

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM PRODUÇÃO VEGETAL**

MOISES ZUCOLOTO

**CORRELAÇÃO E MAPEAMENTO DE ATRIBUTOS DO SOLO E DA
BANANEIRA 'PRATA ANÃ' PARA FINS DE AGRICULTURA DE
PRECISÃO**

**ALEGRE, ES
2009**

MOISES ZUCOLOTO

**CORRELAÇÃO E MAPEAMENTO DE ATRIBUTOS DO SOLO E DA
BANANEIRA 'PRATA ANÃ' PARA FINS DE AGRICULTURA DE
PRECISÃO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal, para obtenção do título de Mestre em Produção Vegetal.

Orientador: Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima

**ALEGRE, ES
2009**


MOISES ZUCOLOTO


**CORRELAÇÃO E MAPEAMENTO DE ATRIBUTOS DO SOLO E DA
BANANEIRA 'PRATA ANÃ' PARA FINS DE AGRICULTURA DE
PRECISÃO**


Dissertação apresentada à Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal, para obtenção do título de Mestre em Produção Vegetal.


Aprovada: 13 de fevereiro de 2009.

COMISSÃO EXAMINADORA


Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima
Universidade Federal do Espírito Santo
(Orientador)


Prof. Dr. Ruimario Inacio Coelho
Universidade Federal do Espírito Santo


Prof. Dr. Alexandre Cândido Xavier
Universidade Federal do Espírito Santo


Prof.ª Dra. Cláudia Sales Marinho
Universidade Estadual Norte Fluminense

AGRADECIMENTOS

A Deus, que por intermédio de Nossa Senhora de Fátima, me concedeu a oportunidade de realizar mais uma etapa de minha vida.

A minha mãe que me ensinou a ter fé.

Meu pai, homem verdadeiro e honesto, sempre disposto a ajudar da melhor maneira possível.

Meus irmãos, verdadeiros irmãos.

Aos integrantes e amigos da República do Rodo, Otto, Wellington, João Victor, Victor, Diogo, Hugo, Melini, Gina, Amanda, Isadora, Julia e a querida e amável Graça.

Professor Ruimario pela confiança e apoio durante nosso convívio.

Ao professor Alexandre pelas sugestões e conversas na cadeira quebrada.

Aos amigos Waylson (Batman), Gustavo (Kbeça) e Juliano (Pingo), pelo companheirismo e ajuda.

Ao professor Julião, pela orientação, disponibilidade, atenção e, sobretudo, pela amizade.

Ao Programa de Pós-Graduação do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo pela oportunidade e à FAPES pela concessão da bolsa de estudos.

Sentirei saudades, mas tudo na vida é assim, o que é bom passa rápido.

A vocês minha eterna gratidão.

BIOGRAFIA

Moises Zucoloto, natural de Colatina, Espírito Santo, filho de Maria Margarida Fornaciari Zucoloto e Bonfilho Zucoloto, agricultores familiares do Distrito de Barra do Triunfo, município de João Neiva - ES.

Em 2001, ingressou no curso de Agronomia na Universidade Federal do Espírito Santo - UFES, graduando-se em 2006 e dando início ao mestrado como aluno especial no mesmo ano.

Em março de 2007, ingressou no programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal em nível de mestrado no centro de Ciências Agrárias da UFES, sendo bolsista da Fundação de Amparo à Pesquisa do Espírito Santo (FAPES), submetendo-se à defesa em fevereiro de 2009.

RESUMO

O presente trabalho teve como objetivo aplicar métodos e conceitos de Agricultura de Precisão (AP), utilizando técnicas de estatística clássica e geoestatística no mapeamento da variabilidade espacial da produção da bananeira 'Prata Anã' e correlacioná-la com os atributos químicos e físicos do solo e o estado nutricional da planta no primeiro ciclo da cultura. A lavoura comercial situa-se em um Argissolo Amarelo Distrocoeso arênico no Distrito de Jacupemba, município de Aracruz, Norte do Estado do Espírito Santo, cujas coordenadas geográficas são: 19° 49' 24" de Latitude Sul e 40° 04' 20" de Longitude Oeste. Dentro da área comercial foi demarcada uma malha regular, totalizando 100 pontos amostrais, espaçados 6 x 4 m. Os valores dos atributos químicos e físicos do solo, estado nutricional e produção foram determinados em cada amostra. A massa do cacho (MC) não apresenta correlação significativa com nenhuma das frações granulométricas. Os atributos areia grossa (AG), areia fina (AF), areia total (AT) e argila (AR) apresentam dependência espacial de moderada a alta, com exceção para o silte (Sil) que apresenta ausência de dependência. Apenas o H+Al do solo apresenta correlação com a massa do cacho. Todos os atributos químicos do solo apresentam dependência espacial na área de estudo. O atributo T apresenta o maior alcance de dependência espacial, portanto, maior continuidade, com melhor precisão na estimativa de valores em locais não medidos. Quanto ao estado nutricional da planta, apenas os nutrientes K e P apresentam correlação significativa positiva com a produção por planta. Todos nutrientes foliares apresentam dependência espacial, com exceção para o B e o N. O maior alcance de dependência espacial entre os nutrientes foliares é apresentado pelo K e, portanto, maior continuidade espacial, afetando positivamente na estimativa de valores em locais não medidos. As características morfológicas diâmetro do cacho, número de bananas, largura da terceira folha e número de folhas na colheita estimaram a massa do cacho por planta com um R² de 58%.

Palavras - chave: *Musa* spp, geoestatística, krigagem.

ABSTRACT

The present work had as objective to apply methods and concepts of Precision Agriculture (PA), using techniques of classical statistical and geostatistics in mapping the spatial variability of the production of 'Prata Anã' banana tree and correlate it with the chemical and physical attributes of soil and the nutritional status of the plant in the first cycle of culture. The commercial crop is located in an Ultisol in the District of Jacupemba, municipality of Aracruz, Northern of the Espírito Santo State, whose geographical coordinates are 19° 49' 24" South Latitude and 40° 04' 20" West Longitude. Inside of the commercial area was demarcated a regular grid, totaling 100 sampling points, spaced 6 x 4 m. In each sample were determined values of the chemical and physical attributes of soil, nutritional status and production. The mass of the cluster (MC) sho no significant correlation with any of the size fractions. The attributes sand (AG), fine sand (AF), total sand (AT) and clay (AR) showed spatial dependence of moderate to high, except for the silt (Sil), which show bsence of dependence. Only the H + Al soil showesd correlation with the weight of the bunch. All the soil chemical attributes showed spatial dependence in the area. The attribute T has the largest range of spatial dependence, therefore, more continuity, with better accuracy in the estimation of values in places not measured. For the nutritional status of the plant, only the nutrients K and P showed significant positive correlation with yield per plant. All the leaf nutrients showed spatial dependence, except B and N. The greater range of spatial dependence between leaf nutrients is presented by K and thus more spatial continuity, positively affecting the estimation of values in places not measured. The morphological characteristics of the bunch diameter, number of bananas, the third leaf width and number of leaves at harvest estimated the mass of the plant with a bunch of R² of 58%.

Keywords: *Musa* spp., geostatistics, kriging.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Semivariograma experimental e modelo teórico.....	24
Figura 2 -	Localização da área experimental para coleta dos dados.....	31
Figura 3 -	Distribuição dos pontos amostrados formando uma malha regular.....	34
Figura 4 -	Mapa temático da distribuição espacial da produção de bananeira (kg/planta).....	47
Figura 5 -	Mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos pH, P e K do solo.....	49
Figura 6 -	Mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos Ca, Mg e Al.....	50
Figura 7 -	Mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos H+Al, SB e T do solo.....	50
Figura 8 -	Mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos t, V e m do solo.....	51
Figura 9 -	Mapas de isolinhas das frações do solo areia grossa (AG), areia fina (AF), areia total (AT) e argila (AR).....	54
Figura 10 -	Mapas temáticos dos micronutrientes nos tecidos foliares da bananeira “Prata Anã”.....	57
Figura 11 -	Mapas temáticos dos macronutrientes nos tecidos foliares da bananeira “Prata Anã”.....	57
Figura 12	Regressão linear múltipla de valores da MC observado versus o MC estimado.....	59

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Estatística descritiva da produção da bananeira e dos atributos químicos do solo na profundidade de 0-0,2 m.....	42
Tabela 2 -	Coeficiente de correlação de Pearson entre os atributos químicos do solo e a produção da bananeira.....	42
Tabela 3 -	Estatística descritiva da produção da bananeira e das frações granulométricas do solo.....	43
Tabela 4 -	Coeficiente de correlação de Pearson entre as frações granulométricas e a massa do cacho.....	44
Tabela 5 -	Estatística descritiva do estado nutricional da bananeira 'Prata Anã'.....	45
Tabela 6 -	Coeficiente de correlação entre os macro e micronutrientes foliares e a produção da bananeira.....	45
Tabela 7 -	Parâmetros e modelo do semivariograma escalonado da produção....	47
Tabela 8 -	Parâmetros e modelos dos semivariogramas escalonados dos atributos químicos.....	48
Tabela 9 -	Resultados dos modelos ajustados e parâmetros dos semivariogramas para as frações granulométricas.....	52
Tabela 10 -	Resultados dos modelos ajustados e parâmetros dos semivariogramas escalonados para os nutrientes foliares.....	55
Tabela 11	Médias \pm o desvio-padrão (s), valor máximo e mínimo para Diâmetro do Cacho (DC), Número de Bananas (NB), Largura da 3ª folha (LF) e Número de folhas na colheita (NF) da bananeira 'Prata Anã'.....	58

Tabela 12	Modelo de regressão passo-a-passo (<i>stepwise</i>) entre a massa do cacho (MC) e as características morfológicas de bananeira 'Prata Anã'.....	59
-----------	---	----

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	11
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	13
2.1 PRODUÇÃO DE BANANA NO BRASIL.....	13
2.2 AGRICULTURA DE PRECISÃO.....	13
2.3 VARIABILIDADE ESPACIAL.....	15
2.4 GEOESTATÍSTICA.....	19
2.4.1 Hipóteses.....	19
2.4.2 Semivariogramas e seus modelos.....	23
2.5 KRIGAGEM.....	27
2.6 ANÁLISE DE REGRESSÃO MÚLTIPLA LINEAR.....	29
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	31
3.1 CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA EXPERIMENTAL.....	31
3.1.1 Localização.....	31
3.1.2 Dados climáticos.....	32
3.1.3 Variedade cultivada.....	32
3.1.4 Implantação e manejo da cultura.....	33
3.2 DEFINIÇÃO DA GRADE AMOSTRAL E ESQUEMA DE AMOSTRAGEM DO SOLO.....	34
3.3 DETERMINAÇÃO DOS ATRIBUTOS DO SOLO.....	35
3.3.1 Atributos químicos.....	35
3.3.2 Atributos físicos.....	36
3.3.2.1 Análise granulométrica.....	36

3.4 ANÁLISES DO ESTADO NUTRICIONAL DA BANANEIRA.....	37
3.4.1 Análise química foliar.....	37
3.5 COLHEITA E PRODUÇÃO.....	37
3.6 ANÁLISE DOS DADOS.....	37
3.6.1 Análise exploratória descritiva.....	38
3.6.2 Análise exploratória espacial.....	38
3.6.3 Análise geoestatística.....	38
3.7 REGRESSÃO MÚLTIPLA LINEAR.....	40
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	41
4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DESCRITIVA.....	41
4.1.1 Atributos químicos de solo e da produção.....	41
4.1.2 Atributos físicos do solo e da produção.....	43
4.1.3 Estado nutricional da bananeira e da produção.....	44
4.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA ESPACIAL E GEOESTATÍSTICA.....	46
4.2.1 Produção da bananeira.....	46
4.2.2 Atributos químicos.....	47
4.2.3 Atributos físicos.....	51
4.2.4 Estado nutricional da bananeira.....	54
4.3 REGRESSÃO MÚLTIPLA LINEAR.....	58
5 CONCLUSÕES.....	60
6 REFERÊNCIAS.....	61

1 INTRODUÇÃO

A fruticultura no Espírito Santo é uma das atividades agrícolas mais recentes quando comparada com a cafeicultura e a pecuária. A sua introdução foi marcada pelo plantio de lavouras de bananeira nas áreas cafeeiras, que foram erradicadas na década de 60, sendo hoje destaque na região Norte do Estado, apresentando uma exploração agrícola moderna, tecnificada e empresarial, principalmente por parte dos produtores que têm a fruticultura como principal atividade agrícola.

A cultura da bananeira ocupa hoje uma área de 527.801 hectares em todo o território nacional e de 20.777 hectares no Espírito Santo. A produção Nacional está em torno de sete milhões de toneladas, sendo o Espírito Santo responsável por 186,4 mil toneladas. O consumo por habitante está em torno de 35 kg/ano, demonstrando ser uma fruta muito apreciada pela população (IBGE, 2008).

Mudanças nos padrões do agronegócio têm transformado a competitividade numa questão de sobrevivência para os bananicultores, com o mercado exigindo frutos de qualidade e baixo custo de produção, o que implica otimizar o uso de recursos como mão-de-obra e insumos. Outra característica que vem sendo incorporada aos sistemas de produção de frutíferas é a busca por alternativas tecnológicas que minimizem o impacto ambiental da atividade. Entre as normas para a Produção Integrada de Frutas (PIF) no Brasil, constam como “práticas obrigatórias”, entre outras, a aplicação de fertilizantes conforme a necessidade das culturas e a adoção de técnicas que reduzam perdas de nutrientes, (ANDRIGUETO & KOSOSKI, 2002).

A aplicação de tecnologias que considere a variabilidade espacial e temporal faz-se necessária, sobretudo na pesquisa agrícola em relação aos atributos do solo e os relativos à planta, como exemplo a produção. O conhecimento do estudo dessa variabilidade é considerado, atualmente, o princípio básico para o manejo preciso das áreas agrícolas, qualquer que seja sua escala produtiva.

O cultivo da bananeira apresenta um vasto campo para pesquisa utilizando as técnicas da Agricultura de Precisão (AP), perante a importância da cultura para nosso país, pelo alto grau tecnológico que se tem observado em muitas lavouras e

seu valor econômico. No entanto, o número de pesquisas com AP e a caracterização da variabilidade espacial para cultura da bananeira é quase inexistente.

Face aos justos anseios de preservação ambiental da sociedade e à necessidade crescente de produção de alimentos e racionalização dos meios de produção e insumos, o uso do solo com eficiência ambiental exprime não só os desafios inerentes à atividade agrícola, mas como fazê-la segundo preceitos de racionalidade e de respeito ambiental.

O objetivo geral do presente trabalho foi aplicar métodos e conceitos de AP, utilizando técnicas de estatística clássica e geoestatística no mapeamento da variabilidade espacial da produção de bananeira 'Prata Anã' (*Musa spp.*) e correlacioná-la com os atributos químicos e físicos do solo e estado nutricional da planta no primeiro ciclo da cultura.

