sub>0</sub> é igual a C<sub>1</sub> + C<sub>0</sub>, conhecido como efeito pepita puro.

Um parâmetro importante no estudo dos semivariogramas é o alcance, que significa a distância máxima que uma variável está correlacionada espacialmente, ou seja, determinações realizadas a distâncias maiores que o alcance tem distribuição aleatória e por isso, são independentes entre si, devendo ser aplicada a estatística clássica. Segundo Vieira e

Lombardi Neto (1995), o valor do alcance de um atributo garante que todos os vizinhos dentro de um círculo com esse raio são tão similares que podem ser utilizados para estimar valores para qualquer ponto entre eles. O menor valor de alcance foi de 39 para o pH em água, na profundidade de 10-20 cm e o maior foi para a magnésio na profundidade e 10-20cm 489 m (Tabela 4).

Para analisar o grau de dependência espacial dos atributos em estudo, utilizou-se a classificação proposta por Cambardella et al. (1994), em que os semivariogramas com dependência espacial forte possuem efeito pepita ( $C_0$ ) < 25% do patamar ( $C_1 + C_0$ ), os semivariogramas com dependência espacial moderada possuem o efeito pepita entre 25 e 75% do patamar e os de dependência fraca, quando o efeito pepita é > 75%. A análise do efeito pepita dos atributos químicos do solo revelou que na profundidade de 0-10 cm, houve a predominância de dependência espacial moderada (10 atributos), o mesmo ocorre na profundidade de 10-20 cm (9 atributos) e na profundidade de 0-20 (6 atributos). Apenas o atributo H + Al apresentou fraca dependência (Tabela 5).

Tabela 5 – Relação efeito pepita/patamar, classificação de dependência (Classificação) e modelos dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais da fazenda santa Rosa, Uberlândia-MG.

Atributos	Co/ C <sub>1</sub> + Co			Classificação			Modelo		
	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm	0-10 cm	10-20 cm	0-20 cm
pH em água	28,37	32,77	12,48	Mod. <sup>1</sup>	Mod.	For. <sup>2</sup>	Esf. <sup>4</sup>	Exp. <sup>5</sup>	Esf.
P, mg dm <sup>-3</sup>	64,79	-	-	Mod.	-	-	Exp.	EPP <sup>6</sup>	EPP
K, mg dm <sup>-3</sup>	-	-	-	-	-	-	EPP	EPP	EPP
Ca cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	31,74	36,47	45,85	Mod.	Mod.	Mod.	Lin. <sup>7</sup>	Lin.	Gau. <sup>8</sup>
Mg cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	12,58	12,23	16,08	For.	For.	For.	Gau.	Gau.	Gau.
H+Al cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	88,92	58,80	32,35	Fra. <sup>3</sup>	Mod.	Mod.	Lin.	Exp.	Esf.
M.O.* dag Kg <sup>-1</sup>	28,01	29,15	3,63	Mod.	Mod.	For.	Exp.	Exp.	Exp.
SB	13,69	47,96	46,90	For.	Mod.	Mod.	Gau.	Gau.	Gau.
V, %	28,37	32,16	22,08	Mod.	Mod.	For.	Exp.	Exp.	Exp.
T cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	30,81	46,44	28,93	Mod.	Mod.	Mod.	Gau.	Gau.	Gau.
t cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>	28,76	23,56	31,30	Mod.	For.	Mod.	Gau.	Exp.	Gau.
B mg dm <sup>-3</sup>	-	-	-	-	-	-	EPP	EPP	EPP
Cu mg dm <sup>-3</sup>	40,81	33,47	19,05	Mod.	Mod.	For.	Exp.	Exp.	Exp.
Fe mg dm <sup>-3</sup>	60,02	-	-	Mod.	-	-	Exp.	EPP	EPP
Mn mg dm <sup>-3</sup>	-	-	-	-	-	-	EPP	EPP	EPP
Zn mg dm <sup>-3</sup>	-	-	-	-	-	-	EPP	EPP	EPP
S mg dm <sup>-3</sup>	62,30	62,89	46,90	Mod.	Mod.	Mod.	Lin.	Lin.	Exp.

\* M.O – Matéria orgânica; 1 – Moderado; 2 – Forte; 3 – Fraca; 4 – Esférica; 5 – Exponencial; 6 – Efeito Pepita Puro; 7 – Linear; 8 – Gaussiano.

Ajustou-se ao modelo exponencial a maioria dos atributos químicos seguido do modelo de Gauss (Tabela 5). Os semivariogramas nas três profundidades pode ser vistos nas Figura de 3 a 11.

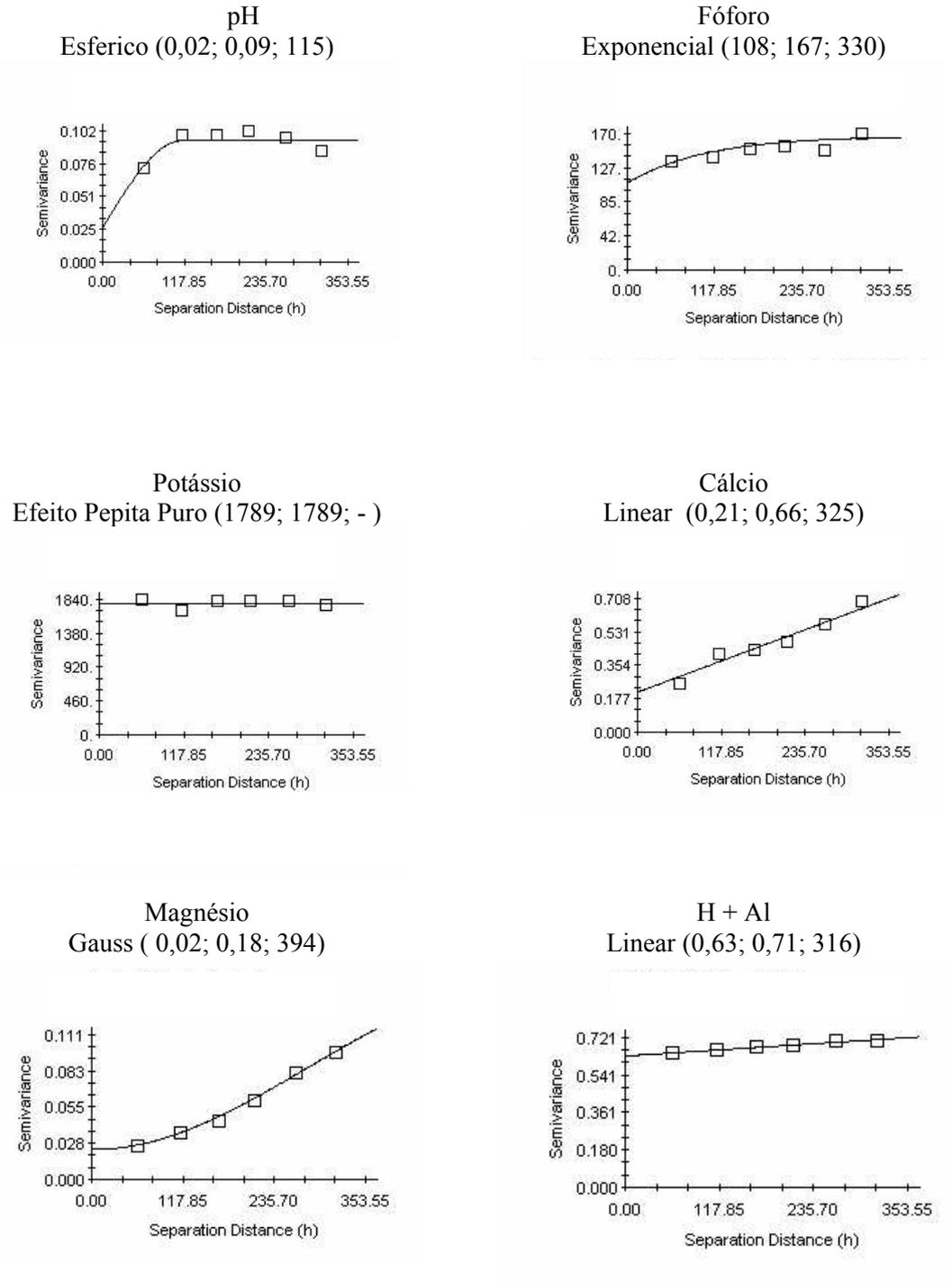
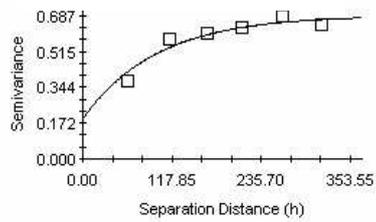
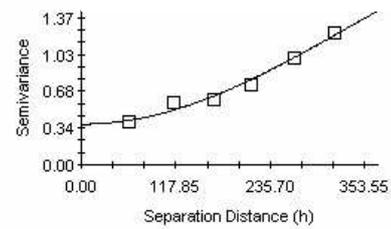


Figura 3 – Semivariogramas das variáveis pH, fósforo, potássio, cálcio, magnésio, H + Al, na profundidade de 0-10 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda santa Rosa, Uberlândia-MG.

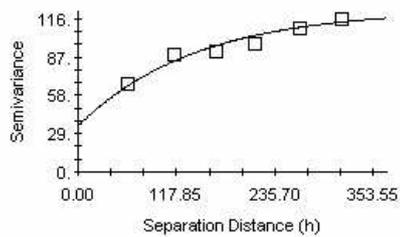
**Matéria Orgânica**  
Exponencial (0,19; 0,68; 98)



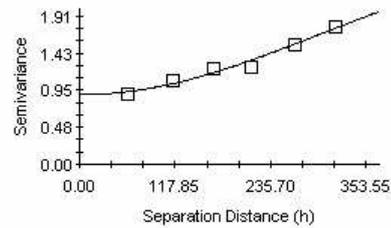
**Soma de Base**  
Gauss (0,37; 2,76; 483)



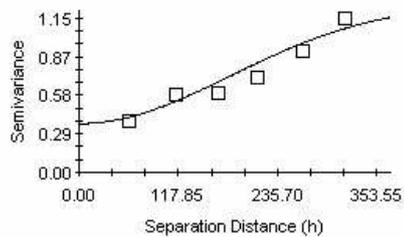
**Saturação por Base**  
Exponencial (34,9; 123; 250)



**CTC total**  
Gauss (0,89; 2,90; 424)



**CTC Efetiva**  
Gauss (0,36; 1,26; 253)



**Enxofre**  
Linear (41,0; 65,9; 316)

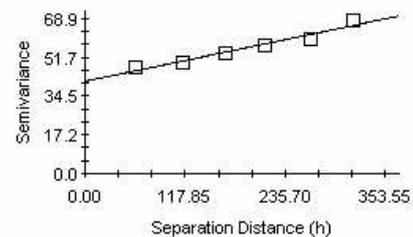
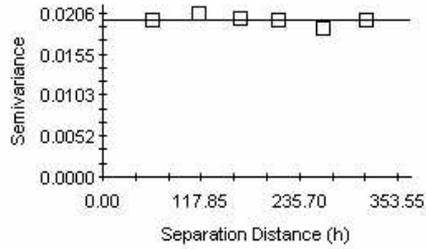
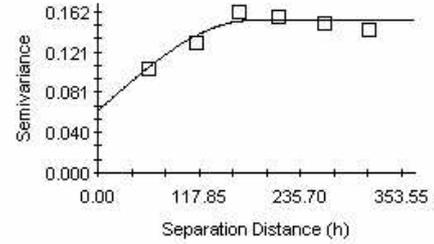


Figura 4 – Semivariogramas das variáveis matéria orgânica, soma de base, saturação por base, CTC total e efetiva e enxofre na profundidade de 0-10 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda santa Rosa, Uberlândia-MG.