Os objetivos específicos foram:

- correlacionar os atributos químicos e físicos do solo e estado nutricional com a produção da bananeira;
- estimar os valores de atributos químicos e físicos do solo e o estado nutricional da bananeira em locais não medidos na área, através do ajuste de semivariogramas e confecção de mapas temáticos pelo método da krigagem ordinária;
- ajustar modelos estatísticos através da regressão múltipla linear, para predição da massa do cacho por meio dos valores de características morfológicas das plantas.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 PRODUÇÃO DE BANANA NO BRASIL

A banana é umas das frutas mais consumidas no mundo, sendo explorada na maioria dos países tropicais. Em relação à produção mundial, o Brasil é o segundo maior produtor, com produção de 7.088.021 toneladas em uma área de 504,1 mil hectares, perdendo apenas para a Índia cuja produção é de 11.710.300 toneladas em uma área de 404,2 mil hectares (FAO, 2007).

Por ser uma planta tipicamente tropical, a bananeira é exigente em calor constante e elevada umidade para seu pleno desenvolvimento. Essas condições favoráveis são registradas na faixa compreendida entre os paralelos de 30° de latitude Norte e Sul, nas regiões onde as temperaturas situam-se entre os limites de 10°C e 40°C. Mas existem casos em que há possibilidade de cultivo em latitudes acima e abaixo de 30°, desde que a temperatura seja adequada (MOREIRA, 1987).

O Brasil apresenta condições favoráveis ao cultivo da bananeira em quase todo seu território, apresentando temperatura média anual em torno de 18°C, precipitação anual de 1500 mm, estação seca de no máximo 3 meses, áreas que apresentam solos com boa drenagem e características químicas em níveis adequados para o bom desenvolvimento da cultura (CORDEIRO, 2000).

2.2 AGRICULTURA DE PRECISÃO

A globalização da economia e a competitividade de preço dos produtos têm direcionado o setor agrícola à busca por maior eficiência e melhor controle de informações do campo. A pressão por maior conservação dos recursos naturais e menor poluição do solo é outro fator a influenciar novas mentalidades na operacionalização do processo produtivo da agricultura (JACOB, 1999).

Shiratsuchi (2001) define agricultura de precisão (AP) como um conjunto de tecnologias e procedimentos utilizados que permitem a otimização no gerenciamento dos sistemas de produção, tendo como elemento-chave o gerenciamento da variabilidade espacial e temporal de produção e os fatores a ela relacionados.

Rocha & Lamparelli (1998) afirmam que as aplicações convencionais de fertilizantes, geralmente significam aplicações excessivas em determinadas áreas do campo e insuficientes em outras, em função da desuniformidade da necessidade do solo. Acrescentam ainda, que foi nesse contexto que surgiu o princípio do manejo localizado de culturas, visando o aumento de eficiência, a uniformização da produtividade e o uso otimizado dos recursos na agricultura.

Molin & Menegatti (2005) dizem que corretivos e fertilizantes aplicados em taxas variadas estão relacionados aos conceitos da AP, que preconiza o tratamento localizado baseado nas diferenças existentes nas lavouras. Para se chegar a uma recomendação de aplicação em taxa variada de algum insumo, há todo um processo de investigação e diagnóstico. Nos países que vêm adotando essa prática, já existem veículos específicos para a aplicação localizada de fertilizantes. Mas o custo de aquisição de equipamentos, que fazem a distribuição variada é bastante elevado. No entanto, nesses ambientes, na maioria das vezes, a tarefa normalmente é executada por cooperativas ou prestadoras de serviços, que têm condições de diluir o elevado custo do investimento em equipamentos dessa natureza.

De acordo com Leal (2002), a AP no Brasil está sendo adotada gradativamente, revolucionando o modo de gerenciamento das propriedades rurais. Por se tratar de novos conceitos, tais como: mapas de produtividades, mapas de atributos de solos e plantas e aplicação localizada de insumos, há necessidade da realização de pesquisas nessa área para que os conhecimentos gerados possam ser adotados dentro da realidade brasileira.

Corá & Marques Júnior (1998) salientaram que o primeiro passo na implantação de um programa de AP é conhecer detalhadamente as causas da variabilidade espacial dos fatores que controlam o sistema solo-planta-atmosfera, e que, por conseguinte, controlam a produção das culturas e o impacto da agricultura no meio ambiente. Para Johann (2001), dentre esses fatores, os parâmetros do solo assumem uma

relevante contribuição no sucesso da implantação da AP, pois segundo Queiroz et al. (2000), além da variabilidade espacial das características do solo, tem-se a variabilidade temporal que pode afetar algumas tomadas de decisões, tais como, qual atributo amostrar, quando e com qual frequência amostrar e, principalmente, como responder à variabilidade medida.

Segundo Jakob (1999), a agricultura de precisão não é simplesmente a aplicação de tratamentos em nível local, pois também requer monitoramento e assessoramento qualificado, que juntos são suficientes para que se entendam os processos envolvidos no campo; ela não corresponde necessariamente ao rendimento máximo, e sim à máxima vantagem financeira sem o comprometimento dos recursos naturais, tendo como ideal a eficiência na produção e conservação. Essa eficiência minimiza custos, aumenta a produção, e recentemente, tem dado bons resultados em termos de lucro para fazendeiros americanos, que minimizaram o uso de produtos químicos.

O objetivo principal da AP é manejar todo o conjunto de uma área particular cultivada de modo ótimo, de tal forma que os lucros agrícolas sejam maximizados e o impacto da agricultura no meio ambiente seja minimizado. É incorreto dizer que a meta da AP seja uniformizar a produtividade através de todo o campo. A agricultura de precisão procura perceber a produtividade potencial e a qualidade da cultura com o incremento do retorno econômico de todas as partes de um campo, com o mínimo impacto sobre o meio ambiente. Em alguns campos, pode haver mais espaço para incrementar o retorno econômico de uma área de alta produtividade já existente, em detrimento de áreas de baixa produtividade. Esse será o caso se as causas da baixa produtividade forem insuperáveis. Se economicamente justificada, a taxa de aplicação de alguns insumos agrícolas pode ser variada, já que o objetivo deve ser o de efetuar a aplicação econômica e ótima para cada parte da cultura (DAMPNEY & MOORE, 1999).

2.3 VARIABILIDADE ESPACIAL

O conhecimento da distribuição dos atributos do solo no campo 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 diminuir os custos e mão-de-obra do trabalho.

Segundo Mulla & Schepers (1997), dentre alguns dos mais importantes atributos do solo que determinam a produção das culturas concentram-se: disponibilidade de água, drenagem, disponibilidade de nutrientes, textura e pH.

A influência da textura na produtividade tem sido relatada mais como um fator determinante da disponibilidade de água para as plantas. Assim, o aumento do teor de silte e argila (frações granulométricas finas), e até determinados valores nos horizontes superficiais e subsuperficiais, geralmente estão associados, diretamente, com um aumento no crescimento (GONÇALVES, 1990), normalmente em locais onde a aeração se torna deficiente. Nesse caso, o aumento do teor de areia favorece o crescimento (DELLA-BIANCA & OLSON, 1961).

A análise de dados obtidos em condições de campo tem sido dificultada nas diversas áreas da ciência, devido à variabilidade espacial. Quando se trata da variabilidade do solo, as dificuldades tornam-se ainda maiores, porque sendo a formação do solo resultante de uma série de fatores, o produto final é bastante heterogêneo em relação às suas características e propriedades (SILVA et al., 1989). Em áreas cultivadas, além da variabilidade natural do solo, existem fontes adicionais de variabilidade devido ao manejo exercido pelo homem, uma das quais é o cultivo em linhas e a consequente aplicação localizada de fertilizantes (JOHNSON et al., 1996; SOUZA et al., 1997).

Considerando a importância da variabilidade espacial dos atributos do solo, é justificável conhecer o comportamento dessa variabilidade para localizar áreas e unidades experimentais, de modo que as variáveis sejam independentes, e aplicar testes estatísticos de maneira correta (SILVA et al., 2003). Segundo os mesmos autores, considerando essas variações e a dependência espacial, a utilização de amostragem aleatória seria insuficiente para representar toda uma classe de solo.

Inúmeros trabalhos de campo têm mostrado a importância do estudo das variações das condições do solo como aspecto fundamental para implantar uma agricultura mais eficiente e rentável, mostrando que a variabilidade do solo não é puramente aleatória, apresentando correlação ou dependência espacial (VIEIRA et al., 1983; SOUZA et al., 1997; SOUZA et al., 2006).

O conhecimento da variabilidade espacial de atributos do solo e das características das plantas que controlam a produtividade das culturas é indispensável na implantação da AP (JAKOB, 1999).

Quartezani (2008) analisou a variabilidade espacial da produtividade e das características físicas e químicas de um Latossolo Amarelo em um plantio de pimenta-do-reino no Norte do Espírito Santo. Para o estudo, foram utilizadas técnicas de estatística clássica, geoestatística e geoprocessamento, identificando zonas diferenciadas do manejo da fertilidade do solo através do mapeamento dos atributos estudados, mostrando regiões com maior ou menor teor para cada atributo.

Oliveira (2007), combinando as técnicas de geoprocessamento em estudo realizado no Sul do Estado do Espírito Santo com a cultura do café conilon, realizou o mapeamento da variabilidade espacial e identificou a dependência espacial dos atributos do solo e os relativos às plantas, mostrando ser, essa técnica, uma ferramenta extremamente útil para auxiliar em programas de AP para a cafeicultura capixaba, visando sobretudo a sustentabilidade da atividade.

Libardi et al. (1986) avaliaram a variabilidade espacial da umidade, textura e densidade das partículas, argila, silte e areia, ao longo de um traçado de 150 m de comprimento numa Terra Roxa Estruturada. Para a análise da variabilidade espacial, utilizaram semivariogramas e autocorrelogramas.

Silva et al. (2008) avaliaram os atributos do solo associados à produção de café arábica em um Latossolo Vermelho Amarelo, no Sul de Minas Gerais, e verificou grande amplitude de variação dos atributos justificando a aplicação diferenciada e localizada na lavoura cafeeira.

Greco et al. (2005), em experimento realizado em Campinas, verificaram a variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos de um Latossolo Vermelho e

concluíram que a dependência espacial encontrada e a semelhança de comportamento entre as variáveis, permitiram inferir que amostragem ao acaso seria falha, pois esconderia a variabilidade encontrada, interferindo nas respostas dos tratamentos caso fosse instalado um experimento que exigisse independência entre amostras.

Chaves e Farias (2008) estudaram a variabilidade espacial de estoque de carbono nos tabuleiros costeiros da Paraíba em solo cultivado com cana-de-açúcar e verificaram que a geoestatística possibilitou a descrição do estoque de carbono no solo o que permitiu a definição de zonas específicas de manejo.

Queiroz et al. (1999), empregando técnicas de estatística descritiva e geoestatística estudaram a variabilidade espacial da porosidade drenável de um solo de várzea, sugerindo que, no caso de planejamento de novas amostragens, o alcance de dependência espacial deveria ser considerado.

Souza et al. (1999) analisaram a variabilidade espacial dos atributos químicos de solo: fósforo (P), potássio (K) e potencial hidrogênico (pH). A pesquisa foi realizada em uma área de Latossolo Roxo Distrófico pertencente ao Centro de Pesquisa Eloy Gomes da Cooperativa Central Agropecuária de Desenvolvimento Tecnológico e Econômico Ltda. (COODETEC) em Cascavel, PR. Concluíram que o solo apresentava um bom padrão de fertilidade, que todas as variáveis estudadas apresentaram dependência espacial.

Segundo Oliveira (2007), o mapa de produtividade pode indicar a localização de áreas críticas em termos de rentabilidade, enquanto os mapas dos atributos do solo e do relevo, por meio de seus respectivos Modelos Digitais de Elevação (MDEs), podem auxiliar na identificação dos fatores que estão limitando a produtividade, informações essas importantes para a tomada de decisões.

Farias et al. (2003) estudaram a produtividade de laranja natal irrigada e não irrigada localizadas no município de Luiz Antônio, SP e observaram uma alta variabilidade da produtividade nas duas áreas em estudo.

2.4 GEOESTATÍSTICA

Segundo VIEIRA (2000), a geoestatística surgiu na África do Sul, quando Krige, um matemático sul africano, em 1951, trabalhando com dados de concentração de ouro, concluiu que não conseguia encontrar sentido nas variâncias, se não levasse em conta a distância entre as amostras. Assim, Matheron em 1963, baseado nessas observações, desenvolveu uma teoria, a qual ele chamou de teoria das variáveis regionalizadas que contém os fundamentos da geoestatística.

Quando uma determinada propriedade varia de um local para outro com algum grau de organização ou continuidade, expresso através da dependência espacial, a estatística clássica deve ser trabalhada com uma estatística relativamente nova que é a Geoestatística (VIEIRA, 2000).

Consequentemente, os valores em locais mais próximos entre si são mais semelhantes, até um determinado limite, que aqueles tomados a maiores distâncias. Caso isso ocorra, os dados não podem ser tratados como independentes e um tratamento estatístico mais adequado será necessário (EGUCHI, 2001). Blackwell (1975) afirma que duas variáveis são independentes se a distribuição de cada uma, dados os valores da outra, for sempre igual à sua distribuição incondicional, isto é, não depende dos valores das outras variáveis. Se duas variáveis são independentes elas são, certamente, não correlacionadas. O problema é que é impossível saber, antes de amostrar, de que maneira as amostras vão se comportar (dependentes ou independentes umas das outras). Devido a essas limitações da estatística clássica e pelo fato dos solos serem heterogêneos, pois a maioria de seus atributos varia no espaço e no tempo, torna-se necessária a utilização de procedimentos estatísticos adicionais, que considerem e reflitam essas variações (SILVA, 1988).

2.4.1 Hipóteses

De acordo com Guimarães (2000), para que a geoestatística possa ser utilizada adequadamente, faz-se necessário que algumas hipóteses de estacionaridade de uma função aleatória $Z(x_i)$ sejam consideradas.

Observa-se que o resultado da amostragem para cada variável aleatória é composto de uma única realização em cada ponto e, portanto, de cada variável, o que torna impossível qualquer tipo de inferência sobre esse processo. Isso faz com que algum tipo de estacionaridade, condizente com o problema em questão, seja assumido de forma a possibilitar a estimativa de ao menos os dois primeiros momentos da distribuição da variável aleatória, que em geral estão relacionados com as propriedades de interesse, tais como: média, correlação, covariância e de semivariância. Segundo Grossi Sad (1986), o modo usual de analisar semelhanças e diferenças entre amostras é estabelecendo sua covariância.

Supondo-se que a função aleatória $Z(x_i)$ tenha valores esperados $E \{Z(x_i)\} = m(x_i)$ e $E \{Z(x_i+h)\} = m(x_i+h)$ e variâncias $VAR \{Z(x_i)\}$ e $VAR \{Z(x_i+h)\}$, respectivamente, para os locais x_i e x_i+h , e qualquer vetor h , então a covariância $C(x_i, x_i+h)$ entre $Z(x_i)$ e $Z(x_i+h)$ é definida pela equação:

$$C(x_i, x_i+h) = E \{Z(x_i) Z(x_i+h) - m(x_i) m(x_i+h)\} \quad (1)$$

E o variograma $2\gamma(x_i, x_i+h)$ é definido por:

$$2\gamma(x_i, x_i+h) = E \{Z(x_i) - Z(x_i+h)\}^2 \quad (2)$$

A variância de $Z(x_i)$ é:

$$VAR \{Z(x_i)\} = E \{Z(x_i) E Z(x_i+0) - m(x_i) m(x_i+0)\} = E \{Z^2(x_i) - m^2(x_i)\} = C(x_i, x_i) \quad (3)$$

e a variância de $Z(x_i+h)$ é:

$$\text{VAR} \{Z(x_i+h)\} = E \{Z^2(x_i+h) - m^2(x_i+h)\} = C(x_i+h, x_i+h) \quad (4)$$

Segundo Guimarães (2000) e Vieira (1996), existem três tipos de hipóteses de estacionaridade de uma função aleatória $Z(x_i)$: a hipótese de estacionaridade de segunda ordem, a hipótese intrínseca e a hipótese de não tendência. Pelo menos uma delas deve ser satisfeita, antes de qualquer aplicação geoestatística.