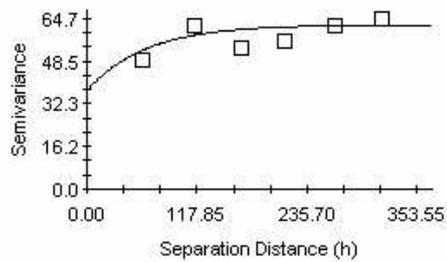
Boro  
Efeito Pepita Puro (0,01; 0,01; -)



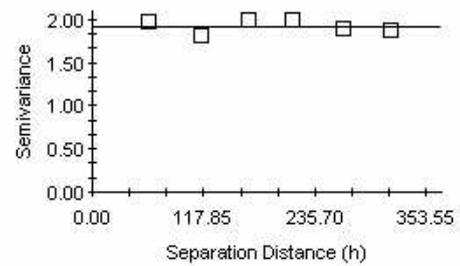
Cobre  
Exponencial (0,06; 0,15; 177)



Ferro  
Exponencial (37,4; 62,3; 68)



Manganês  
Efeito Pepita Puro (1,92; 1,92; -)



Zinco  
Efeito Pepita Puro (0,94; 0,94; -)

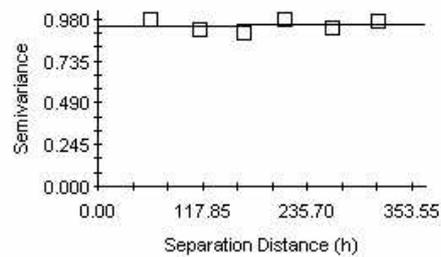


Figura 5 – Semivariogramas das variáveis boro, cobre, ferro, manganês e zinco na profundidade de 0-10 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG.

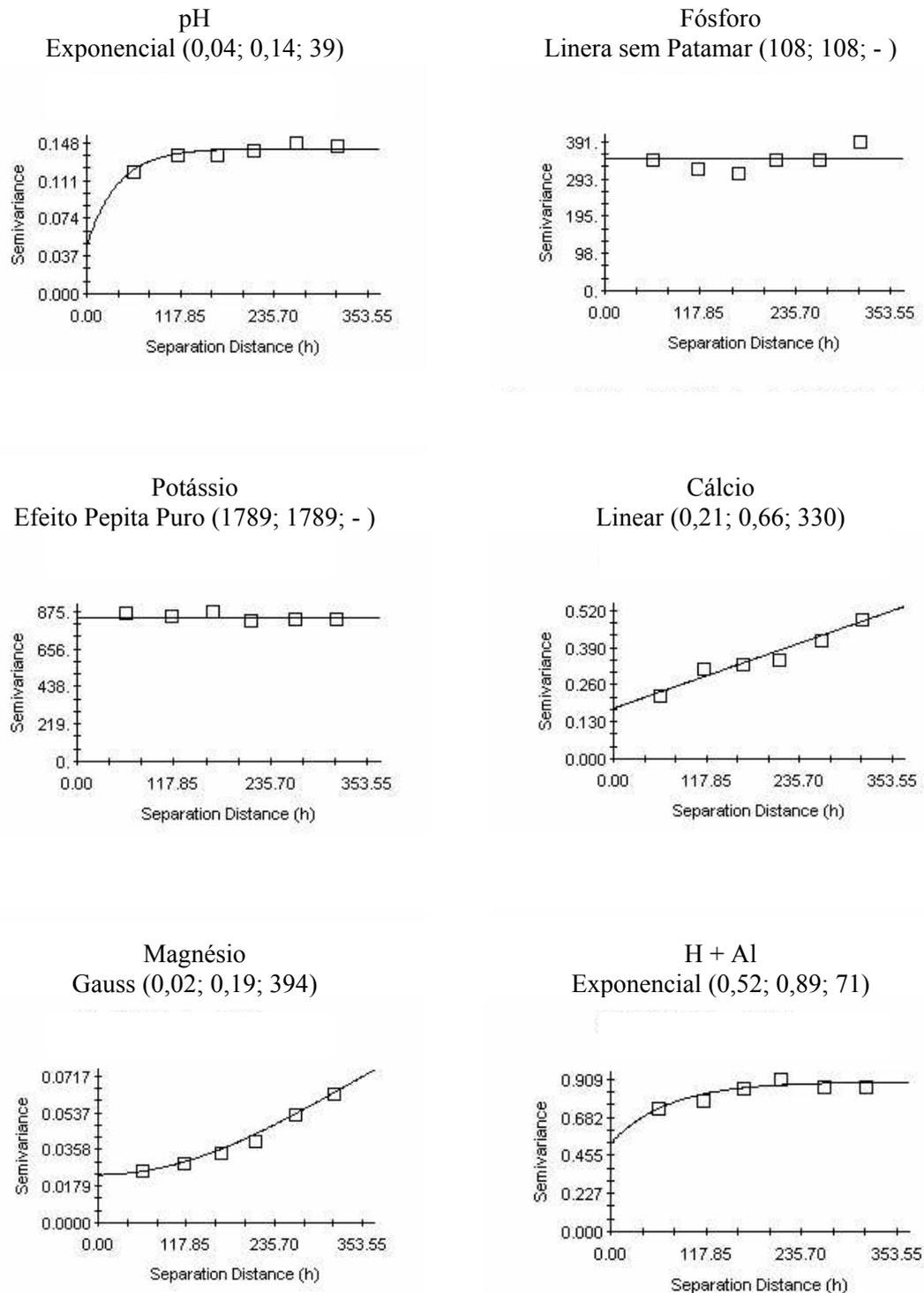
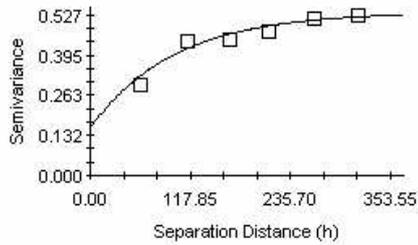
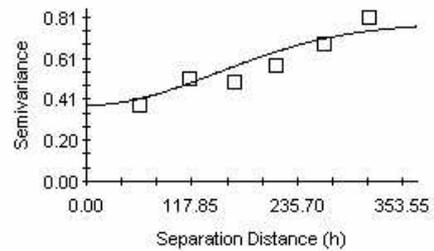


Figura 6 – Semivariogramas das variáveis pH, fósforo, potássio, cálcio, magnésio, H + Al, na profundidade de 10-20 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda santa Rosa, Uberlândia-MG.

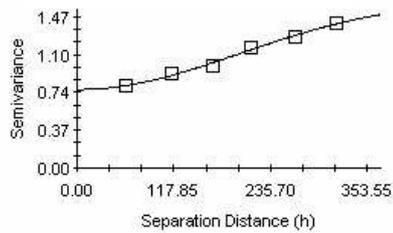
**Matéria Orgânica**  
Exponencial (0,15; 0,53; 98)



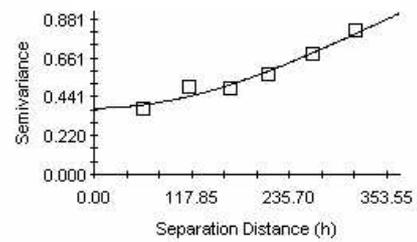
**Soma de Base**  
Gauss (0,37; 0,78; 206)



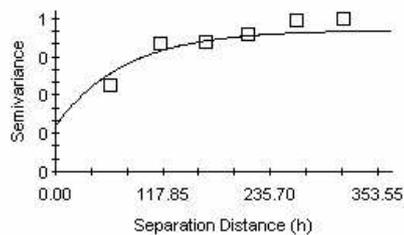
**Saturação por Base**  
Gauss (0,15; 0,48; 75)



**CTC Total**  
Gauss (0,76; 1,64; 277)



**CTC Efetiva**  
Exponencial (0,37; 1,60; 485)



**Enxofre**  
Linear (65,2; 103; 316)

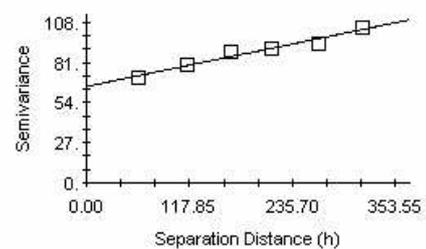


Figura 7 – Semivariogramas das variáveis matéria orgânica, soma de base, saturação por base, CTC total e efetiva e enxofre na profundidade de 10-20 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG.