Trangmar et al. (1985) definem a hipótese de estacionaridade de primeira ordem como sendo a hipótese de que o valor esperado da função aleatória $Z(x_i)$ é o mesmo para toda a área, independente da posição que ocupa ou a distância de separação (h). Esses autores afirmam que a estacionaridade de segunda ordem, também conhecida como estacionaridade forte, é verificada quando a função aleatória atende a estacionaridade de primeira ordem e a covariância espacial $C(h)$, para cada par de valores $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$ separados por uma distância h , é igual em toda a área estudada e depende apenas de h , implicando em uma variância finita (PREVEDELLO, 1987; COSTA, 1999).

De acordo com Vieira (1996), essa hipótese só poderá ser validada quando comprovada a existência de uma variância finita dos valores medidos, entretanto, alguns fenômenos físicos, como concentração de ouro, apresentam uma variância infinita de dispersão. Nessas situações, ou seja, quando a aceitação de uma estacionaridade de segunda ordem não pode ser satisfeita, necessita-se então de outro modelo estatístico baseado na hipótese intrínseca, podendo ser aplicável, por ser menos restritiva, requerendo apenas a existência de estacionaridade do semivariograma. Basicamente, uma função aleatória é dita intrínseca quando a estacionaridade do primeiro momento estatístico e seu incremento $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$ tem variância finita e não depende de x_i para qualquer vetor h . Matematicamente:

$$\text{VAR} [Z(x_i) - Z(x_i+h)] = E [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad (5)$$

Substituindo a equação (2) na equação (5), tem-se:

$$2\gamma(h) = E [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad (6)$$

A função $\gamma(h)$ é o semivariograma. A razão para o prefixo “semi” é que a equação (6) pode ser escrita de forma:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad (7)$$

Assim, a variância de $Z(x_i)$ não é finita, mas a variância do primeiro incremento de Z $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$ é finita, e esse incremento é fracamente estacionário (VIEIRA et al. 1983; PREVEDELLO, 1987; COSTA, 1999). Segundo Vieira (2000), se uma função aleatória $Z(x_i)$ é estacionária de segunda ordem, então ela será também intrínseca, entretanto, o contrário não é necessariamente verdade.

E finalmente, para a hipótese de não-tendência, segundo Johann (2001), a função aleatória $Z(x_i)$ para qualquer posição x_i consistirá de dois componentes, um componente principal chamado “drift” e o erro residual. Portanto, para se trabalhar sob essa hipótese, é preciso, para cada posição x_i , determinar o *drift* e ter uma expressão para o semivariogramas dos resíduos (WEBSTER & BURGESS, 1980). De acordo com Tukey (1977), citado por Silva (2000), no caso da existência de tendências, as mesmas deverão ser removidas através do método de regressão linear ou pelo método de polimento de medianas.

Dessa forma, segundo Johann (2001), a análise geoestatística pressupõe a inexistência de tendências associadas às posições espaciais, ou seja, o semivariograma deve ser idêntico para qualquer direção (isotrópico). Para tanto, deve-se verificar a existência de padrões nos gráficos das variáveis estudadas em relação às coordenadas de posição. Isso, segundo Vieira (1998), far-se-á examinando o semivariograma nas direções 0° , 45° , 90° e 135° . Se o semivariograma apresentar o mesmo comportamento em todas as direções, teremos um caso isotrópico. Caso contrário, uma situação anisotrópica, os dados originais devem receber transformações antes de serem usados. Existem ainda, alguns

softwares que apresentam um semivariograma médio considerando todas as quatro direções, diminuindo assim, o tempo de processamento dos dados.

Não existe um método fácil de testar em qual tipo de estacionaridade os dados se enquadram. Vauclin et al. (1983) e Prevedello (1987) afirmam que a dependência entre amostras é comumente descrita através de autocorrelogramas ou semivariogramas. A utilização do correlograma tem como requisito a aceitação da estacionaridade de segunda ordem, já para o semivariograma há uma pequena modificação nesses requisitos, tornando-os menos rigorosos, com apenas a aceitação da hipótese intrínseca, também conhecida como de fraca estacionaridade. Os gráficos gerados por meio dos variogramas e que expressam a semivariância em função de h são chamados de semivariogramas.

2.4.2 O semivariograma e seus modelos

Após analisar as hipóteses, a estimativa da dependência espacial entre amostras vizinhas no espaço pode ser realizada através da autocorrelação que é de grande utilidade quando se está fazendo amostragem em uma direção. Porém, quando a amostragem envolve duas direções (x, y), o instrumento mais indicado para a estimativa da dependência espacial entre amostras é o semivariograma (SILVA, 1988), ou ainda, quando a interpolação entre locais medidos for necessária para a construção de mapas de isolinhas (VIEIRA et al., 1983).

O semivariograma analisa o grau de dependência espacial entre amostras dentro de um campo experimental, além de definir parâmetros necessários para a estimativa de valores para locais não amostrados, através da técnica de krigagem (SALVIANO, 1996).

O semivariograma é por definição:

$$\gamma(h) = 1/2 E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (8)$$

e pode ser estimado através de:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (9)$$

em que: $N(h)$ é número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$, separados por um vetor h .

O gráfico de $\hat{\gamma}(h)$ versus os valores correspondentes de h , chamado semivariograma, é uma função do vetor h e, portanto, depende de ambos: magnitude e direção de h (Figura 1).

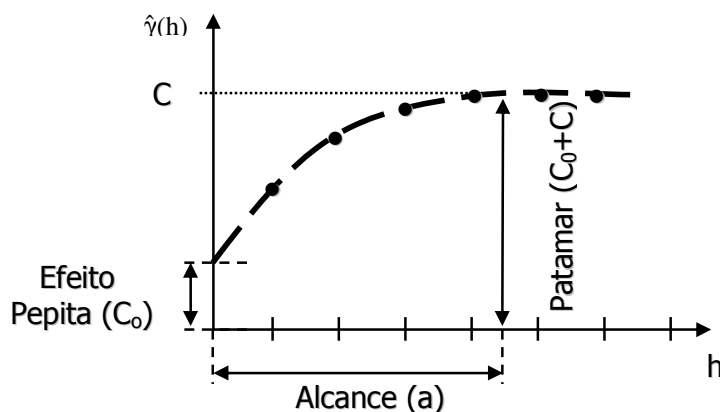


Figura 1 - Semivariograma experimental e modelo teórico.

Como já explicado, para a confecção dos semivariogramas experimentais são computados valores de $\gamma(h)$ confrontando-os com os respectivos valores de h . As somatórias necessárias para o cálculo de $\gamma(h)$, porém, devem ser construídas por um número suficiente de pares, que tornem o resultado consistente (LANDIM, 2003). Como regra prática, adota-se para tanto um mínimo de 30 pares, o que pode ser

conseguido se for escolhido, como maior h , a metade da maior distância existente entre os pontos (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978).

A determinação do semivariograma é descrita como o primeiro passo no procedimento de estimativa geoestatística. Na verdade, ele é o passo mais importante porque o modelo escolhido será utilizado através de todo o processo de krigagem e influenciará todos os resultados e conclusões. Nesse estágio, o avaliador deverá decidir se usa ou não a geoestatística para inferências. O semivariograma é uma das maneiras mais simples de verificar a aplicabilidade da geoestatística, ou mesmo a estatística clássica, para área em estudo (GUERRA, 2004).

Segundo Vieira et al. (1983), são encontrados, basicamente, quatro modelos de semivariogramas empíricos com patamar:

a) modelo linear

$$\gamma(h) = C_0 + \left(\frac{C}{a}\right) * h \quad 0 < h < a \quad (10)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad h > a$$

em que: C/a é o coeficiente angular para $0 < h < a$. Nesse modelo, o patamar é determinado por inspeção; o coeficiente angular, C/a , é determinado pela inclinação da reta que passa pelos primeiros pontos de $\gamma(h)$, dando-se maior peso àqueles que correspondem ao maior número de pares; o efeito pepita, C_0 , é determinado pela interseção da reta no eixo $\gamma(h)$; o alcance, a , é o valor de h correspondente ao cruzamento da reta inicial com o patamar; e $C = \text{patamar} - C_0$.

b) modelo esférico

$$\gamma(h) = C_0 + C * \left[\frac{3}{2} * \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} * \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] \quad 0 < h < a \quad (11)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad h > a$$

O modelo esférico é obtido selecionando-se os valores do efeito pepita (C_0) e do patamar ($C_0 + C$), depois passando uma reta que intercepte o eixo y em C_0 e seja tangente aos primeiros pontos próximos de $h=0$. Essa reta cruzará o patamar à distância, $a'=2/3 a$. Assim, o alcance (a) será $a=3a'/2$. O modelo esférico é aproximadamente linear até cerca de $1/3 a$.

c) modelo exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C * \left[1 - \exp\left(-3 * \frac{h}{a} \right) \right] \quad 0 < h < d \quad (12)$$

em que: d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido. Uma diferença fundamental entre o modelo exponencial e o esférico é que o exponencial atinge o patamar apenas assintoticamente, enquanto que o modelo esférico o atinge no valor do alcance. O parâmetro a é determinado como a distância após a qual o semivariograma se estabiliza. Os parâmetros C_0 e C para os modelos exponencial e gaussiano são determinados da mesma maneira que para o esférico.

d) modelo gaussiano

$$\gamma(h) = C_0 + C * \left[1 - \exp\left(-3\left(\frac{h}{a}\right)^2\right) \right] \quad 0 < h < d \quad (13)$$

Já os modelos sem patamar, correspondem a fenômenos que têm uma capacidade infinita de dispersão, e por isso, não tem variância finita e a covariância não pode ser definida (VIEIRA, 2000). Os modelos sem patamar satisfazem apenas a hipótese intrínseca e os semivariogramas podem ser definidos, mas não se estabilizam em nenhum patamar.

Jakob (1999) afirma que a semivariância assume um papel importante na interpolação de valores através da técnica de krigagem ordinária, que leva a erros mínimos na interpolação.

2.5 KRIGAGEM

O nome Krigagem foi dado por Matheron em 1963 para homenagear o matemático sul-africano Krige (VIEIRA, 2000). Segundo Salviano (1996), a krigagem é uma técnica usada na geoestatística com o objetivo de estimar valores de variáveis para locais onde as mesmas não foram medidas a partir de valores adjacentes interdependentes considerando os parâmetros do modelo de semivariograma ajustado aos dados.

Na maioria das vezes, o interesse da análise geoestatística não se limita à obtenção de um modelo de dependência espacial, desejando-se também prever valores em pontos não amostrados. O interesse pode ser em um ou mais pontos específicos da área ou obter uma malha de pontos interpolados que permitam visualizar o comportamento da variável na região por meio de um mapa de isolinhas ou de superfície. Para se obter esse maior detalhamento da área em estudo, a aplicação

de um método de interpolação como a krigagem é necessária (SILVA JUNIOR, 2001).

Segundo Gonçalves (1997) e Silva Junior (2001), esse interpolador pondera os vizinhos do ponto a ser estimado, obedecendo aos critérios de não tendenciosidade e mínima variância. Existem diversos tipos de krigagem: simples, ordinária, universal, indicadora, entre outras.

De acordo com Silva Junior (2001), o método de krigagem ordinária se distingue dos demais tipos por seu objetivo de minimizar a variância dos erros. Os ponderadores de dados na krigagem são proporcionais às "distâncias estatísticas", significando que, além de ponderar pelas distâncias euclidianas entre o ponto a ser estimado e os demais pontos conhecidos, incorporam também a estrutura de variabilidade na região de estimação. Um caso em que isso ocorre é quando à anisotropia, ou seja, dois pontos separados pela mesma distância euclidiana do ponto a ser estimado possuem influência diferente na estimativa dependendo da direção onde estão situados, uma vez que a dependência é distinta nas diferentes regiões (RIBEIRO JUNIOR, 1995). Salienta-se, ainda, que as distâncias consideradas não são somente as distâncias entre o ponto a ser predito e os vizinhos, mas também as distâncias entre os vizinhos (SILVA JUNIOR, 2001).

No método da krigagem, os pesos são atribuídos de acordo com a variabilidade espacial expressa no semivariograma (VIEIRA, 1998). No entanto, o que torna a krigagem um interpolador ótimo é a maneira como os pesos são distribuídos, não sendo tendenciosos, tendo variância mínima e possibilitando que se conheça a variância da estimativa.

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 medido e o estimado, essas diferenças devem ser mínimas (FIETZ, 1998).

Sendo assim, a krigagem é uma técnica usada na geoestatística com o objetivo de estimar valores de variáveis para locais onde as mesmas não foram medidas a partir de valores adjacentes interdependentes. Para que essa ferramenta seja usada é

necessário que exista a dependência espacial definida pelo semivariograma (SALVIANO, 1996).

Por meio da análise de mapas de contorno ou de superfície, gerados por meio da krigagem, pode-se tomar decisões importantes, por exemplo, em relação ao aumento da eficiência na utilização de fertilizantes, com redução de custo e aumento de produtividade. Isso porque a aplicação de recomendações médias de fertilizantes, usualmente utilizadas pelos produtores, pode resultar em uma super ou subfertilização de uma área, com implicações negativas no ambiente e na relação custo-benefício (MULLA, et al., 1992 e RIBEIRO, 2002). O mapeamento da variabilidade espacial dos atributos do solo permite a aplicação de fertilizantes por zonas de manejo, de forma diferenciada, ou seja, utilizando taxa variável, favorecendo a otimização da produtividade, aumentando a eficiência do insumo, maximizando os benefícios e reduzindo custos.

2.6 ANÁLISE DE REGRESSÃO MÚLTIPLA LINEAR

A Regressão Múltipla (RM) é definida por Tabachnick e Fidell (1996) como um conjunto de técnicas estatísticas que possibilita a avaliação do relacionamento de uma variável dependente com diversas variáveis independentes.

Segundo Dias (1999), a justificativa para medir uma série de variáveis em cada unidade experimental é o fato de que, provavelmente, nenhuma delas consiga caracterizá-la individualmente. Além disso, a partir do momento que são tomadas diversas medidas em cada uma das unidades experimentais, desaconselha-se o uso de análise univariada, separadamente para cada uma das variáveis. Baseado nisso, Abbad (2002) afirma que grande parte das pesquisas delineadas para examinar o efeito exercido por duas ou mais variáveis independentes sobre uma variável dependente utiliza a análise de Regressão Múltipla.