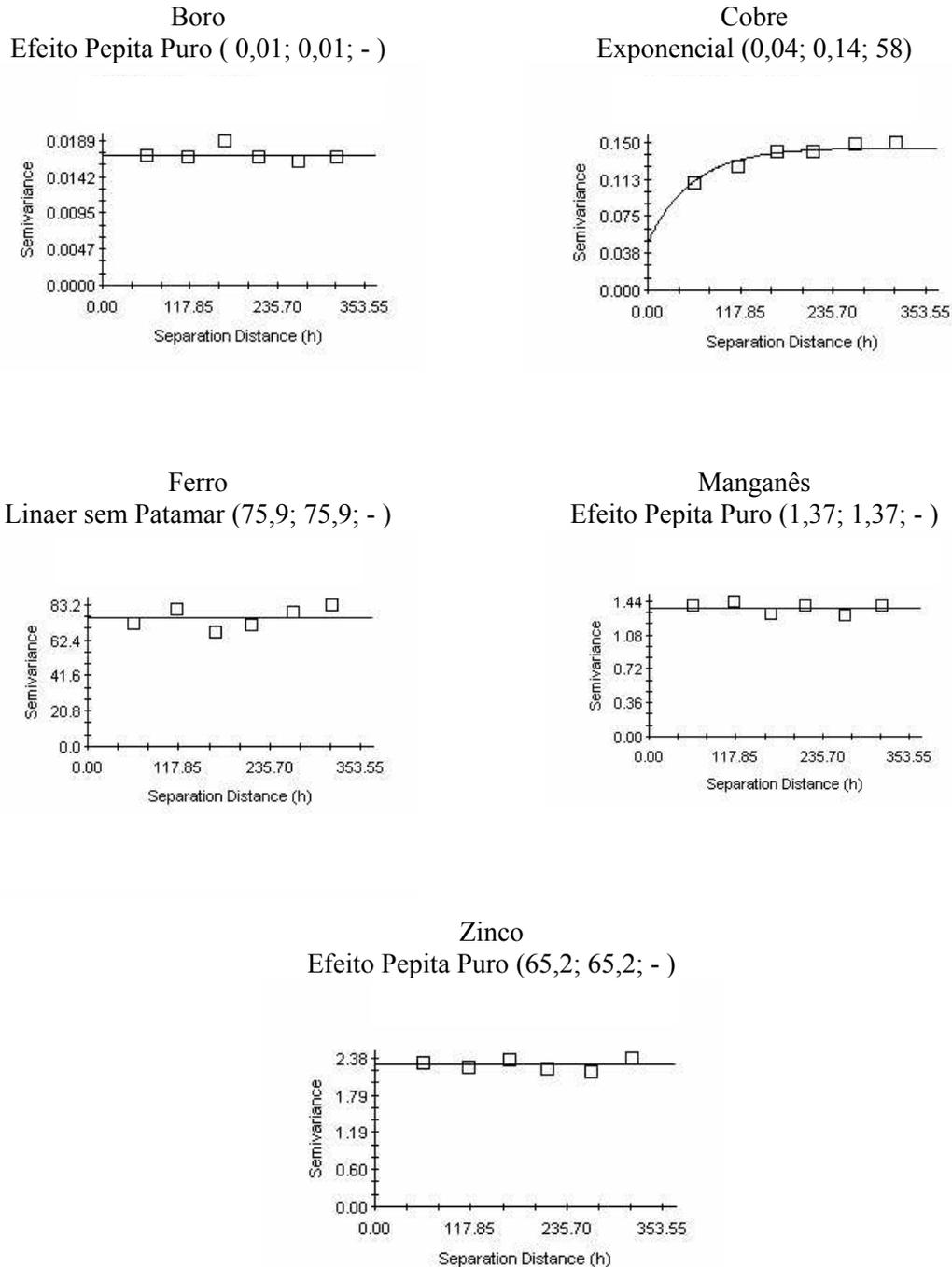


Figura 8 – Semivariogramas das variáveis boro, cobre, ferro, manganês e zinco na profundidade de 10-20 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda santa Rosa, Uberlândia-MG.

O semivariograma da variável fósforo se ajustou ao modelo efeito pepita puro na profundidade de 10-20 cm (Figura 6) e 0-20 cm (Figura 9), porem o mesmo não se observa nos primeiros 10 cm de solo (Figura 3), este fato pode ser devido ao sistema de plantio de

direto que se utilizava na área, nas lavouras anteriores. Pois, com as adubações em linha, as quais nunca se repetiam, houve uma melhor distribuição, diminuindo a variabilidade espacial.

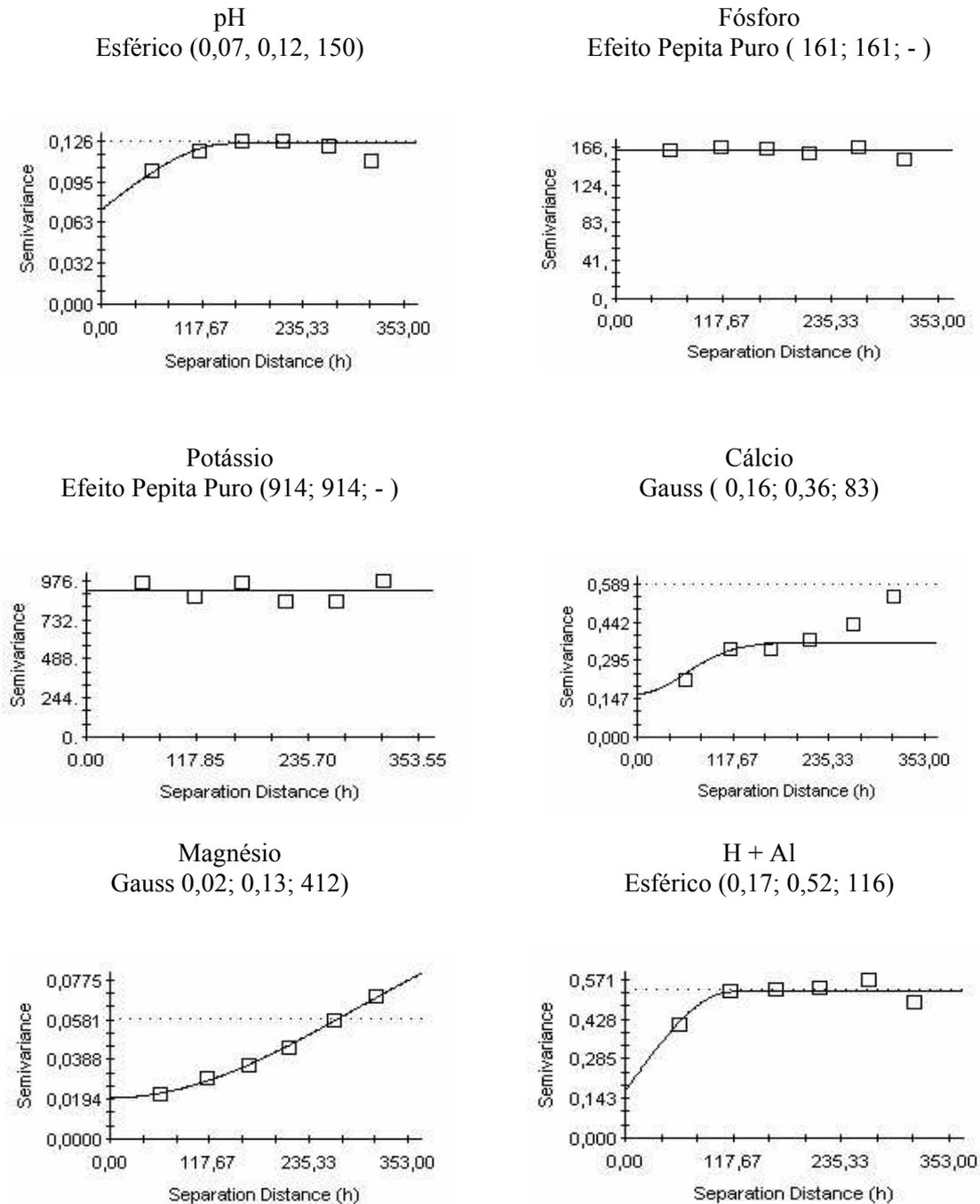


Figura 9 – Semivariogramas das variáveis pH, fósforo, potássio, cálcio, magnésio, H + Al, na profundidade de 0-20 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda santa Rosa, Uberlândia-MG.

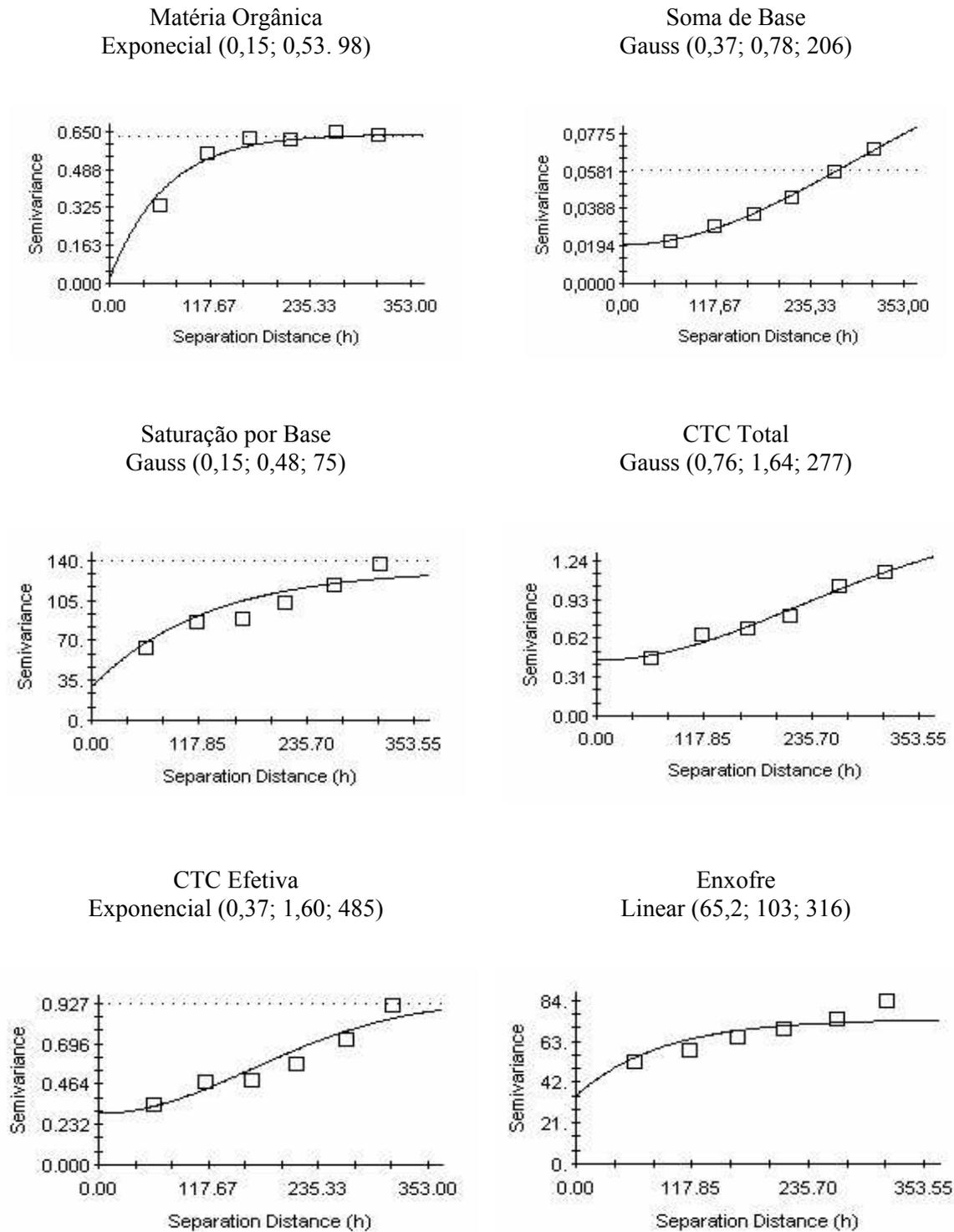


Figura 10 – Semivariogramas das variáveis matéria orgânica, soma de base, saturação por base, CTC total e efetiva e enxofre na profundidade de 0-20 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda santa Rosa, Uberlândia-MG.