Para Lourenço (2004), as relações entre duas variáveis X , considerada independente, e Y , considerada dependente, podem ser representadas num diagrama de dispersão, com os valores de Y_i em ordenada e os de X_i em abscissa.

Cada par de valores X_i e Y_i fornecerão um ponto e utilizando-se, por exemplo, o método dos desvios mínimos ao quadrado, pode-se calcular a equação de uma reta que melhor se ajuste à nuvem de distribuição. A análise de regressão múltipla linear de quaisquer m variáveis independentes sobre uma variável dependente, pode ser expressa por:

$$Y_i = a_0 + a_1X_{1i} + a_2X_{2i} + \dots + a_mX_{mi} \quad (16)$$

em que: Y_i é a variável dependente; $X_{1i}, X_{2i} \dots X_{mi}$ as variáveis independentes, responsáveis pela variabilidade em Y , explicada pela relação linear; a_0 é o intercepto com o eixo Y ; e $a_1, a_2 \dots a_m$ os coeficientes das variáveis independentes.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA EXPERIMENTAL

3.1.1 Localização

O trabalho foi conduzido em uma lavoura comercial localizada no Distrito de Jacupemba, município de Aracruz, Norte do Estado do Espírito Santo, em um Argissolo Amarelo Distrófico arênico, localizado nos depósitos dos tabuleiros costeiros da região (AMADOR 1982 e DUARTE 2000), correspondendo ao Argissolo Amarelo Distrocoeso arênico de acordo com Sociedade Brasileira de Ciências do Solo, (EMBRAPA, 2006), As coordenadas geográficas do local são: 19° 49' 24" de Latitude Sul e 40° 04' 20" de Longitude (Figura 2). A altitude média da área está em torno de 30 m e com declividade menor que 1%.

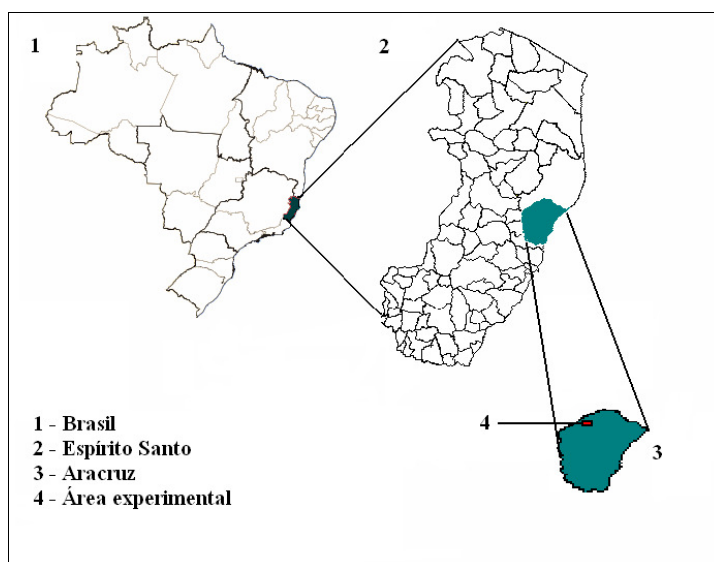


Figura 2 – Localização da área experimental para coleta dos dados.

3.1.2 Dados climáticos

O clima, segundo a classificação de Köppen, é do tipo Aw, com estação seca no inverno e verão quente e chuvoso. Os dados climáticos baseados numa série histórica compreendida entre os anos de 1976 e 2006 apresentaram temperatura média anual de 24,8°C, com temperatura média do mês mais frio de 19,8°C, do mês mais quente de 29,8°C e precipitação média anual acumulada de 1.200 mm.

3.1.3 Variedade cultivada

A variedade estudada foi a Prata Anã (*Musa* spp.), que apresenta sistema radicular fasciculado, ausência de câmbio vascular e flores tipicamente trimeras, sendo incluída na classe Liliopsida, subclasse Liliidae e superordem Liliinae (MOREIRA, 1987). A cultivar apresenta alta produtividade, em torno de 20 toneladas na primeira colheita para um *stand* de 1.666 plantas/ha, fácil manejo devido a não necessidade de escoramento e boa aceitação de mercado.



Fotografia 1 – Bananeira Prata Anã aos 120 dias após o plantio.

3.1.4 Implantação e manejo da cultura

O plantio da bananeira foi realizado em janeiro de 2007, onde a área era ocupada com a cultura do cafeeiro, que por sua vez foi eliminada. Foi realizada uma subsolagem e a abertura de sulcos com auxílio de um sulcador acoplado ao trator. O sulco foi realizado a uma profundidade de 0,50 m com espaçamento de 3,0 m entre linhas. Para a limpeza da área com relação às ervas daninhas, foi feita uma aplicação de herbicida antes do plantio. A cultura foi instalada no espaçamento 3x2 m.

Os rizomas foram extraídos de uma plantação na mesma propriedade e apresentavam uma massa de 1,5 kg. Após a limpeza, estes foram colocados em solução contendo inseticida e nematicida. A adubação da lavoura teve início na sua implantação com 200 g super simples (SS) por planta, adicionado no sulco.

Ao longo do ciclo da cultura, foram aplicados, por planta, 220 g de Nitrogênio, 290 g de Potássio e 100 g de Fósforo divididas em cinco parcelas iguais, e para os

micronutrientes foram realizadas duas aplicações foliares com Corona Master[®], na base de 4 kg por hectare.

No desenvolvimento da cultura, foram feitas desbaste a cada 4 meses, deixando apenas um perfilho por planta (Fotografia 1). Foi realizada a limpeza das folhas mais velhas quando as mesmas apresentavam partes necrosadas ou mesmo terminando seu ciclo de vida, sendo variável de acordo com a severidade da doença (Sigatoca Amarela) e o número de folhas mortas.

3.2 DEFINIÇÃO DA GRADE AMOSTRAL E ESQUEMA DE AMOSTRAGEM DO SOLO

Uma malha amostral regular de 2400 m² foi demarcada no centro da área comercial, totalizado 100 pontos (Plantas). Amostras de solo foram coletadas no florescimento com espaçamento de 6x4 m na profundidade de 0-0,20 m, (Figura 3).

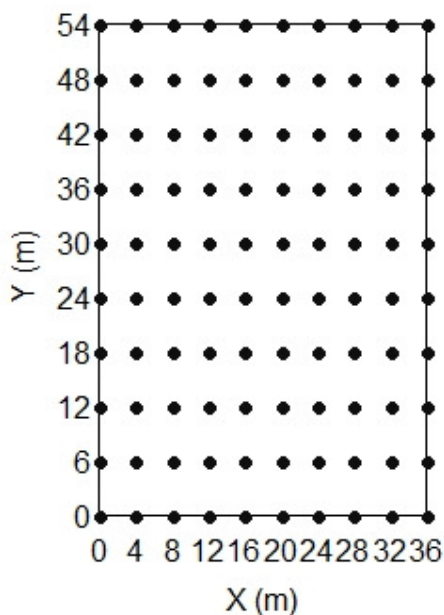


Figura 3 - Distribuição dos pontos amostrados formando uma malha regular.

Os pontos de amostragens do solo foram realizados a distância de 0,5 m da base da bananeira, retirando-se uma amostra simples nas quatro direções geográficas e posteriormente homogeneizando-as formando uma amostra composta em cada planta. As amostras coletadas foram acondicionadas em sacos plásticos, devidamente identificadas e deixadas em ambiente coberto e bem ventilado para perda da umidade, evitando alterações provocadas por atividade microbiana. Posteriormente, as amostras foram secas ao ar, destorroadas e passadas em peneira de 2 mm, constituindo a terra fina seca ao ar (TFSA), condição exigida em laboratório para determinação dos teores de nutrientes e frações granulométricas do solo, através de análises químicas e físicas para o mapeamento da fertilidade e textura do solo, respectivamente.

3.3 DETERMINAÇÃO DOS ATRIBUTOS DO SOLO

As análises físicas e químicas foram realizadas nos Laboratórios de Física e de Química do solo, respectivamente, do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo.

3.3.1 Atributos químicos

Os atributos químicos e seus respectivos métodos de determinação foram: pH em água (acidez ativa) por meio de leitura em potenciômetro, na suspensão de solo e água, na relação de 1 : 2,5; Fósforo (P - mg dm^{-3}) e Potássio (K - mg dm^{-3}) utilizando o extrator Mehlich-1; Cálcio (Ca - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$), Magnésio (Mg - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) e acidez trocável (Al - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) extraídos com solução de KCl mol L^{-1} ; e acidez potencial (H+Al - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) extraído com acetato de Cálcio Ca (OAc)₂ $0,5 \text{ mol L}^{-1}$.

Com base nesses resultados, foram determinados através de cálculos: a soma de bases (SB - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) pela soma dos teores de K, Ca e Mg somados; T -

capacidade de troca de cátions (CTC - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) a pH 7,0 somando os valores de H+Al e SB; (t) (CTC Efetiva - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) somando os valores de Al e SB; saturação por bases (V%) através da equação $\text{SB} \cdot 100 / \text{T}$; e saturação por Alumínio (m%) com a expressão $[\text{Al} / (\text{SB} + \text{Al})] \cdot 100$, conforme EMBRAPA (1997).

3.3.2 Atributos físicos

3.3.2.1 Análise granulométrica

As frações granulométricas das amostras foram determinadas pelo método de agitação lenta, descrito por Coser et al. (2007). Para análise, foram retiradas amostras de 10g de terra fina seca ao ar (TFSA) e estas foram transferidas para copo plástico de 100 ml, acrescentando-se 50 ml de NaOH 0,1 mol L⁻¹, foi adicionado e colocadas em agitador horizontal por 12 horas a 175 rpm para promover a dispersão da argila. Após a agitação, o conteúdo individual foi transferido para peneiras de 0,210 mm e 0,075 mm, para a separação das frações areia grossa e areia fina, e em seguida foram levadas para estufa a 105° C por 24 horas para secagem. A suspensão que passou pelo conjunto de peneiras foi colocada em uma proveta de 1000 ml, completando-se o volume com água destilada para 1000 ml e agitada por 1 minuto com um bastão. Aguardou-se 4 minutos para ocorrer à sedimentação das partículas grosseiras. Em seguida, coletou-se na proveta, uma alíquota de 25 ml a 10 cm de profundidade, para secagem em estufa a 105°C por 24 horas para a determinação do silte + argila. A fração argila foi obtida de acordo com a lei de Stokes, coletando-se 25 ml da suspensão a uma profundidade de 5 cm 4 horas após a agitação, sendo colocada em estufa a 105°C por 24 horas. A fração silte foi obtida por diferença entre a massa da fração silte+argila e a massa da fração argila.

3.4 ANÁLISES DO ESTADO NUTRICIONAL DA BANANEIRA

3.4.1 Análise química foliar

Para análise química da plantas, foi amostrada a terceira folha a contar do ápice de cada bananeira, coletando-se no período de inflorescência, fazendo a coleta de 10 a 25 cm da parte interna mediana do limbo foliar, eliminando-se a nervura central (CORDEIRO, 2000).

Os nutrientes presentes nas folhas foram quantificados através de análise química foliar, de acordo com metodologia descrita por Silva, (1999).

3.5 COLHEITA E PRODUÇÃO

A colheita do cacho teve início em janeiro de 2008 à medida que os frutos atingiam seu ponto de maturação, ou seja, apresentavam coloração creme em seu interior e forma arredondada. Após o corte, os mesmos foram encaminhados para o local de processamento, onde foram realizadas as seguintes avaliações; comprimento e diâmetro do cacho, massa do engajo e cacho, número de bananas e pencas.

3.6 ANÁLISE DOS DADOS

A primeira fase da avaliação dos dados de cada atributo estudado restringiu-se à análise exploratória descritiva e a espacial, com a realização de um resumo estatístico e um estudo para a identificação de anisotropia dos atributos na área, respectivamente. Possibilitando, posteriormente, aplicação da análise da variabilidade espacial.

3.6.1 Análise exploratória descritiva

Inicialmente foi feita a análise do *box-plot* visando detectar a presença de pontos atípicos (*outliers*) para verificação de possíveis erros laboratoriais ou mesmo de digitação. Em caso de existência, fez-se a avaliação para uma possível substituição ou eliminação. Em seguida, foi realizada análise de correlação entre todos os dados amostrados e a produção da bananeira.

Posteriormente, realizou-se a análise descritiva determinando: a média; a mediana; o desvio-padrão; e os coeficientes de variação, de assimetria e de curtose. A hipótese de normalidade foi analisada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) com nível de significância de ($p \leq 0,05$).

3.6.2 Análise exploratória espacial

Antes de aplicar as técnicas de geoestatística foi realizada uma análise de anisotropia por meio da correlação linear de Pearson ($p \leq 0,05$) entre os atributos avaliados e as direções Norte-Sul (N-S), Leste-Oeste (L-O), Nordeste-Sudoeste (Ne-So) e Sudeste-Noroeste (Se-No) na área, visando observar o comportamento anisotrópico dos dados.

3.6.3 Análise geoestatística

Assumida a hipótese de estacionaridade fraca, hipótese intrínseca para aqueles atributos que não apresentaram correlação significativa com nenhuma direção e com a eliminação de tendências para os casos que demonstraram semivariograma linear, os dados foram submetidos à análise geoestatística no intuito de verificar a existência e, quando presente, quantificar o grau de dependência espacial, através

do ajuste do semivariograma clássico de Matheron, definido na Equação 9, com o auxílio do *software* GS⁺ (Robertson, 1998). Cabe ressaltar que, na análise de tendência, trabalhou-se com os resíduos da regressão linear do atributo com as suas respectivas coordenadas x e y.

Segundo Guimarães (2004), a escolha do modelo de semivariograma a ser utilizado é um dos aspectos mais importantes da geoestatística. Todos os cálculos da geoestatística dependem do modelo ajustado e, conseqüentemente, se o modelo não for apropriado, todos os cálculos seguintes conterão erros que poderão afetar as inferências.

O *software* GS⁺ aplica a metodologia dos mínimos quadrados para os ajustes dos modelos teóricos aos dados, tendo como critérios para seleção: i) coeficiente de determinação (R^2), que, lembrando os conceitos de análise de regressão, é uma relação entre a soma de quadrados devido ao modelo ajustado e a soma de quadrados total (mede a variação dos dados devido ao modelo ajustado em relação à variação total dos dados) e quanto mais próximo da unidade estiver o valor de R^2 melhor será o modelo ajustado; e ii) a menor soma de quadrados dos resíduos (SQR). Outro critério utilizado na escolha do modelo é a técnica conhecida como validação cruzada. Nessa análise, cada valor observado é retirado do domínio espacial e, com os demais, é estimado um novo valor para esse ponto, obtendo assim uma correlação entre valores observados e os valores estimados.

Com o ajuste dos modelos teóricos (linear, esférico, exponencial e gaussiano) aos dados, apresentados no GS⁺ e definidos pelas Equações 10, 11, 12 e 13, respectivamente, os semivariogramas foram escalonados dividindo-se a semivariância pela variância dos dados, no intuito de facilitar as interpretações em uma escala padronizada.

Após o escalonamento dos semivariogramas, a soma dos parâmetros efeito pepita (C_0) e variância estrutural (C) que é o patamar, deve ser próximo a 1, já que o fator de escala utilizado são os valores das variâncias.