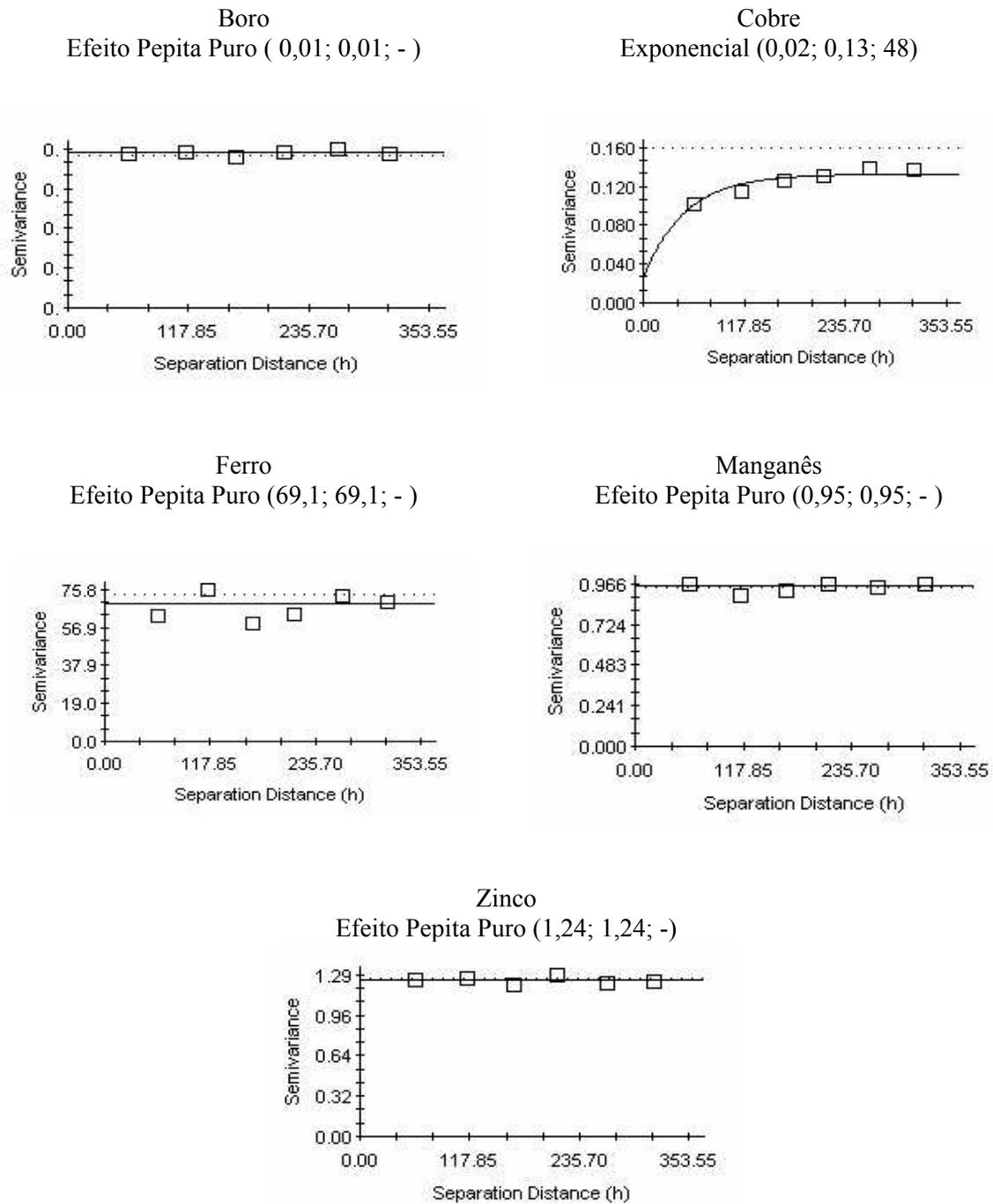


Figura 11 – Semivariogramas das variáveis boro, cobre, ferro, manganês e zinco na profundidade de 0-20 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG.

Na Figura 12 a 20 estão os mapeamentos dos atributos químicos do solo, obtidos através do processo de Krigagem, nas três profundidades avaliadas. Com esses mapas

pode-se visualizar na área amostrada a distribuição espacial de todos os atributos avaliados em suas respectivas classes. Por isso, são também, ferramentas necessárias para se traçar o manejo ideal para cada nutriente. Acompanhado de cada mapa encontra-se os níveis de fertilidade de cada nutriente.

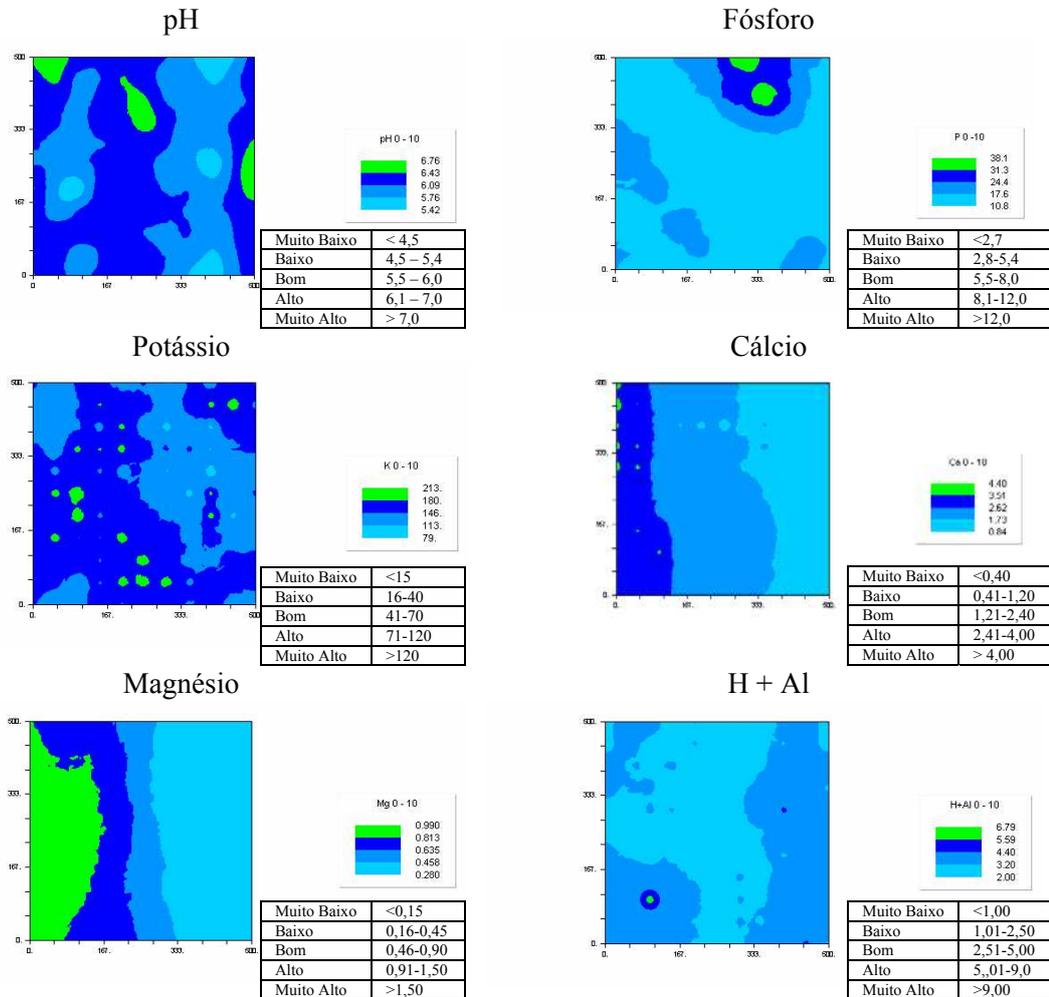


Figura 12 – Mapa de fertilidade das variáveis pH, fósforo, potássio, cálcio, magnésio, H + Al, na profundidade de 0-10 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG

Nestes mapas fica evidente o fato do manejo do solo (adubação e calagem) interferirem na distribuição espacial nos atributos químicos do solo. Os mapas de cálcio e magnésio, em todas as profundidades, se mostram semelhantes, devido estes dois nutrientes terem a mesma origem.

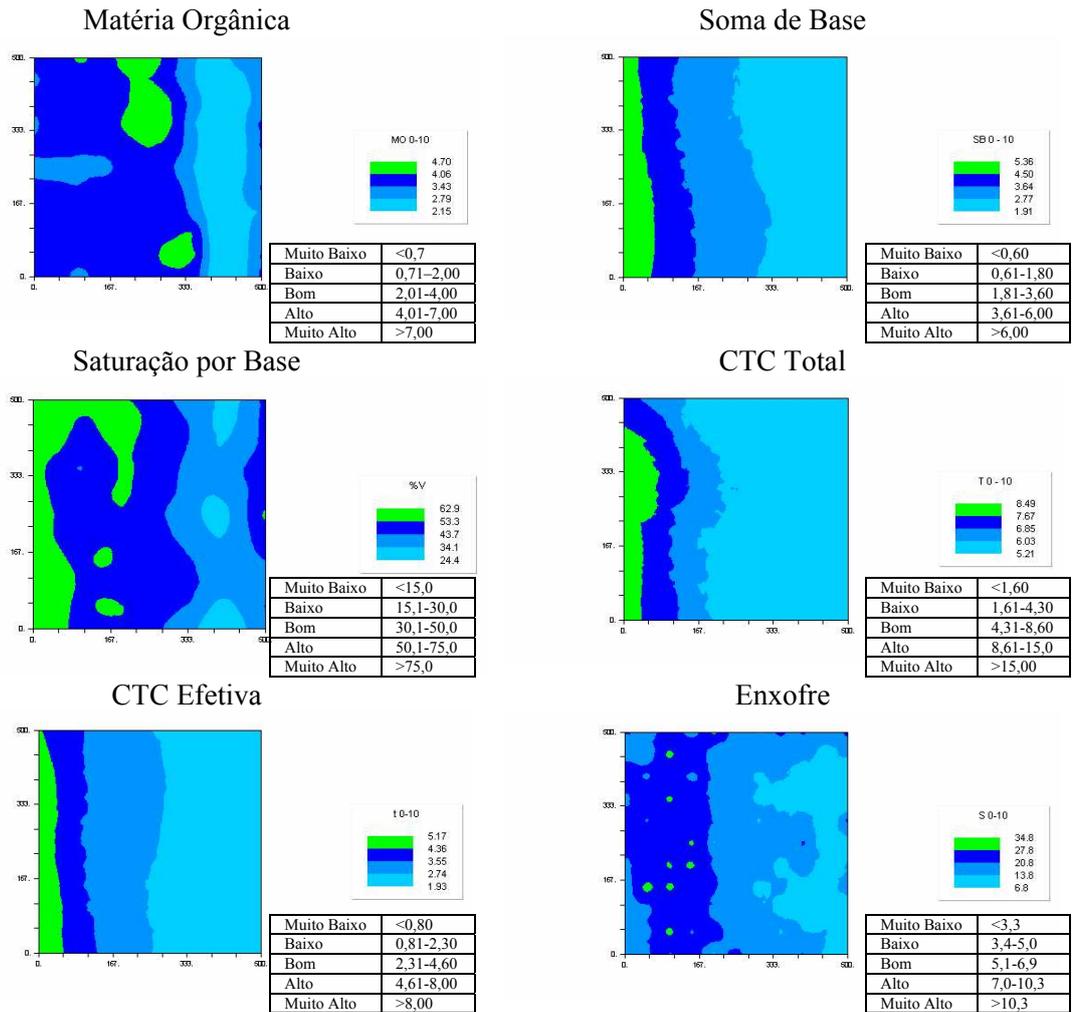


Figura 13 – Mapa de fertilidade das variáveis matéria orgânica, soma de base, saturação por base, CTC total e efetiva e enxofre na profundidade de 0-10 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG

O ajuste do semivariograma foi feito pelo programa GS+, porém o ajuste do modelo e foi finalizado de acordo com o critério do autor do trabalho, sendo assim, pode haver diferenças entre pesquisadores. Tais ajustes, porém, não mudam de forma significativa os mapas de fertilidade, pois as interpolações não sofrem grandes mudanças.

Os mapas são partes fundamentais da agricultura de precisão, pois são eles que posteriormente são geoprocessados com a finalidade de se buscar uma adubação mais correta e econômica.

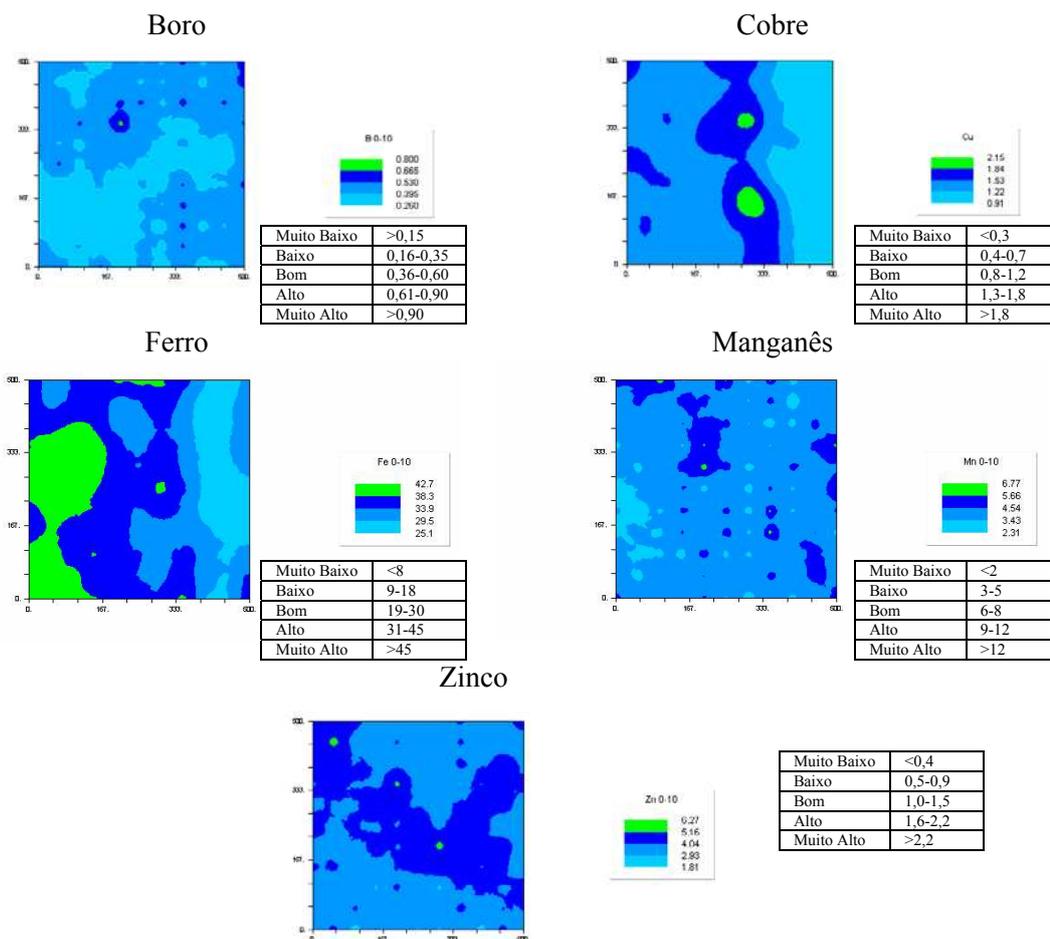


Figura 14 – Mapa de fertilidade das variáveis boro, cobre, ferro, manganês e zinco, na profundidade de 0-10 cm ajustados aos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG

Na profundidade de 0-10cm (Figura 12 a 14), pode-se observar uma herança deixada pelo sistema plantio direto, sistema antes utilizado na área amostrada. Observa-se um melhor distribuição do fósforo, resultado do semivariograma discutido anteriormente. Porém, já pode-se observar características do sistema de plantio convencional, como uma erosão laminar que resultou numa maior concentração das bases (principalmente Ca e Mg) na parte mais esquerda do mapa, parte de menos declividade. Este comportamento pode ser visto nas outras profundidades em questão, mostrando que com a aração e a gradagem há uma maior degradação do solo nos primeiros 20 cm, e uma posterior compactação do solo abaixo da camada arável, resultando numa erosão laminar bastante acentuada.

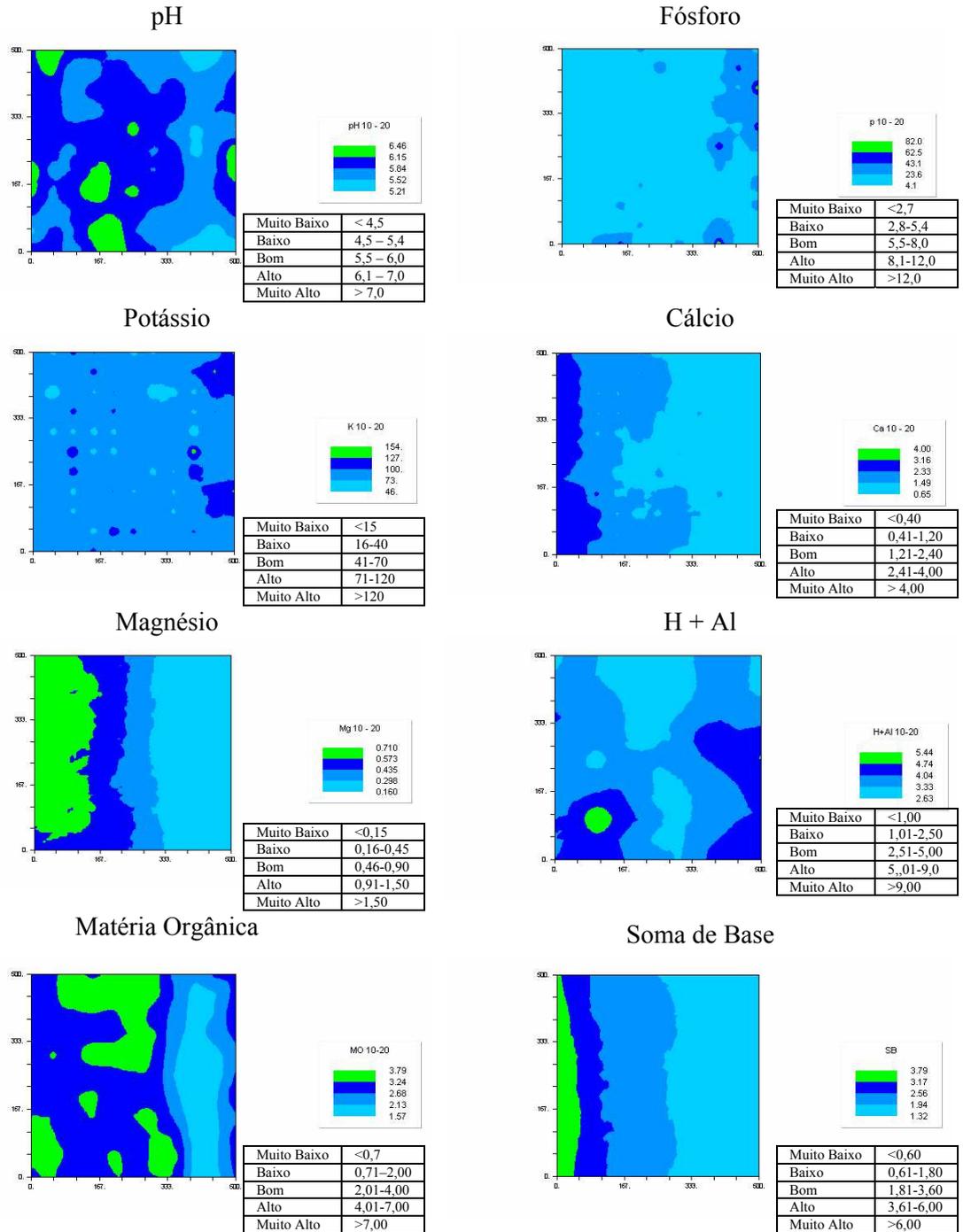


Figura 15 – Mapa de fertilidade das variáveis pH, fósforo, potássio, cálcio, magnésio, H + Al, matéria orgânica e soma de base, na profundidade de 10-20 cm, ajustados aos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG

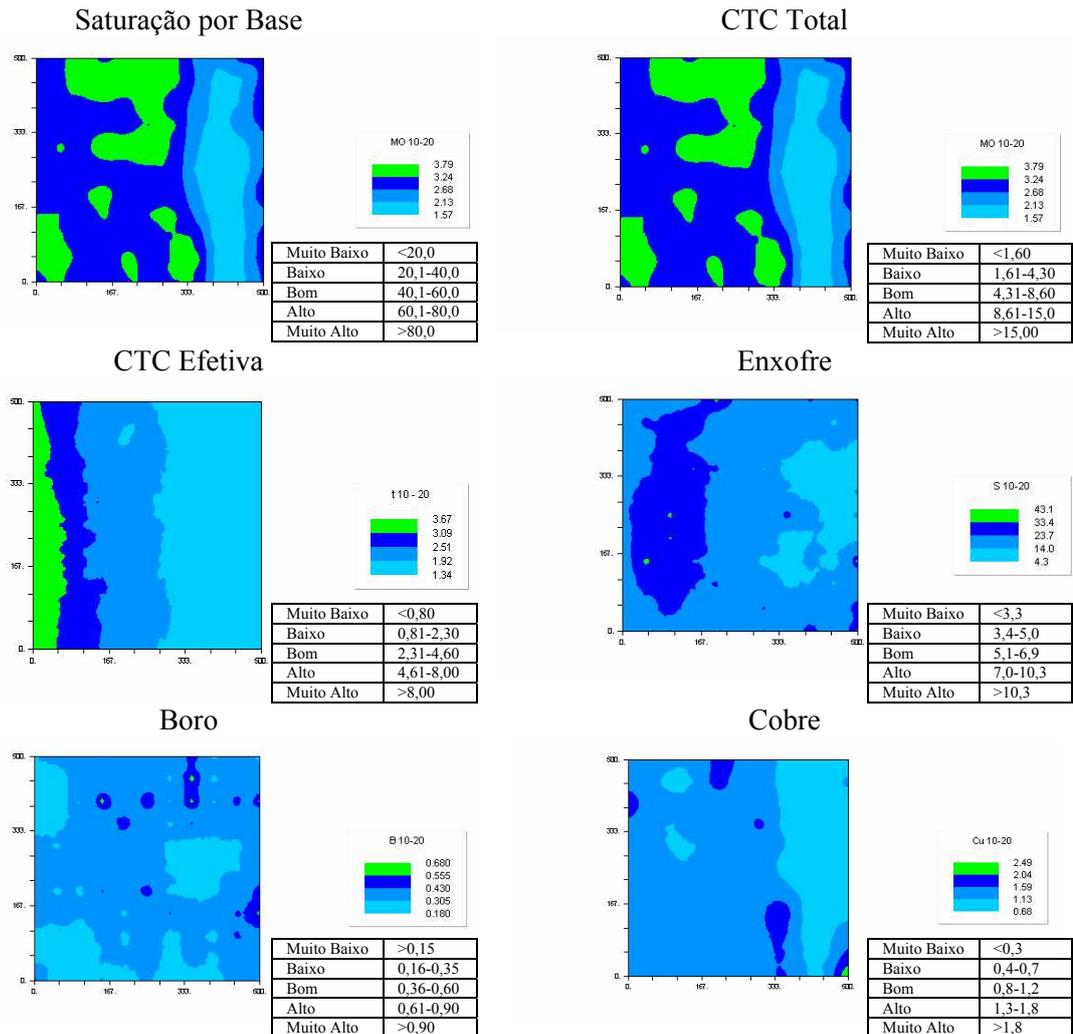


Figura 16 – Mapa de fertilidade das variáveis saturação por base, CTC total e efetiva, enxofre, boro e cobre, na profundidade de 10-20 cm, ajustados aos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG

Nas três profundidades pode-se observar uma grande variação nos teores de micronutriente na área amostrada. Esta variação se deve a fatores de formação do solo, já que praticamente todo o manejo da adubação de micronutriente é feito via foliar.

Em relação a matéria orgânica, pode-se observar uma menor concentração de seu teor na parte mais direita do mapa, parte de maior altitude, pode-se explicar este efeito devido a maior aeração do solo neste local, e com um maior consumo da matéria orgânica.

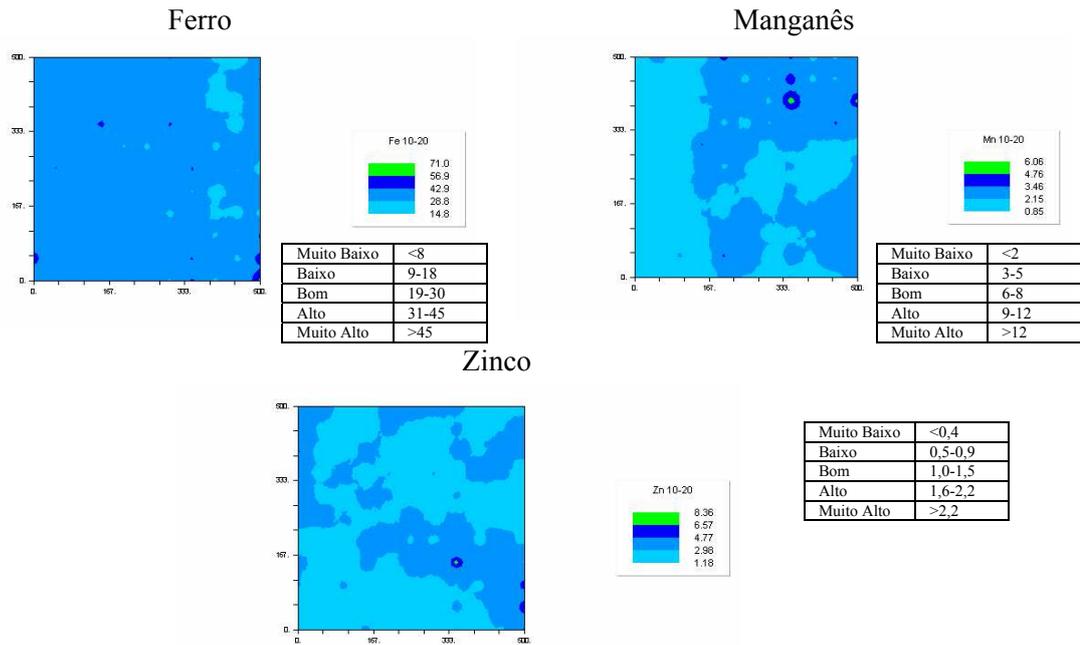


Figura 17 – Mapa de fertilidade das variáveis ferro, manganês e zinco, na profundidade de 10-20 cm, ajustados aos dados experimentais da fazenda santa Rosa, Uberlândia-MG

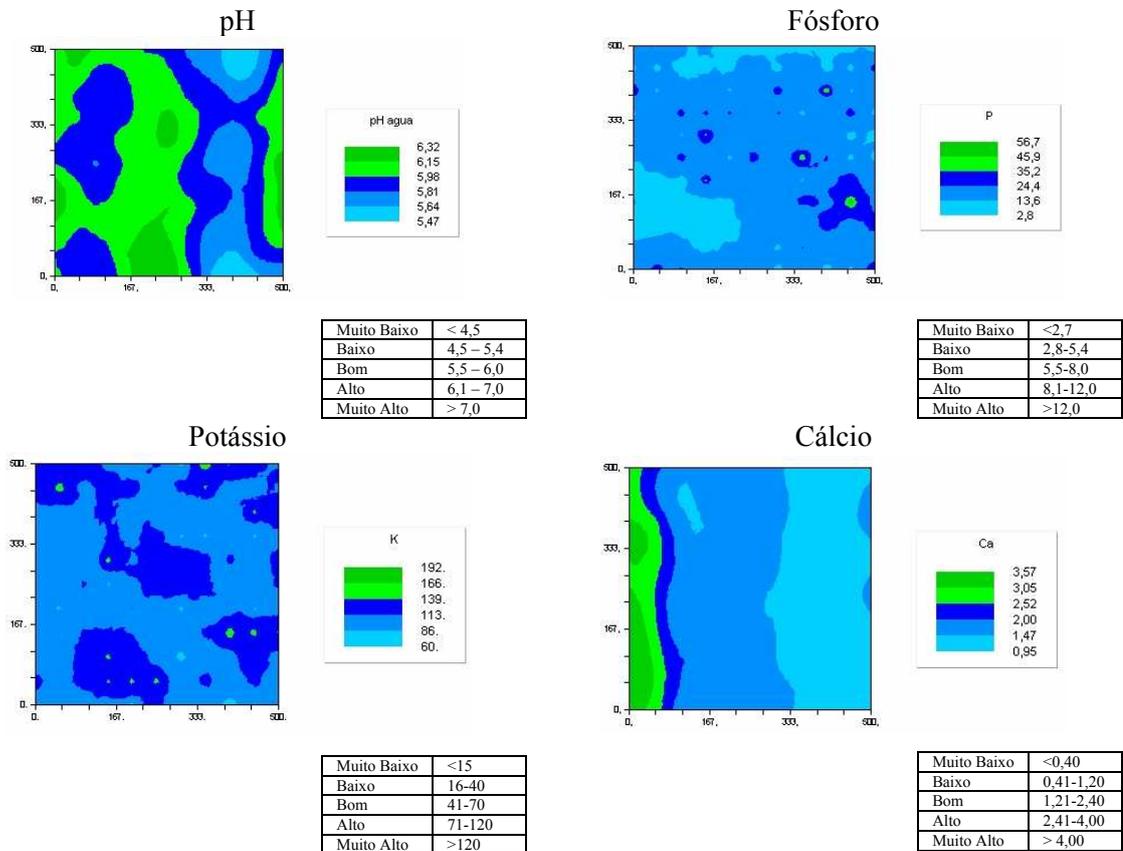


Figura 18 – Mapa de fertilidade das variáveis pH, fósforo, potássio e cálcio, na profundidade de 0-20 cm, ajustados aos dados experimentais da fazenda santa Rosa, Uberlândia-MG