Quando se escalona um semivariograma pela variância, o C_0 e a C, tornam-se automaticamente frações do patamar. Assim é possível determinar o grau de

dependência espacial dos atributos indicado pelo índice de dependência espacial (IDE), utilizando a relação $[C / (C_0 + C)] * 100$, através do *software* GS⁺ e sua classificação de acordo com os intervalos propostos por Zimback (2001) que considera dependência espacial fraca ($IDE \leq 25\%$), moderada ($25\% < IDE \leq 75\%$) e forte ($IDE > 75\%$).

Com o ajuste do semivariograma e a escolha do modelo mais adequado, realizou-se a interpolação por krigagem ordinária. A malha de interpolação adotada foi de 3 x 2 m, que corresponde ao espaçamento da cultura (3 m entre fileiras e 2 m entre plantas). Com a malha de pontos interpolados, tem-se um maior detalhamento da área em estudo, e uma melhor visualização do comportamento do atributo na região, devido ao aumento do número de observações.

Essa melhor visualização é possível através da criação de mapas temáticos de contorno (isolinhas). Para tanto, os dados interpolados pelo GS⁺ foram exportados para o *software* Surfer 8.0 com formato Surfer Grid arquivo**. GRD.

3.7 REGRESSÃO MÚLTIPLA LINEAR

Considerando o método stepwise, passo-a-passo (forward), estimou-se por regressão múltipla linear ($p < 0,05$) a massa do cacho por planta (MC), como variável dependente (y), e características morfológicas do cacho, como variáveis independentes (x), a fim de estimar a massa do cacho de forma prática em nível de campo.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DESCRITIVA

4.1.1 Atributos químicos de solo e da produção

De acordo com a classificação agronômica para a interpretação da fertilidade do solo para o Estado do Espírito Santo (PREZOTTI, 2007), os valores médios dos atributos químicos do solo apresentaram valores médios para o P, K, Mg, Al, H+Al, T, e V e valores baixos para o pH, Ca, S.B., t, e m.

Os dados da análise descritiva estão na Tabela 1, onde se observa distribuição assimétrica à direita para todos os atributos, com exceção para o Ca, t e H+Al, indicando maior concentração dos dados abaixo da média. Em relação ao coeficiente de curtose, os atributos P, K, Mg e Al apresentam distribuição leptocúrtica e os restantes dos atributos distribuição platicúrtica. Pelo teste Kolmogorov-Smirnov, com exceção do P, Al, H+Al e m, os demais atributos apresentam distribuição normal, fato que se verifica e confirma com a observação da proximidade da média em relação à mediana.

Analisando os coeficientes de variação (CV), segundo a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), temos: o pH apresenta um CV baixo (<12%); os atributos P, Al e m, apresentam alta variação (CV>60%) e o restante apresenta média variação (12%<CV<60%).

Tabela 1 - Estatística descritiva da produção da bananeira e dos atributos químicos do solo na profundidade de 0-0,2 m

Atributos	Média	Md	s	Valores		Coeficientes			DN
				Min	Max	CV (%)	C _s	C _k	
MC (kg)	11,05	11,0	1,99	6,5	15,50	17,98	0,25	-0,43	ns
pH (em água)	4,69	4,60	3,80	3,8	5,80	9,35	0,32	-0,47	ns
P (mg dm ⁻³)	21,19	17,00	5,00	13,43	66,00	63,37	1,61	2,38	*
K (mg dm ⁻³)	58,85	54,00	17,00	24,91	138	42,32	0,99	0,83	ns
Ca (cmol _c dm ⁻³)	1,42	1,50	0,45	0,59	3,00	41,44	-0,13	-0,62	*
Mg (cmol _c dm ⁻³)	0,83	0,80	0,40	0,29	1,80	35,61	0,88	1,37	ns
Al (cmol _c dm ⁻³)	0,50	0,40	0,00	0,52	4,00	103,79	3,29	19,92	*
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	4,91	5,25	2,90	1,04	6,80	21,21	-0,12	-1,34	*
S.B. (cmol _c dm ⁻³)	2,48	2,60	1,04	0,88	5,14	35,44	0,31	-0,20	ns
T (cmol _c dm ⁻³)	7,32	7,16	5,40	0,99	9,84	13,50	0,40	-0,70	ns
t (cmol _c dm ⁻³)	2,87	2,97	1,45	0,59	4,43	20,50	-0,09	-0,16	ns
V (%)	33,51	33,70	15,85	10,75	55,03	32,08	0,00	-1,19	ns
m (%)	17,96	12,45	0,00	15,94	65,22	88,77	0,71	-0,45	*

MC: massa do cacho - kg/planta; Md: mediana; s.: desvio-padrão; Min.: valor mínimo; Max.: valor máximo; CV: coeficiente de variação; C_s: coeficiente de assimetria; C_k: coeficiente de curtose; DN: teste da distribuição normal; ns: não significativo a 5% pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), portanto, distribuição normal dos dados; e *: distribuição não normal.

A Análise de Correlação Linear de Pearson entre os atributos químicos do solo e a produção da bananeira está apresentada na Tabela 2. Observa-se que a massa do cacho (MC) apresenta baixa correlação negativa com o H+Al. Com relação ao pH, nota-se uma correlação significativa com todos os parâmetros químicos, menos com a T e o K. Valores de alta correlação são encontrados entre a SB e os elementos Ca e Mg, fato que é de se esperar, pois a SB é proveniente das somas desses elementos mais o potássio.

Tabela 2 - Coeficiente de correlação de Pearson entre os atributos químicos do solo e a produção da bananeira

Atributos	Ca	Mg	Al	H+Al	SB	T	t	V	m
MC				-0,20*					
pH	0,74*	0,54*	-0,59*	-0,39*	0,69*		0,30*	0,70*	-0,79*
P		0,29*		0,32*		0,44*			
Ca		0,76*	-0,51*	-0,37*	0,95*	0,39*	0,73*	0,87*	-0,79*
Mg			-0,31*	-0,20*	0,91*	0,52*	0,80*	0,73*	-0,59*
Al				0,28*	-0,47*			-0,49*	0,86*
H+Al					-0,34*	-0,68*		-0,73*	0,36*
SB						0,46*	0,80*	0,88*	-0,76*
T							0,45*		-0,26*
t								0,66*	-0,28*
V									-0,75*

*significativo pelo teste t ao nível de 5% de probabilidade; e MC: massa do cacho (kg/planta).

4.1.2 Atributos físicos do solo e da produção

Na Tabela 3, observa-se distribuição assimétrica à direita para Sil (silte) e AR (argila) indicando maior concentração dos dados abaixo da média e a esquerda para as frações AG (areia grossa), AF (areia fina) e AT (areia total). Com relação aos coeficientes de curtose, todas as frações apresentam distribuição platicúrtica, a exceção é o silte que apresenta distribuição leptocúrtica. Pelo teste Kolmogorov-Smirnov ($p < 0,05$), as frações do solo apresentaram distribuição normal, o que pode ser verificado pela proximidade entre a média e mediana dos dados, já o silte não apresenta distribuição normal.

Ao analisar os coeficientes de variação (CV), segundo a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), temos: AG, AT e (MC) massa do cacho apresentam um CV baixo ($< 12\%$); e as frações AF e AR com média variação ($12\% < CV < 60\%$) e alta variação ($CV > 60\%$) com CV de 69% para o Sil, que pode estar relacionado com a forma de sua determinação que é dada pela diferença entre as frações de areia e argila ou pela amostragem do solo.

Os resultados observados para a normalidade dos dados concordam com os obtidos por Lima (2007) em solos cultivados com pimenta-do-reino, onde todas as frações apresentaram distribuição normal. Porém, a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística.

Tabela 3 - Estatística descritiva das frações granulométricas do solo

Atributos	Média	Md	s	Valores		Coeficientes			DN
				Min.	Max.	CV (%)	C_s	C_K	
AG (g/kg)	617,9	632,1	73,1	444,8	743,7	11,8	-0,66	-0,23	ns
AF (g/kg)	135,8	138,7	18,7	68,7	480,7	13,7	-0,05	-0,30	ns
AT (g/kg)	770,5	776,3	44	666,5	860,8	5,7	-0,60	-0,03	ns
Sil (g/kg)	4,7	4,2	3,3	0,4	17,0	69,8	1,86	3,9	*
AR (g/kg)	214,2	214,2	41,1	137,5	305,2	19,2	0,24	-0,29	ns

AG: areia grossa; AF: areia fina; AT: areia total; Sil: silte; AR: argila; Md: mediana; s: desvio-padrão; Min.: valor mínimo; Max.: valor máximo; CV: coeficiente de variação; C_s : coeficiente de assimetria; C_K : coeficiente de curtose; DN: distribuição normal; ns: não significativo a 5% pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), portanto, distribuição normal dos dados; e *: distribuição não normal.

A análise de correlação linear de Pearson entre as frações granulométricas do solo e a produção da bananeira está apresentada na Tabela 4. Nota-se que a MC não apresenta correlação significativa com nenhuma das frações granulométricas. Isso demonstra que as frações granulométricas não influenciaram a produção da bananeira no primeiro ciclo, mas um estudo mais detalhado em longo prazo nos ciclos sucessivos poderá demonstrar uma possível correlação, ou ratificar o ocorrido no primeiro ciclo.

Tabela 4 - Coeficiente de correlação de Pearson entre as frações granulométricas e a massa do cacho

Atributos	MC	AG	AF	AT	Sil	AR
MC	1,00	-0,02	-0,04	-0,07	-0,05	0,04
AG		1,00	-0,66*	0,78*	0,11	-0,03
AF			1,00	-0,04	-0,16	-0,03
AT				1,00	0,02	-0,74*
Sil					1,00	-0,10
AR						1,00

*significativo pelo teste t ao nível de 5% de probabilidade; MC: massa do cacho; AG: areia grossa; AF: areia fina; AT: areia total; Sil: silte; e AR: argila.

4.1.3 Estado nutricional da bananeira e da produção

A Tabela 5 apresenta o resumo da análise descritiva, onde se observa a distribuição assimétrica à direita para todos os nutrientes, com exceção para o Fe, indicando concentração dos dados acima da média.

Em relação ao coeficiente de curtose, os nutrientes Fe, Cu, S e Ca apresentam distribuição leptocúrtica e o restante distribuição platicúrtica. Pelo teste Kolmogorov-Smirnov observa-se que 63,6% dos nutrientes apresentam distribuição normal, fato que se verifica com a observação da proximidade da média em relação à mediana, mas alguns nutrientes não apresentam distribuição normal na área, como é o caso do Mg, S, Zn e Cu.

Analisando os coeficientes de variação CV baseado na classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), temos: o N e o P apresentam CV baixo (<12%); o Cu

apresenta alta variação ($CV > 60\%$) e o restante dos nutrientes com CV médio ($12\% < CV < 60\%$).

Tabela 5 - Estatística descritiva do estado nutricional da bananeira 'Prata Anã'

Atributos	Média	Md	s	Valores		Coeficientes			DN
				Min.	Max.	CV (%)	C _s	C _k	
K (g/dm ³)	26,5	26,0	16,6	4,4	38,0	16,54	0,16	-0,62	ns
Ca (g/dm ³)	2,2	2,1	1,2	0,5	3,8	22,4	0,63	0,22	ns
N (g/dm ³)	3,06	3,07	2,69	0,15	3,42	4,81	0,09	-0,22	ns
Mg (g/dm ³)	1,4	1,3	0,8	0,3	2,1	20,11	0,32	-0,07	*
S (g/dm ³)	2,1	1,8	0,9	1,1	5,4	52,78	1,34	1,06	*
Zn (mg/kg)	34,61	31,80	20,38	11,36	65,83	32,82	0,76	-0,26	*
Cu (mg/kg)	6,64	5,16	2,44	4,04	24,79	60,79	1,85	3,71	*
Fe (mg/kg)	58,38	58,09	29,63	11,63	85,50	19,92	-0,10	0,02	ns
Mn (mg/kg)	465,94	459,82	133,20	192,69	949,38	41,35	0,52	-0,34	ns
B (mg/kg)	23,03	24,15	3,12	9,43	47,52	40,97	0,01	-0,67	ns
P (g/dm ³)	1,7	1,7	1,3	0,2	2,1	9,25	0,06	-0,17	ns

Md: mediana; s: desvio-padrão; Max.: valor máximo; Min.: valor mínimo; CV: coeficiente de variação; C_s: coeficiente de assimetria; C_k: coeficiente de curtose; DN: distribuição normal; ns: não significativo a 5% pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), portanto, distribuição normal dos dados; e *: distribuição não normal.

Os coeficientes de correlação linear de Pearson entre os teores de nutrientes nas folhas da bananeira na época do florescimento e os dados de produção são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 - Coeficiente de correlação entre os macro e micronutrientes foliares e a produção da bananeira

Nutrientes	K	Ca	N	Mg	S	Zn	Cu	Fe	Mn	B	P
MC	0,32*										
K		-0,33*	0,22*		-0,30*						
Ca				0,83*		0,42*	-0,26*	0,20*			
N						-0,20*					
Mg						0,45*	-0,25*	0,39*	-0,21*		
S							-0,20*	0,29*			
Zn											
Fe									-0,21*		
Mn										-0,39*	0,52*
B										0,24*	-0,53*
P											-0,34*

*significativo pelo teste t ao nível de 5% de probabilidade; e MC: massa do cacho (kg/planta).

Verifica-se que a MC apresenta correlação significativa positiva com o K e o P, e significância negativa com B.

4.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA ESPACIAL E GEOESTATÍSTICA

Para os atributos que apresentaram semivariograma linear e não apresentaram um alcance definido, utilizou-se o resíduo da regressão linear a fim de se eliminar a tendência presente nos dados. Os valores de H+Al e T usando-se o resíduo apresentaram ajuste, mas o mesmo não aconteceu com o B e N, não apresentando alcance definido, diagnosticando ausência de dependência espacial na área.

Os resultados da análise de correlação dos valores dos atributos químicos do solo com as quatro direções cartesianas da área experimental para verificação de anisotropia foram considerados baixos. Isso demonstra que os dados apresentam isotropia, ou seja, com variação igual em todas as direções.

Confirmada a não violação da hipótese intrínseca necessária para o emprego da geoestatística, por meio do estudo da estacionaridade dos dados, construiu-se os semivariogramas escalonados pela variância dos dados na análise da dependência espacial, com os dados dos parâmetros e modelos ajustados aos dados.

Para os atributos que apresentaram dependência espacial, mapas de isolinhas por krigagem ordinária foram construídos com intuito de estimar valores em locais não medidos.

4.2.1 Produção da bananeira

Na Tabela 7, a massa do cacho (MC) é considerada para demonstrar a produção da bananeira, por ser a forma como é feita a comercialização. O modelo exponencial é o encontrado no semivariograma com um alcance de dependência espacial de 11 m. Com relação ao IDE a produção apresenta um alto índice de dependência, apresentando uma grande variabilidade na área em estudo.