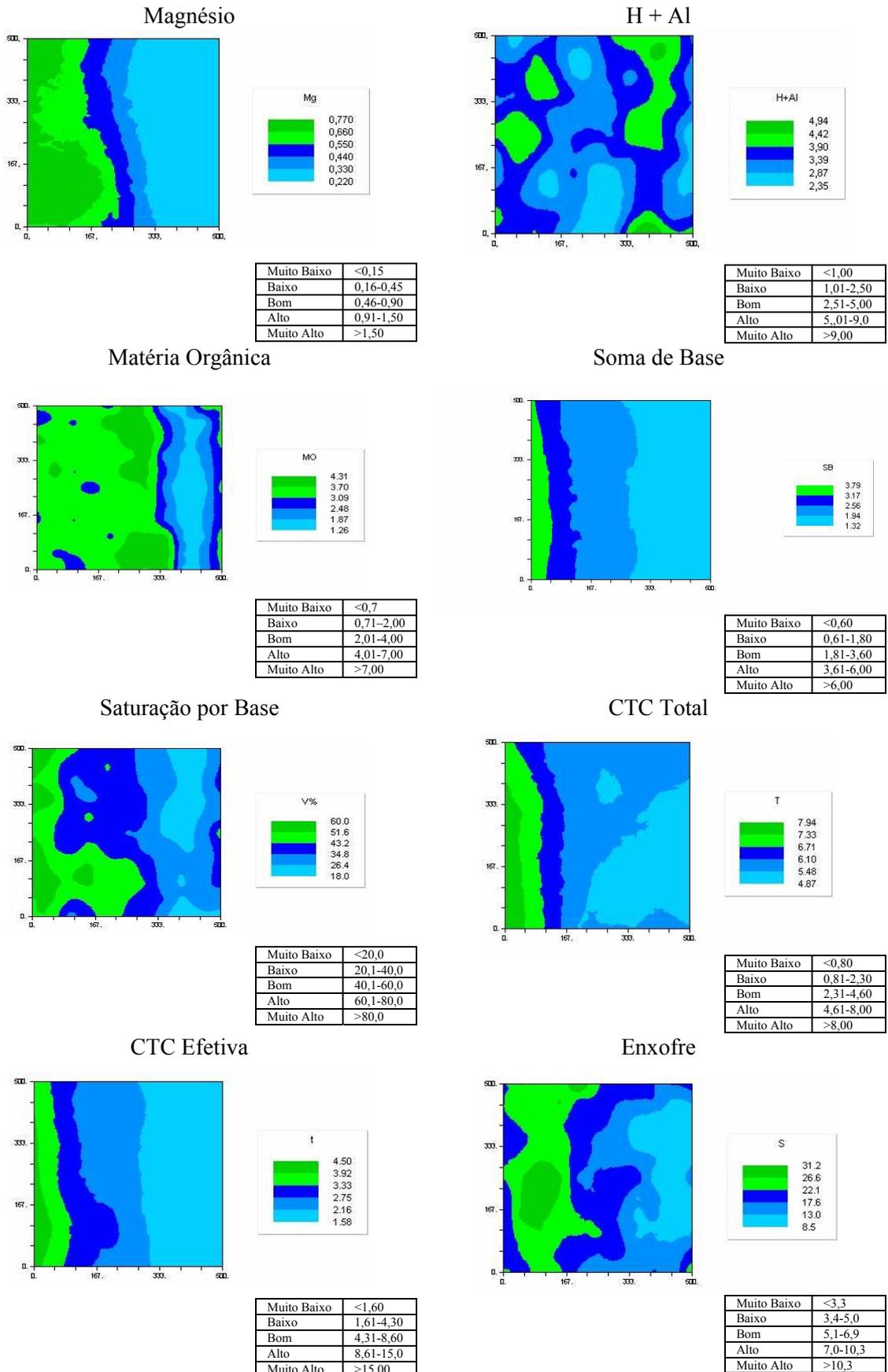


Figura 19 – Mapa de fertilidade das variáveis magnésio, H + Al, matéria orgânica, soma de base, saturação por base, CTC total e efetiva e enxofre, na profundidade de 10-20 cm, nos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG.

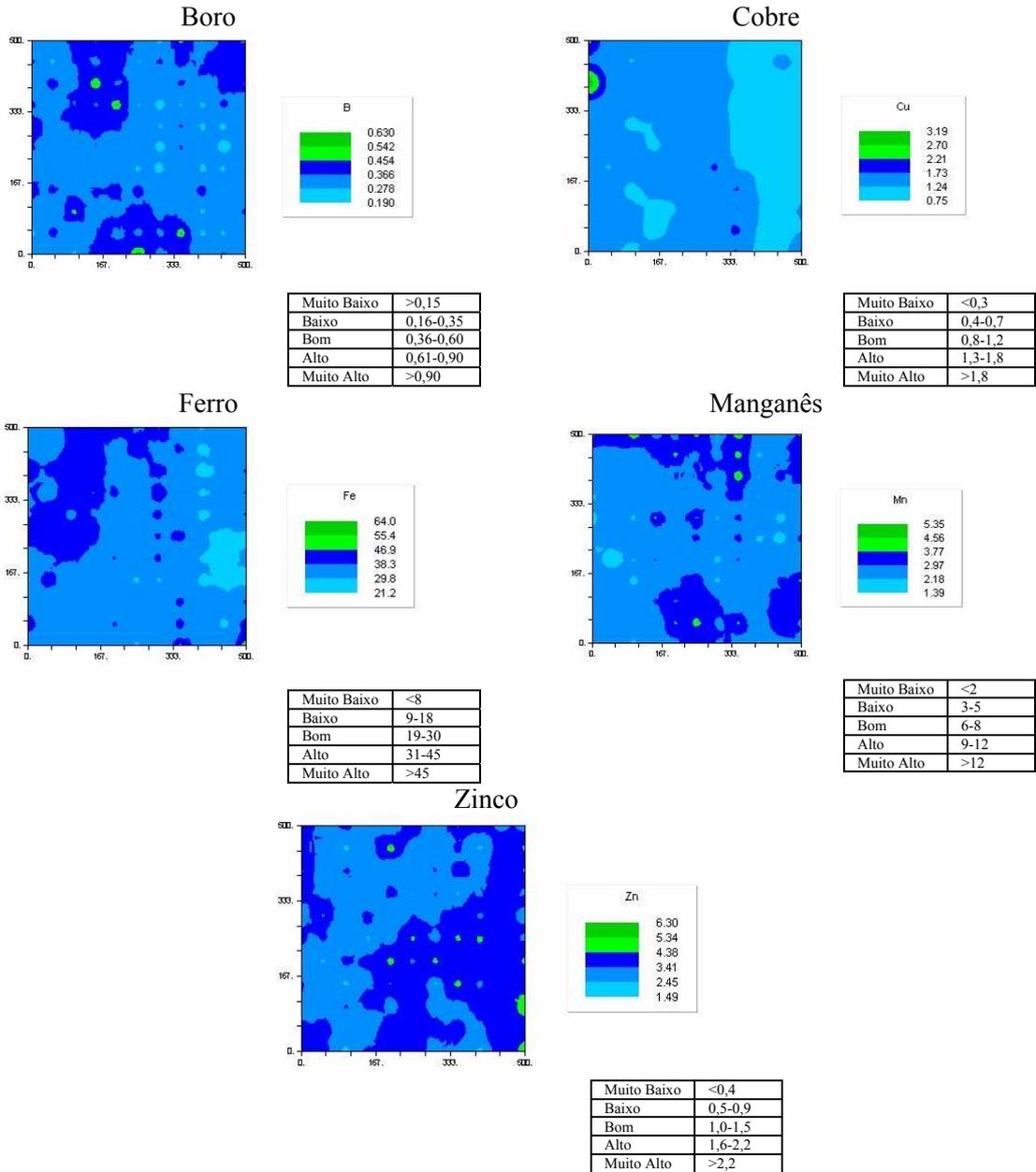


Figura 20 – Mapa de fertilidade das variáveis boro, cobre, ferro, manganês e zinco, na profundidade de 0-20 cm, ajustados aos dados experimentais da fazenda Santa Rosa, Uberlândia-MG

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBURQUERQUE, J.A.; REINERT, D.J.; FIORIN, J.E. Variabilidade de solo e planta em podzólico vermelho-amarelo. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras, v. 20. n. 2, p. 151-157, 1996.
- ALVARENGA, C.R. **Potencialidade de adubos verdes para conservação e recuperação de solos**, 1993, 112p. (Tese de Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG
- ALVARENGA, M.I.N.; SIQUEIRA, J.O.; DAVIDE, A. C. Teor de carbono, biomassa Microbiana, agregação e micorriza em solos de cerrado com diferentes usos. **Revista Ciência Agrotecnológica**, Lavras, v.23, n.3, p.617-625, 1999.
- BALASTREIRE, L. A. Aspectos gerais da agricultura de precisão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE SOJA, 1999, Londrina. **Anais...** Londrina: EMBRAPA, 1999. p.251-6.
- BAYER, C.; BERTOL, I. Características químicas de Cambissolo Humico afetadas por sistema de preparo, com ênfase a matéria orgânica. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras. v.23, p.687-694, 1999.
- BAUDER, J.W.; RANDAL, G.W.; SWAN, J.B. Effect of four continuous tillage system on mechanical impedance of a clay loam soil. **Soil Science Society of America Journal**. Madison, v.45, p.802-806, 1981.
- BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. Soil Variability: a review. **Soils and Fertilizers**, Farnham Royal, v.34, n. 1, p. 1-15, 1971.
- BERG, M.V.D.; KLAMT, E. Variabilidade especial de características de solo na região do Planalto Médio, RS: I. análise de variância por amostragem aninhada. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras, v.21, p.393-399, 1997
- BERTOLANI, F.C.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e espessura do horizonte A, em um Argilossolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras, v.21, p. 393-399, 1997.
- BORGES, E.N.; LOMBARDI NETO, F.; CORREA, G.F.; COSTA, L.M. Misturas de gesso e matéria orgânica alterando atributos físicos de um latossolo com compactação simulada. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras, v.21, p.125-130, 1997.
- BURROUGH, P.A.; BOUMA, J.; YATES, S.R. The state of the art in pedometrics. **Geoderma**, Amsterdam, v.62, p.311-26, 1994.
- BURROUGH, P. A.; VAN GAANS, P. F. M.; HOOTSMANS, R. Continuous classification in soil survey: spatial correlation, confusion and boundaries. **Geoderma**, Amsterdam, v.77, p.115-35, 1997.
- CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F; KONOPKA, A.E., 1994 , “Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils”. **Soil Science Society of America Journal**, Madison v. 58, n. 5, p. 1501-1511

CARVALHO Jr. I. **Estimativas de parâmetros sedimentológicos para estudo de camadas compactadas e/ou adensadas em latossolo de textura média, sob diferentes usos.** 1995, 83p. (Dissertação de Mestrado), UFV, Viçosa, MG.

CATTELAN, A. J.; VIDOR, C. Flutuações no biomassa, atividade e população microbiana do solo, em função de variações ambientais. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Lavras, v.14, n.2, p. 133- 142, 1990.

COUTO, E. G.; KLAMT, E. Variabilidade espacial de micronutrientes em solo sob pivô central no sul do estado de Mato Grosso. **Pesquisa Agropecuaria Brasileira**, Brasília, DF, v.34, p.2321-39, 1999

COUTO, E.G.; KLAMT. E; STEIN, A. Estimativa do teor de argila e de potássio trocável em solo esparsamente amostrado no sul do estado de Mato Grosso. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras, v.24, p.129-140, 2000.

DAVID, M. **Handbook of applied advanced geostatistical ore severe estimation.** New York: Elsevier, 1988. 216p.

DAVIS, J. G.; HOSSNER, L. R.; WILDING, L. P.; MANU, A. Variability of soil chemical properties in two sandy dunal soils of Niger. **Soil Science Society of America Journal**, Madison., v.159, p. 321-30, 1995.