Tabela 7 - Parâmetros e modelo do semivariograma escalonado da produção

Atributo	Modelo	a (m)	C ₀	C ₀ +C	IDE (%)	R ² (%)	Validação cruzada	
							R ²	p-valor
MC	EXP	11	0,16	0,95	95	59	14	0,000

EXP: modelo exponencial; a: alcance; C₀: efeito pepita; C₀+C: patamar; IDE: índice de dependência espacial (C/C₀+C); R²: coeficiente de determinação do ajuste; R²: coeficiente de correlação da validação cruzada; e p-valor: nível de significância do valor observado pelo valor estimado pela validação cruzada.

Através da krigagem, realizou-se o mapa da produção da bananeira (Figura 4) mostrando a distribuição espacial da massa do cacho (MC), com valores entre 9,5 a 12 kg/planta na maior parte da área.

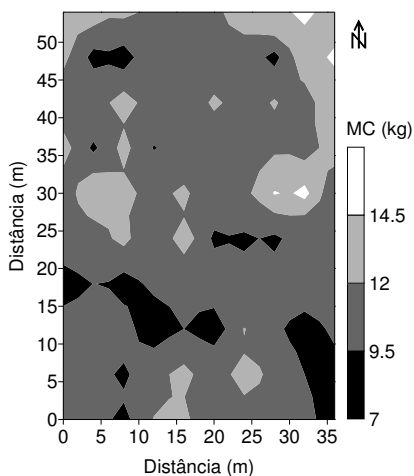


Figura 4 - Mapa temático da distribuição espacial da produção da bananeira 'Prata Anã' no município de Aracruz – ES no primeiro ciclo da cultura.

4.2.2 Atributos químicos

Os atributos apresentaram diferentes alcances de dependência espacial, sendo que, o T apresenta o maior alcance (46 m) e a o K o menor alcance (10 m), mas em geral os atributos apresentam alcances baixos (Tabela 8) comparados com os obtidos por Silva et al. (2008) para a cultura do café. Quanto maior o alcance, maior é a

continuidade espacial do atributo, melhor será a estimativa por krigagem dos valores para locais não medidos. Os valores de alcance relativo aos semivariogramas têm importância considerável na determinação do limite da dependência espacial, podendo ser, também, um indicativo do intervalo entre unidades de mapeamento do solo (SOUZA et al., 1997 e GRECO & VIEIRA, 2005).

A análise da relação $[C/(C_0+C)] * 100$ dos atributos químicos mostrou que os atributos P, Mg e m, apresentam moderada dependência espacial ($25\% \leq IDE \leq 75\%$) e o restante dos atributos apresentam grau de dependência espacial forte ($IDE > 75\%$), de acordo Zimback (2001).

Tabela 8 - Parâmetros e modelos dos semivariogramas escalonados dos atributos químicos

Atributos	Modelo	a (m)	C ₀	C ₀ +C	IDE (%)	R ² (%)	Validação cruzada	
							R ²	p-valor
pH	EXP	21	0,16	1,11	86	93	47	0,000
P	EXP	26	0,56	1,11	50	93	20	0,006
K	ESF	10	0,15	1,00	85	59	30	0,000
Ca	EXP	22	0,10	1,06	90	78	67	0,000
Mg	ESF	36	0,46	1,24	61	97	55	0,000
Al	ESF	16	0,31	1,08	73	93	58	0,000
H+Al	ESF	39	0,09	1,30	93	97	80	0,000
SB	ESF	38	0,09	1,28	93	98	68	0,000
T	EXP	46	0,08	1,18	93	92	72	0,000
t	EXP	45	0,27	1,30	79	93	57	0,000
V	ESF	33	0,20	1,20	83	92	75	0,000
m	GAU	18	0,47	1,07	56	81	61	0,000

ESF: modelo esférico; EXP: modelo exponencial; GAU: modelo gaussiano; a: alcance; C₀: efeito pepita; C₀+C: patamar; IDE: índice de dependência espacial (C/C₀+C); R²: coeficiente de determinação do ajuste; R²: coeficiente de correlação da validação cruzada; e p-valor: nível de significância do valor observado pelo valor estimado pela validação cruzada.

Os mapas de atributos químicos (Figuras 5, 6, 7 e 8) apresentam regiões com valores bem variados na área. Observa-se uma grande amplitude nos atributos químicos estudados, informando problemas que podem ocorrer quando se usa a média dos valores para o manejo da fertilidade. Nesse caso, a aplicação de fertilizantes será inferior à dosagem necessária; em outros, a aplicação será condizente com as necessidades e, ainda, poderá haver aplicação excessiva.

A área em estudo demonstra necessidade de calagem, indicada pelos valores de saturação por bases V, pH, Ca e Mg abaixo do recomendado em algumas regiões da área. Se fosse feita a aplicação de calcário para correção da acidez e elevação dos valores de cálcio e magnésio utilizando amostragem ao acaso, como é usual, poderia ocasionar o excesso ou déficit em algumas regiões. Para qualquer um dos atributos químicos avaliados, é possível notar que a aplicação de fertilizante pela média não seria o correto para atender as necessidades da cultura, em função heterogeneidade das características químicas dentro da área avaliada.

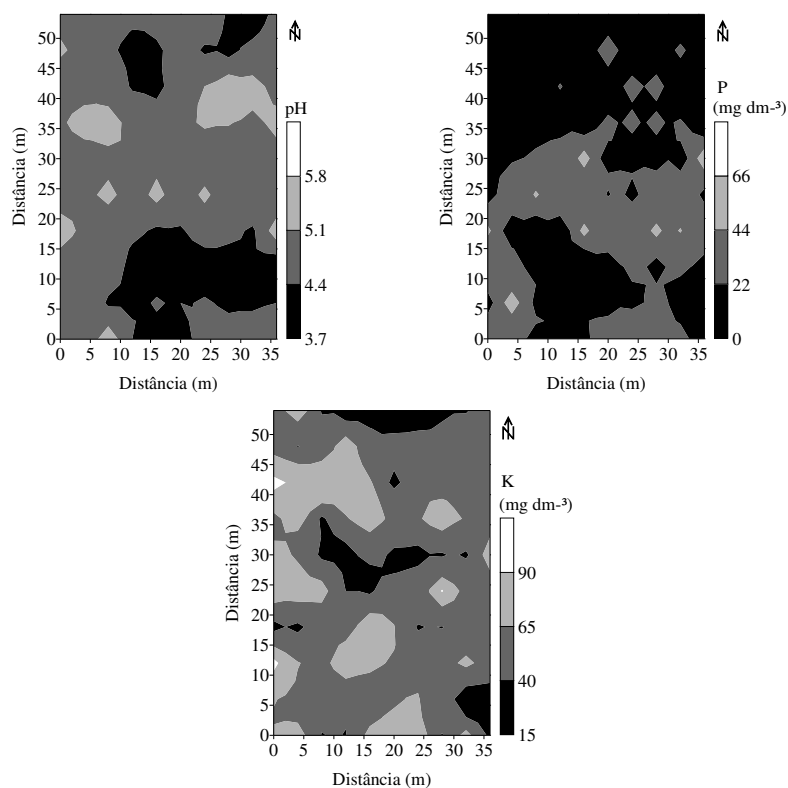


Figura 5 - Mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos pH, P e K do solo.

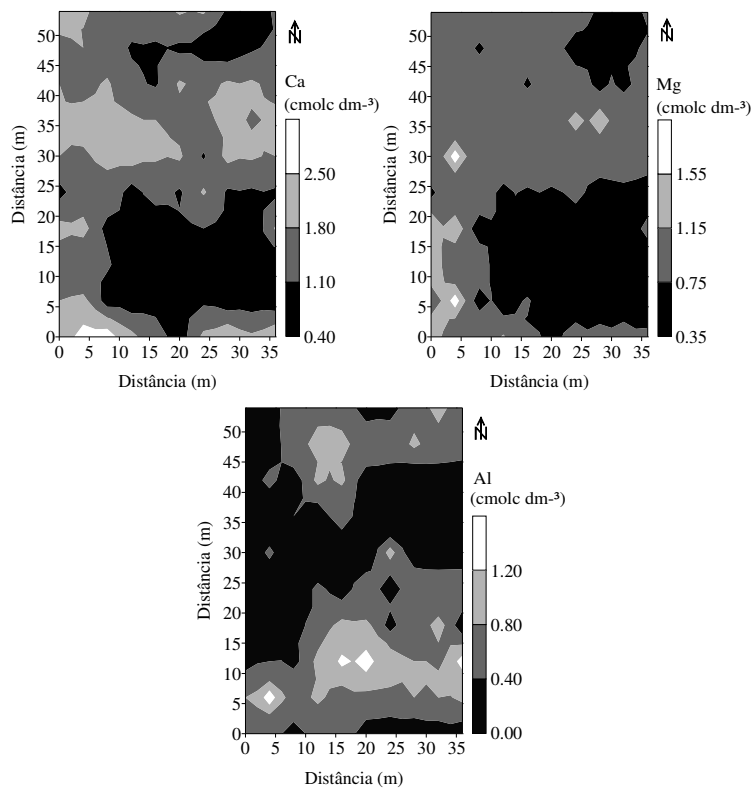


Figura 6 - Mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos Ca, Mg e Al.

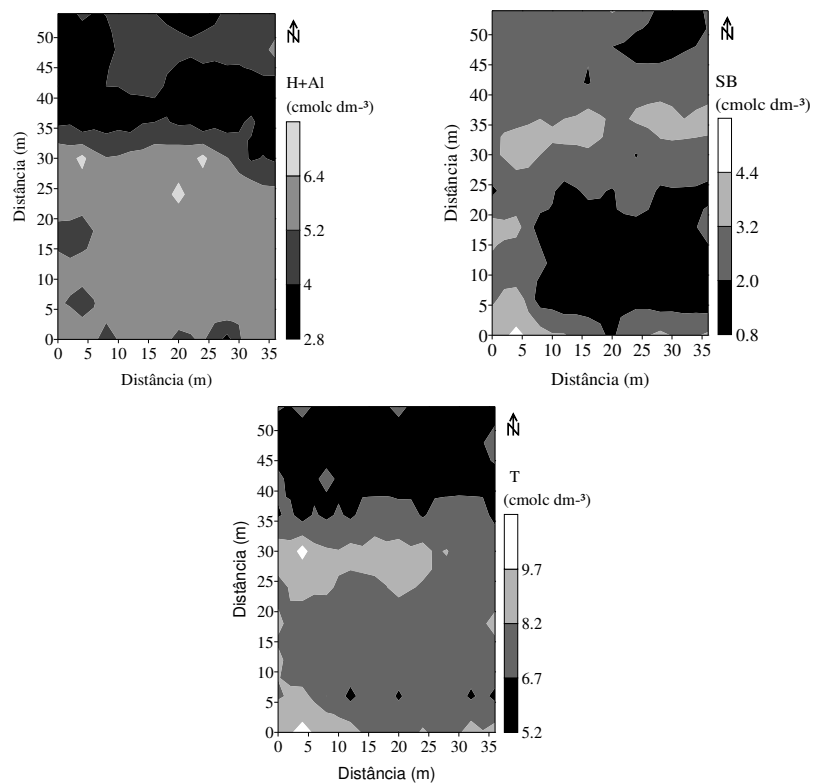


Figura 7 - Mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos H+Al, SB e T do solo.

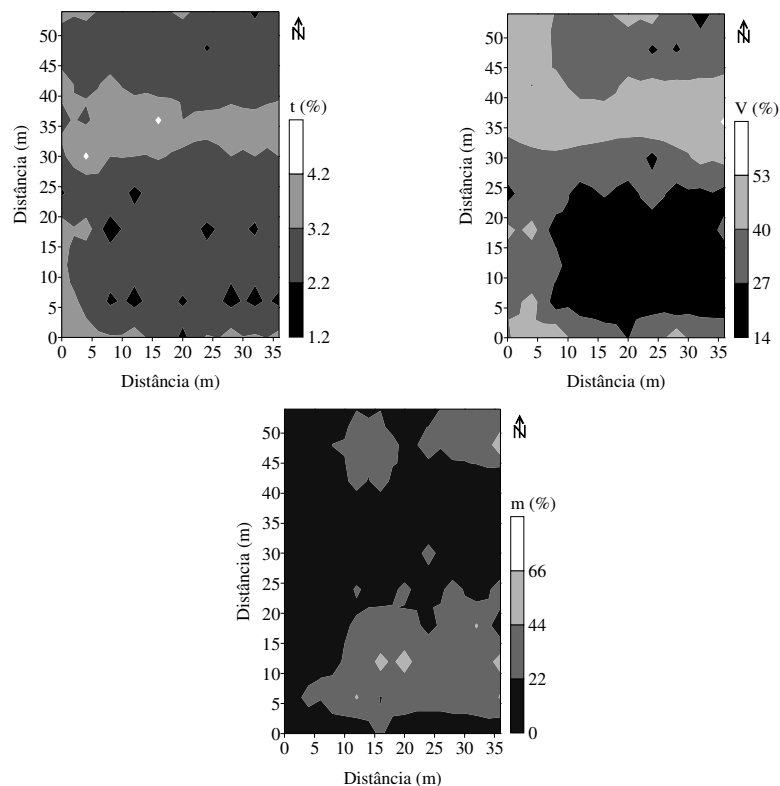


Figura 8- Mapas temáticos da distribuição espacial dos atributos t , V e m do solo.

4.2.3 Atributos físicos

Os parâmetros e modelos ajustados para os semivariogramas estão apresentados na Tabela 9. O Sil apresenta ausência de dependência espacial (EPP) para distâncias maiores que a menor utilizada, diagnosticando que as amostras são independentes, podendo usar o valor da média para representar esse atributo na área. As demais frações granulométricas apresentaram dependência espacial com ajuste do modelo esférico (ESF), concordando com os dados de VIEIRA (1997) e os de BERTOLANI (2001), os quais afirmam que o modelo esférico é o modelo de maior ocorrência para os atributos do solo.

Tabela 9 - Resultados dos modelos ajustados e parâmetros dos semivariogramas para as frações granulométricas

Atributos	Modelo	a (m)	C ₀	C ₀ +C	IDE (%)	R ² (%)	Validação cruzada	
							R ²	p-valor
AG	ESF	14,0	0,14	1,07	87	84	25	0,000
AF	ESF	8,5	0,15	0,96	85	51	05	0,042
AT	ESF	17,6	0,31	1,08	71	73	08	0,008
Sil	EPP	-	1,0	1,0	-	-	-	-
AR	ESF	9,5	0,21	1,03	80	63	13	0,03

AG: areia grossa; AF: areia fina; AT: areia total; Sil: silte; AR: argila; ESF: modelo esférico; EPP: efeito pepita puro; a: alcance; C₀: efeito pepita; C₀+C: patamar; IDE: índice de dependência espacial (C/C₀+C); R²: coeficiente de determinação do ajuste; r: coeficiente de correlação da validação cruzada; e p-valor: nível de significância do valor observado pelo valor estimado pela validação cruzada.

Os alcances de dependência espacial para as frações AG e AT são de 14,0 e 17,6 m, respectivamente, indicando padrão espacial próximo e que a AG contribui mais na AT do que a AF. A argila (AR) e areia fina (AF) apresentam também, o mesmo padrão espacial com alcances de 9,5 e 8,5 m, respectivamente. Corá et al. (2004) afirmam que valores de alcance influenciam na qualidade das estimativas, uma vez que ele determina o número de valores usados na interpolação, assim estimativas feitas com interpolação por krigagem ordinária utilizando valores de alcances maiores tendem a ser mais confiáveis, apresentando mapas que representam melhor a realidade.