DE MARIA, I. C.; NNABUDE, P. C.; CASTRO O. M. Long-term tillage and crop rotation effects on soil chemical properties of a Rhodic Ferralsol in southern Brazil. **Soil Tillage Revist**, v. 51 p. 71-79, 1999.

DE-POLLI, H.; GUERRA, J. G. M. Biomassa microbiana : perspectivas para o uso e manejo do solo. In : ALVAREZ, V. H.; FONTES, L. E. F.; FONTES, M. P. F. **O solo nos grandes domínios morfoclimáticos do Brasil e o desenvolvimento sustentado.** Viçosa: SBCS / UFV/ DPS, 1996. p.551- 564.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solo.** Rio de Janeiro, 1997. 211p.

ELTZ, F. L .F.; PEIXOTO, R. T. G.; JASTER, F. Efeito de sistemas de preparo do solo nas propriedades físicas e químicas de um Latossolo Bruno Alico. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras, MG, v.13, p.259-267, 1989.

FEKETE, A. Fertilizer application rate control for precision farming. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON COMPUTERS IN AGRICULTURE, 6. **Anais...** 1996. p. 557-62

FINKE, P. A. Field scale variability of soil structure and its impact on crop growth and nitrate leaching in the analysis of fertilizing scenarios. **Geoderma**, Amsterdam, v.60, p.89-107, 1993.

FISHER, R. A. **Statistical methods and scientific inference.** Edinburg: Oliver & Boyd, 1956. 175 p.

FUCKS, L.F.; REINERT, D.J.; CAMPOS, B.C.; BORGES, D.F., SAPINI, C. Degradação da estabilidade estrutural pela aração e gradagem do solo sob plantio direto por quatro anos. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 10, Florianópolis, 1994. **Anais...** Florianópolis, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1994. p.196-197.

GOTWAY, C. A.; FERGUSON, R. B.; HERGERT, G. W.; PETERSON, T. A. Comparison of kriging and inverse distance methods for mapping soil parameters. **Soil Science Society of America Journal**, Madison., v.60, p.1237-47, 1996.

HABTE, M. Impact of simulated erosive on the abundance and activity of indigenous vesicular-arbuscular mycorrhizal endophytes in an Oxissol. **Biology and Fertility of Soils**, Heidelberg, v.7, n.3, p.164-167, 1989

ISSAKS, E. H.; SRIVASTAVA, M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 560p

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600p.

KIRDA, C.; HARDARSON, G.; ZAPATA, F. Spatial variability of root zone soil water status and of fertilizer uptake by forage crops. **Soil Technology**, Amsterdam., v.1, p. 223-34, 1988.

KRAVCHENKO, A. N., BULLOCK, D. G. A comparative study of interpretation methods for mapping properties. **Agronomic Journal**, v.91, p.393-400, 1999.

KRIGE, D. G. **Lognormal-de Wijsian geostatistics for ore evaluation**. Johannesburg: Institute of Mining and Metallurgy, 1981. 51p.

KUHAR, J. E. **The precision-farming guide for agriculturists**. Moline, 1997. 117p.

LOPES, A. S. **Manual internacional de fertilidade do solo**. Potafos 2ª Ed. 1998 (Tradução e adaptação do original em inglês *International Soil Fertility Manual*, publicado pelo Potash & Phosphate Institute (PPI); EUA, em 1995)

MALZER, G. L. Corn yield response variability and potential profitability of site-specific nitrogen management. **Better crops with plant food**, Geórgia, v. 80, p. 6-8, 1996.

MANZATTO, C. V.; BHERING, S. B.; SIMÕES, M. **Agricultura de precisão: Propostas e Ações da Embrapa Solos**. Publicado em mar. de 1999. Disponível em <http://www.cnps.embrapa.br/search/pesqs/proj01/proj01.html>. Acesso 11 de out. de 2003.

MARQUES JUNIOR, J.; CORÁ, J. E. Atributos do solo para agricultura de precisão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA: Mecanização e agricultura de precisão, 27, 1998. **Anais...** Poços de Caldas: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1998. p.31-70.

McBRATNEY, A. B.; DE GRUIJTER, J. J. A continuum approach to soil classification by modified fuzzy k-means with extragades. **Journal Soil Science**, v.43, p.159-76, 1992.

McBRATNEY, A. B.; ODEH, I. O. A. Application of fuzzy sets in soil science: fuzzy logic, fuzzy measurements and fuzzy decisions. **Geoderma**, Amsterdam, v.77, p.85-113, 1997.

McGRAW, T. Soil test level variability in southern Minnesota. **Better crops with plant food**, Geogia, v. 78, nº 4, p. 24-25. 1994

MONTGOMERY, E. G. **Experiments in wheat breeding: experimental error in the nursery and variation in nitrogen and yield**. Washington, D.C.: U.S. Department of Agriculture, 1913. 61 p. (Bur. Plant Indust. Bul., 269).

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

OLIVEIRA, J.J.; CHAVES, L.H.G.; QUEIROZ, J.E. & LUNA, J. G. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras, v. 23. p. 783-789, 1999.

ORLANDO FILHO, J.; RODELLA, A. A análise química do solo e recomendação de adubação. In: ORLANDO FILHO, J., (Ed). **Nutrição e adubação da cana-de-açúcar no Brasil**. Piracicaba: Instituto do Açúcar e do Alcool/Planalsucar, 1983. P. 155-178

OVALLES, F., REY, J. Variabilidad interna de unidades de fertilidad en suelos de la depresión del lago de Valencia. **Agronomic Trop.**, v.44, p.41-65, 1994

PENTEADO, R. Agricultura de precisão: A moderna tecnologia ajuda a produção no campo. **Folha da Embrapa**, Brasília, DF, ano VI, nº 36,p 6-7, 1998

RAIJ, B. van **Fertilidade do solo e adubação**. Piracicaba, Ceres, Associação Brasileira para Pesquisa da Potassa e do Fosfato, 1991, 343 p.

RHEINHEIMER, D.S.; SANTOS, E.J.S.; KAMINSKY, J.; BORTULIZZI, E.C.; GATIBONI, L.C. Alterações de atributos do solo pela calagem superficial e incorporada a partir de pastagem natural. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.24, p.797-805,2000.

ROSA, M. E. C., OLSZEWSKI, N., MENDONCA, E. S. L. M. COSTA & J. R. CORREIA Formas de carbono em Latossolo Vermelho Eutroférico sob plantio direto no sistema biogeográfico do cerrado. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras, vol.27, no.5, p.911-923, 2003.

ROSSI, R. E.; DUMGAN, J. L.; BECK, L. R. Kriging in the shadows: geostatistical interpolation for remote sensing. **Remote Sensing of Environment: An interdisciplinary Journal**, New York,. v.49, p.32-40, 1994.

SANTOS, H.L.; VASCONCELOS, C.<sup>a</sup> Determinação do numero de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras, MG, v. 11, n.2, p.97-100,1987.

SCHILINDWEIN, J.A.; ANGHINONI, I. Variabilidade espacial de atributos de fertilidade e amostragem de solo no sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Lavras, v. 24, p. 85-91, 2000

SCHUELLER, J. K., 2000 “O estudo da arte da agricultura de precisão nos EUA”, II SIMPÓSIO SOBRE AGRICULTURA DE PRECISÃO, **Anais...** ESALQ/USP, Piracicaba, p 8-16.

SHOUSE, P. J.; RUSSELL, W. B.; BURDEN, D. S.; SELIM, L. B.; VAN GENUCHTEN, M. T. Spatial variability of soil water retention functions in a silt loam soil. **Soil Science**, v.159, p.1-12, 1995

SILVA, A.P.; Libardi, P.L.; Vieira, S.R., 1989, “Variabilidade espacial da resistência a penetração de um latossolo vermelho-escuro ao longo de uma transeção”. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. Lavras, v.13, n.1, p.1-5

SILVA, V.R.; REICHERT, J.M.; STORCK, L. ; FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho-Amarelo Distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 6, p. 1013-1020, 2003.

SMITH, L. H. Plot arrangement for variety experiment with corn. **Proceediment. America. Society Agronomic**., Madison, v. 1, n. 1907/09, p. 84-89, 1910.

SNEDECOR, G. W.; COCHRAN, W. G. **Statistical methods**. 6th ed., Ames: Iowa State University Press, 1967. 593p

SOUZA, L.S.; COGO, N.P; VIEIRA, S.R. Variabilidade de fósforo, potássio e matéria orgânica no solo em relação a sistema de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Lavras, v. 22, p. 77-86, 1998.

SOUZA, Z.M. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho Distrófico sob semeadura direta, em Selvíria, MS. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Lavras, v.25, p.699-707, 2001.

TAKEDA, E. Y. **Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos de uma associação de solos sob a Videira (*Vitis vinífera* L.) em Vitória Brasil-SP**. Ilha Solteira, 2000. 102p. Dissertação (Mestrado em Agronomia / Sistemas de Produção) - Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista.

TORMENTA, C.A.; ROLOFF, G. Dinâmica da resistência à penetração de um solo sob plantio direto. **Revista brasileira de Ciências do Solo**, Campinas, 20, p.333-339, 1996

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advance Agronomic** ., v.38, p.45-94, 1985

VAN ES, H. M.; VAN ES, C. L. Spatial nature of randomization and its effect on the outcome of field experiments. **Agronomic Journal**., Madison, v.85, p.420-8, 1993.

VIEIRA, S. R. Geoestatística aplicada a agricultura de precisão. In: BOREM, A. (ed.). **Agricultura de precisão**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2000. p.93-108

VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas, SP. **Bragantia**, Campinas, v.56, n.1, p.181-190, 1997.

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

VIEIRA, S.R.; LOMBARDI NETO, F. Variabilidade espacial de potencial de erosão das chuvas do Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.54, n.2, p.405-412, 1995.

WACKERNAGEL, H. **Multivariate geostatistics**: An introduction with applications. Berlin: Springer-Verlag, 1995. 256p.

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

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. In: STEWART, B. A., (Ed.) **Advance in soil science**, 1985. New York: Springer-Verlag,v.3, p.1-70.

WHITE, J. G.; ZASOSKI, R. J. Mapping soil micronutrients. **Field Crops Revist .**, v.60, p.11-26, 1999.

WOLLENHAUPT, N. C.; WOLKOWSKI, R. P. **Grid soil sampling for precision and profit. Unpublished manuscript**. Department of Soil Science, University of Wisconsin, Madison. WI. Modified from paper prepared for 24<sup>th</sup> North Central Extension-Industry Soil Fertility Workshop, St. Louis, MO, october 26-27, 1994.

ZHANG, R.; RAHMAN, S.; VANCE, G. F.; MUNN, L.C. Geostatistical analyses of trace elements in soils and plants. **Soil Science.**, v.159, p.383-90, 1995.