O índice de dependência espacial (IDE) apresenta-se forte para as frações AG, AF e AR e moderada para a AT. O coeficiente de determinação múltipla R² varia de 51% (AF) a 84% (AG), que segundo Azevedo (2004) quando R² for acima de 50%, melhor será a estimativa de valores pelo método de interpolação krigagem ordinária.

Observa-se, nos mapas, que as frações AT e AG apresentam distribuição espacial com certa similaridade, mostrando uma alta correlação entre esses atributos, com maior concentração de sul para norte, (Figura 9). Em função dos alcances encontrados, como era de se esperar, a distribuição de AR e de AF, também apresentam similaridade na área.

Na área em estudo, nota-se a presença de zonas com maior concentração de argila (AR), isso se deve, possivelmente, ao fato da existência, no período da implantação da cultura, de uma microforma no relevo denominada de murundus, que foi aplainada no processo de preparo do solo, formando assim, a presença dessas pequenas áreas.

Observa-se que o estudo da variabilidade espacial das frações granulométricas do solo é de extrema importância, visto que a fertilidade do solo (absorção de nutrientes), a retenção de água e as condições físicas favoráveis ao desenvolvimento do sistema radicular das plantas estão diretamente relacionadas com a distribuição das frações constituintes. Mas, observa-se que nenhuma das frações apresenta correlação com a produção da bananeira no presente estudo.

Cabe ressaltar que as alterações nas frações granulométricas do solo provenientes do escoamento superficial são possíveis, mesmo tratando-se de áreas planas como a do presente trabalho. Entretanto, a variabilidade espacial apresentada pelas frações granulométricas está relacionada aos fatores de formação do solo, já que dificilmente o manejo alteraria sua composição, tampouco promoveria seu arranjo espacial, conforme discutido por BERNER et al. (2007).

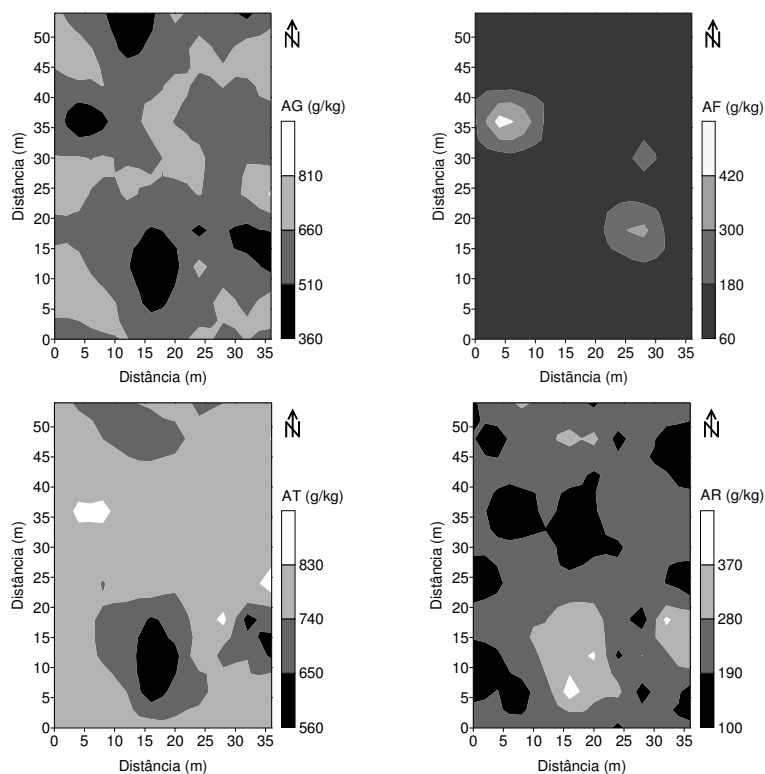


Figura 9 - Mapas de isolinhas das frações do solo areia grossa (AG), areia fina (AF), areia total (AT) e argila (AR).

4.2.4 Estado nutricional da bananeira

Os nutrientes N e B apresentam ausência de dependência espacial, ou seja, a variância dos dados não é influenciada pela distância adotada na amostragem e, sim, apresentam distribuição aleatória. O efeito pepita (C_0) é um importante parâmetro do semivariograma e indica a variabilidade não explicada, considerando a distância utilizada entre as amostras (MCBRATNEY & WEBSTER, 1986).

Verifica-se que, para os micronutrientes Zn, Fe e Mn, o ajuste do semivariograma aos dados é o modelo exponencial (EXP) e para S e Cu o ajuste é o modelo esférico (ESF). Aos macronutrientes Ca e Mg; o modelo ajustado é o EXP e para K e P o modelo ESF. O alcance de dependência espacial varia de 14 m (Fe) a 53 m (K). Segundo Journel e Huibregts (1991), o alcance da dependência espacial representa a distância em que as amostras estão correlacionadas entre si e o seu conhecimento é importante na definição de uma ótima intensidade de amostragem, visando reduzir

o esforço e o erro-padrão da média, além de aumentar a representabilidade da amostra. Nesse sentido, McBratney e Webster (1983) recomendam um intervalo entre pontos amostrais superior ao dobro do alcance, o que, associado ao número de pontos amostrais estimado pela estatística clássica, permite maximizar a eficiência da amostragem.

Tabela 10 - Resultados dos modelos ajustados e parâmetros dos semivariogramas escalonados para os nutrientes foliares

Nutrientes	Modelo	a (m)	C ₀	C ₀ +C	IDE (%)	R ² (%)	Validação cruzada	
							R ²	p-valor
K	ESF	53	0,04	0,23	84	98	56	0,000
Ca	EXP	15	0,13	0,89	85	91	26	0,000
N	EPP	-	1,0	-	-	-	-	-
Mg	EXP	19	0,02	1,12	98	93	33	0,000
S	ESF	51	0,20	1,40	86	94	48	0,000
Zn	EXP	50	0,45	1,28	64	84	20	0,000
Cu	ESF	26	0,20	0,60	75	81	56	0,000
Fe	EXP	14	0,01	0,95	98	89	30	0,000
Mn	EXP	26	0,15	1,11	86	77	34	0,000
B	EPP	-	1,0	-	-	-	-	-
P	ESF	24	0,19	1,18	83	84	89	0,000

ESF: modelo esférico; EXP: modelo exponencial; EPP: efeito pepita puro; a: alcance; C₀: efeito pepita; C₀+C: patamar; IDE: índice de dependência espacial (C/C₀+C); R²: coeficiente de determinação do ajuste; R²: coeficiente de correlação da validação cruzada; e p-valor: nível de significância do valor observado pelo valor estimado pela validação cruzada.

Na análise do índice de dependência espacial, que é dada pela relação $[C/(C_0+C)] * 100$, os nutrientes químicos foliares apresentam IDE $\geq 75\%$ e, de acordo Zimback (2001), com alta contribuição da variância espacial na variância total dos dados, com exceção para o zinco que apresenta moderada dependência espacial.

Na Figura 10, verifica-se a distribuição dos micronutrientes, em cada um dos mapas, em grande parte da área. A Figura 11 apresenta os mapas com os valores dos nutrientes K, Mg, P e S, também, com os valores próximos a média nos intervalos de maior ocupação da área.

Apesar dos nutrientes serem em pequenas quantidades, a ausência ou até mesmo a deficiência de um elemento, pode ocasionar a diminuição da produção ou impedir

que a planta complete seu ciclo e, conseqüentemente, não produza satisfatoriamente.

Os teores de K observados na folha da bananeira 'Prata-Anã', em boa parte das plantas avaliadas, situam-se abaixo dos teores recomendados, mas em nenhum momento se verificou o sintoma de deficiência. Malavolta (1997) sugere que o teor foliar adequado para a bananeira seria 2,7% e que, apenas abaixo de 2 %, seria considerado deficiente. Para Prezotti (2007) e Raij et al. (1997), a faixa de concentração de potássio em folhas de bananeira deve estar entre 3,0 e 5,4 %, enquanto que Robinson (1986) cita ser esta faixa mais estreita (3,1 a 4,0 %), Ribeiro et al. (1999) citam como teor adequado 2,8 % e Jones Jr. et al. (1991) entre 3,8 a 5,0 %. Portanto, a indicação de teores adequados de potássio em folhas de bananeira é bastante variável, sugerindo estudos de teores desse nutriente na folha da bananeira correlacionados com alta produtividade, específicos para cada variedade e, se possível, para cada região.

O P, mesmo sendo o macronutriente exigido em menor quantidade, conforme relatado por Damatto Jr et al. (2006), apresenta correlação com a produção, demonstrando ser um nutriente que está associado à produtividade, merecendo atenção especial no manejo da adubação.

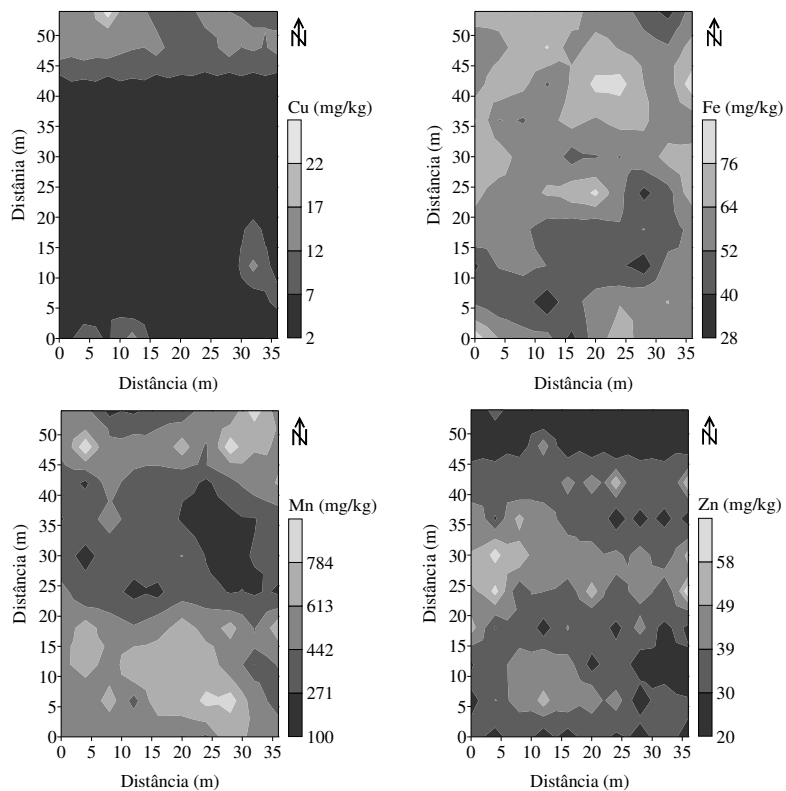


Figura 10 - Mapas temáticos dos micronutrientes nos tecidos foliares da bananeira 'Prata Anã'.

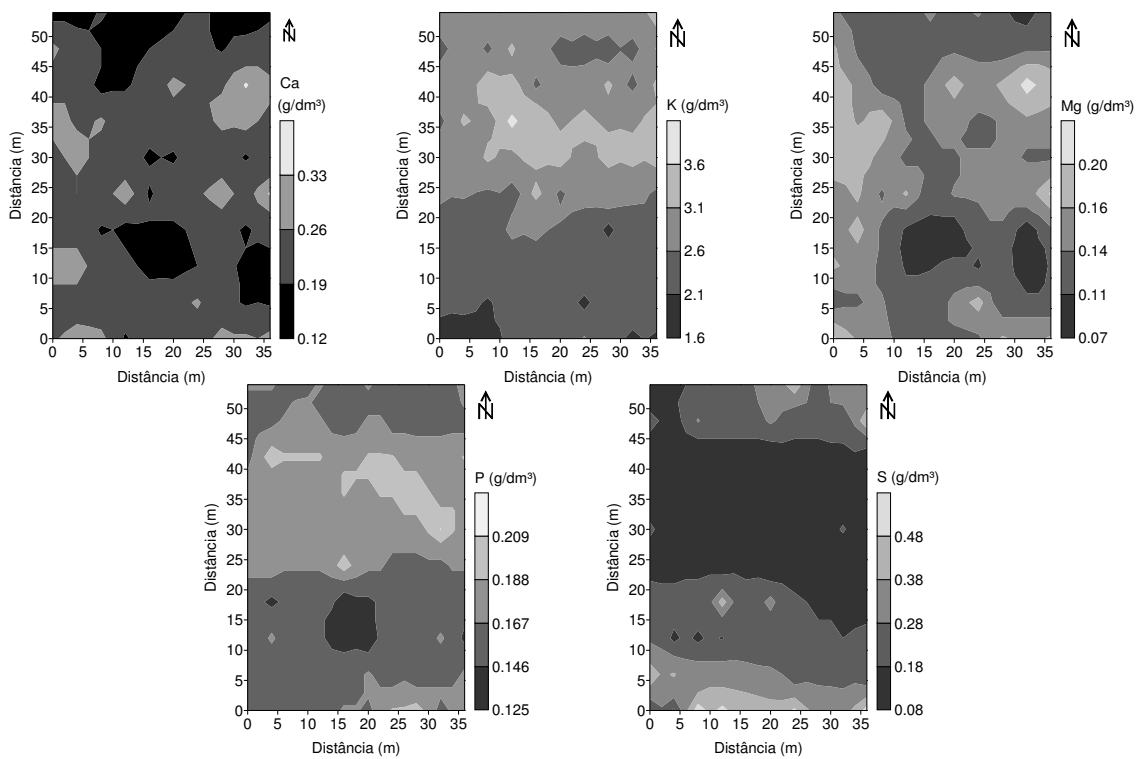


Figura 11 - Mapas temáticos dos macronutrientes nos tecidos foliares da bananeira 'Prata Anã'.

4.3 REGRESSÃO MÚLTIPLA LINEAR

Na Tabela 11, são apresentados os valores das características do cacho da bananeira que foram significativas na equação de regressão, apresentando seus valores médios mais ou menos o desvio-padrão, máximo e mínimo para Diâmetro do Cacho (DC), Número de Bananas (NB), Largura da 3ª folha (LF) e Número de Folhas no momento do corte (NF) da bananeira 'Prata Anã' no primeiro ciclo da cultura.

Tabela 11 - Médias \pm o desvio-padrão (s), valor máximo e mínimo para Diâmetro do Cacho (DC), Número de Bananas (NB), Largura da 3ª folha (LF) e número de folhas na colheita (NF) da bananeira 'Prata Anã'

Variáveis	Unidade	Média \pm s	Máx.	Mín.
DC	cm	37,14 \pm 5,17	64	30
NB	-	82,14 \pm 7,37	98	56
LF	cm	63,84 \pm 5,16	74	49
NF	-	6,50 \pm 1,476	10	3

A predição da produção por planta no primeiro ciclo da cultura, com esses preditores explicou 58% da sua variância total. O modelo pode ser aceito, pois o resultado da estatística (F_{cal}) na análise de variância indica que essas variáveis reduzem significativamente a variação da variável dependente (MC), dessa forma, isso demonstra que os atributos que entraram no modelo têm maior influência nas variações da produção, do que os resíduos, em nível de 5% de probabilidade (Tabela 12).

Tabela 12 - Modelo de regressão passo-a-passo (*stepwise*) entre a massa do cacho (MC) e características morfológicas de bananeira 'Prata Anã'.

Atributos	Modelo (Y = massa do cacho)	Contribuição (%)	R ² (%)	F _{calculado}
DC	$Y=2,5885+0,2267*DC$	33	33	46
NB	$Y=-5,6656+0,197*DC+0,1139*NB$	16	49	45
LF	$Y=-10,204+0,185*DC+0,099*NB+0,096*LF$	5	55	37
NF	$Y=-0,96+0,176*DC+0,0983*NB+0,0928*LF+0,2216*NF$	3	58	31

A Figura 12 apresenta os gráficos da MC observados versus estimados, pelos modelos de regressões utilizados, notando-se que à medida que se adiciona uma nova característica na equação da regressão múltipla os valores se aproximam dos valores observados o que é comprovado com o aumento do R².

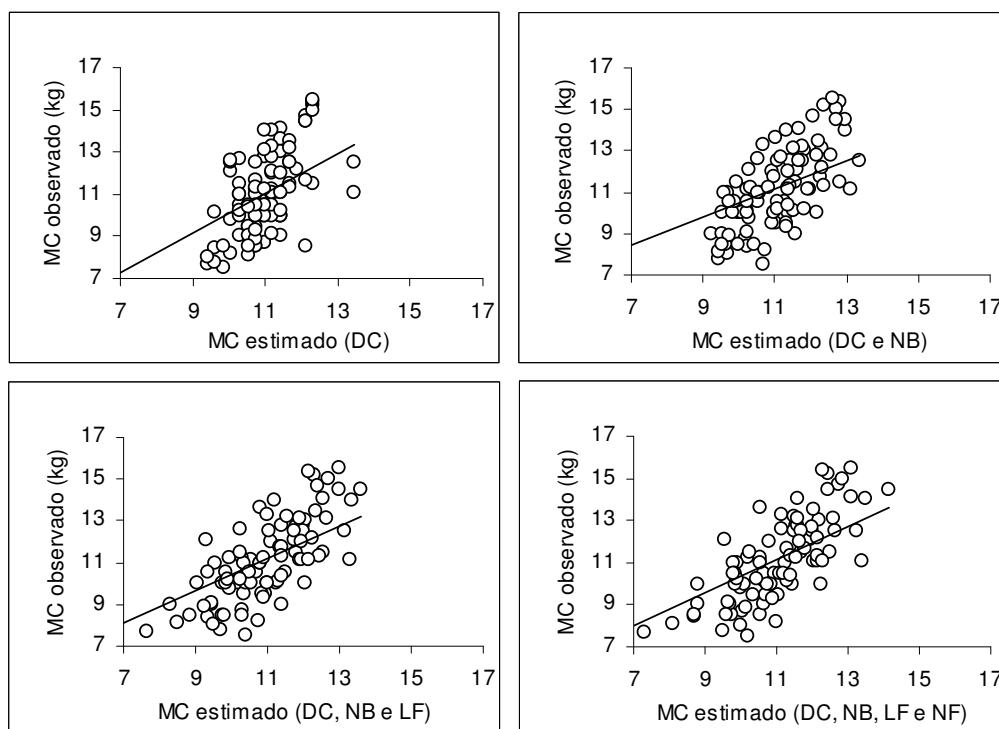


Figura 12 - Regressão múltipla linear de valores da MC observado versus o MC estimado.

5 CONCLUSÕES

Dentro das condições que este trabalho foi conduzido, utilizando a geoestatística no estudo da variabilidade espacial de atributos químicos e físicos do solo, estado nutricional e produção da bananeira, foi possível concluir que:

- a massa do cacho (MC) não apresenta correlação significativa com nenhuma das frações granulométricas;
- os atributos areia grossa (AG), areia fina (AF), areia total (AT) e argila (AR) apresentam dependência espacial de moderada a alta, com exceção para o silte (Sil) que apresenta ausência de dependência;
- apenas o H+Al do solo apresenta correlação com a massa do cacho.
- todos os atributos químicos do solo apresentam dependência espacial na área de estudo;
- o atributo T apresenta o maior alcance de dependência espacial, portanto, maior continuidade, com melhor precisão na estimação de valores em locais não medidos;
- apenas os nutrientes K, P apresentam correlação significativa positiva com a produção por planta;
- com exceção para o B e o N, os teores dos nutrientes foliares apresentam dependência espacial;
- o maior alcance de dependência espacial é observado para o K;
- as características morfológicas, tais como: o diâmetro do cacho, o número de bananas, a largura da terceira folha e o número de folhas na colheita estimam a massa do cacho.

6 REFERÊNCIAS

ABBAD, G.; TORRES, C. V. **Regressão Múltipla *stepwise* e hierarquia em Psicologia Organizacional: Aplicações, problemas e soluções.** Estudos de Psicologia - Universidade de Brasília, Brasília, Distrito Federal, v.7, (Número Especial), p.19-29, 2002.

AMADOR, E. da S. **O Barreiras pleistocênico no Estado do Espírito Santo e seu relacionamento com depósitos de minerais pesados.** In: CONGRESSO BRASILEIRO DE GEOLOGIA, 32., 1982, Salvador. Anais. Salvador : Sociedade Brasileira de Geologia, 1982. v.4, p.1462-1472.

ANDRIGUETO, J. R.; KOSOSKI, A.R. (Org.). **Marco legal da produção integrada de frutas no Brasil.** Brasília: MAPA/ SARC, 2002. 60p.

AZEVEDO, E.C. **Uso da geoestatística e de recursos de geoprocessamento no diagnóstico da degradação de um solo argiloso sob pastagem no estado de Mato Grosso.** 2004. 141 f. Tese (Doutorado) - Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

BERNER, P.G. M.; VIEIRA, S. R.; LIMA, E.; ANJOS, L. H. C. Variabilidade espacial de propriedades físicas e químicas de um Cambissolo sob dois sistemas de manejos de cana-de-açúcar. Viçosa. **Revista Brasileira de Ciências do Solo.** v. 31. p. 387–844, 2007.

BERTOLANI, F.C.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e da espessura do horizonte A, em um Argissolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 4, p. 987-995, 2001.

BLACKWELL, D. **Estatística básica.** 2.ed. São Paulo: EDUSP, 1975. 143p.

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

CHAVES, L. H. G.; FARIAS, C. H. A. Variabilidade espacial do estoque de carbono nos Tabuleiros Costeiros da Paraíba: Solo cultivado com cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias.** Recife, v.3, n.1, p.20-25, 2008.

CORÁ, J. E.; MARQUES JR, J. Atributos do solo para agricultura de precisão In: SILVA, F. M.: **Mecanização e Agricultura de Precisão.** Poços de Caldas, MG, 1998, cap.2, p. 31-70.

CORÁ, J.E.; ARAUJO, A.V.; PEREIRA, G.T.; BERBALDO, J.M.G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 28, n. 6, p. 1013-1021, 2004.

CORDEIRO, Z. J. M. **Banana. Produção: aspectos técnicos.** Embrapa, comunicação para transferência de tecnologia, Brasília, 2000. 143p.

COSER, S.M.; MESQUITA, L. F.; Mesquita; RAMOS, R. R.; ANDRADE, F. V. Análise textural do solo utilizando métodos de dispersão física com agitação lenta e rápida. **XXXI Congresso Brasileiro de Ciências do Solo**, RS. 2007. CD ROM.

COSTA, T. C. C. da. **Avaliação de estratégias para classificação de imagens orbitais em mapeamento de uso e cobertura da terra**, 1999. 190p. Tese (Doutorado), Universidade Federal de Viçosa.

DAMATTO Jr, E.R.; Bôas, R. L. V.; Leonel, S.; Fernandes, D. M. Avaliação nutricional em folhas de bananeira 'prata-anã' adubadas com composto orgânico. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal - SP, v. 28, n. 1, p. 109-112, Abril 2006.

DAMPNEY, P. M. R.; MOORE, M. Precision agriculture in England: current practice and research-based advice to farmers. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4, 1998, St. Paul. **Proceedings...** Madison: American Society of Agronomy, 1999. Part A, p. 661-73.

DELLA-BIANCA, L.; OLSON JR., D.F. Soil-site studies in Piedmont hardwood and pine-hardwood upland forests. **Forest Science**, v.7, n.4, p.320-309, 1961.

DIAS, C. T. S. Análise de dados através dos SAS para Windows. **II Jornada de Estatística de Maringá**. Minicurso, Maringá, PR, 111p., 1999.

DUARTE, M. N.; CURI, N.; PÉREZ, D. V.; KAMPF, N.; CLAESSEM, M. E. C.; Minerologia, Química e Micromorfologia de solos de uma bacia nos tabuleiros costeiros do Espírito Santo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.35, n.6, p.1237-1250, 2000.

EGUCHI, E. S. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos de um solo hidromórfico no Município de Lavras-MG**. 2001. 85 f. Dissertação (Mestrado) - UFLA, Lavras, 2001.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisas de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de Solos**. 2ª Edição – EMBRAPA Solos, Rio de Janeiro 2006. 306p.

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

FAO. Agriculture production. Disponível: www.fao.org/Statisticaldatabases/Agriculture/Agriculture/production.

FARIAS, P. R. S.; NOCITI, L. A. S.; BARBOSA, J. C.; PERECIN, D. Agricultura de Precisão: Mapeamento da produtividade em pomares cítricos usando geoestatística. **Rev. Bras. Frutic.**, v. 25, n. 2, p. 235-241, 2003.

FIETZ, C.R. **Variabilidade espacial do armazenamento de água no solo visando o manejo da irrigação por aspersão**. Piracicaba, 1998. 97p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

GONÇALVES, A. C. A.; **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo de irrigação**. 1997. 118 f. Tese (Doutorado) - ESALQ-USP. Piracicaba, 1997.

GONÇALVES, M, J. L. M; COUTO, H.T.Z. do; DEMATTÊ, J.L.I. Relações entre a produtividade de sítios florestais de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus saligna* com as propriedades de alguns solos de textura arenosa e média do Estado de São Paulo. **IPEF**, n. 43/44, p. 24-39, 1990.

GRECO, C.R.; VIEIRA, R.S.; Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira de Ciências do solo**. Viçosa, v.29, n.2, p.169-177, 2005.

GUERRA, P. A. **Geoestatística operacional**. Departamento Nacional da Produção
GUIMARÃES, E. C. Geoestatística básica e aplicada. UFU/FAMAT. Núcleo de estudos estatísticos e biométricos, Uberlândia - MG, 77p, 2004.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial de atributos de um Latossolo Vermelho Amarelo-escuro, textura argilosa, da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional**. 2000. 85 f. Tese (Doutorado) - UNICAMP. Campinas, 2000.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produção agrícola municipal. Rio de Janeiro: IBGE**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>> Acesso em fevereiro de Dezembro de 2008.

JAKOB, A. A. E. **Estudo da correlação entre mapas de variabilidade de propriedades do solo e mapas de produtividade para fins de agricultura de precisão**. 1999. 145 f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Engenharia agrícola - FEAGRI, Campinas, 1999.

JOHANN, J. A. **Variabilidade espacial dos atributos do solo e da produtividade em uma área piloto com e sem manejo localizado de agricultura de precisão**. 2001. 89 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascavel, 2001.

JOHNSON, G. A.; MORTENSEN, D. A.; GOTWAY, C. A. Spatial and temporal analysis of weed populations using geostatistics. **Weed Science**, Champaign, v. 44, n. 3, p.704-710, 1996.

JONES JR., J.B.; WOLF, B.; MILLS, H.A. **Plant analyses handbook: a practical sampling, preparation, analyses and interpretation guide**. Athens (USA): Micro-Macro Publishing, 1991. 213p.

JOURNEL, A. G. & HUIJBREGTS, Ch. J. **Mining geostatistics**. Academic Press, London, 1978. 600p.

LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. 2.ed. São Paulo. UNESP, 2003. 253 p.

LEAL, J. C. G. **Mapeamento da produtividade na colheita mecanizada do café**. 2002. 74 f. Dissertação (Mestrado) – ESALQ-USP, Piracicaba, 2002.

LIBARDI, P. L.; PREVEDELLO, C. L.; PAULETTO, E. A.; MORAES, S. O. Variabilidade espacial da umidade, textura e densidade das partículas ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência de Solo**. Campinas, SP, v. 10 n. 2 p. 85-90, 1986.

LIMA, J. S. de S.; OLIVEIRA, R. B.; QUARTEZANI, W. Z., Variabilidade Espacial de Atributos Físicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo sob cultivo de Pimenta-do - Reino. **Engenharia na Agricultura**, Viçosa, MG, v.15, n.3, p.290 – 298, 2007.

LOURENÇO, R. W. & LANDIM, P.M.B. **Análise de regressão múltipla espacial**. UNESP/Rio Claro, IGCE, DGA, Lab. Geomatemática, Texto Didático 13, 34 pp. 2004. Disponível em <<http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/textodi.html>>

MALAVOLTA, E.; VITTI, G.C.; OLIVEIRA, S.A. de. **Avaliação do estado nutricional das plantas: princípios e aplicações**. 2.ed. Piracicaba: Potafos, 1997. 319p.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Econ. Geology**, **58**: 1246-1266, 1963.
VIEIRA, S. R. **Curso de atualização em conservação do solo - Uso de Geoestatística**: Seção de conservação do solo. Parte I. Campinas: IAC, 1995. 2 v.

McBRATNEY, A.B. & WEBSTER, R. How many observation are needed for regional estimation of soil properties. **Soil Sci.**, Baltimore, 135:177-183, 1983.

MOLIN, J, P.; MENEGATTI, L. Aplicação com taxa variável: tratamento localizado. **Cultivar Máquinas**, Pelotas. v. 3, n. 44, p.22-26, 2005.

MOREIRA, R.S. **Banana: Teoria e prática de cultivo**. Campinas, Fundação Cargil, 335p. 1987.

MULLA, D. J.; SCHEPERS, J. S. key processes and properties for site-specific soil and crop management. IN: PIERCE, F. J.; SADLER, E. J. (eds.). **The state of site-specific management for agriculture**. ASA misc. Publ. ASA, CSSA, SSSA, Madison, WI. p. 1-18.1997

MULLA, D.J.; BHATTI, A.U.; HAMMOND, M.W.; BENSON, J.A. A comparasion of winter wheat yield and quality under uniform versus spatially variable fertilizer management. **Agriculture Ecosystems and Environment**, v.38, p.301-311, 1992.

OLIVEIRA, R. B. **Mapeamento e correlação de atributos do solo e plantas de café conilon para fins de agricultura de precisão**. 2007. 129f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Alegre, 2007.

PREVEDELLO, B. M. S. **Variabilidade especial de parâmetros de solo e planta.** Piracicaba, 1987. 166p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

PREZOTTI, L.C. **Recomendação de calagem e adubação para o Estado do Espírito Santo.** 5ª aproximação. Vitória: INCAPER, 2007. 3005p.

QUARTEZANI, W. Z. **Geoestatística no estudo da variabilidade espacial de atributos químicos e físicos do solo e da produtividade da pimenta-do-reino.** 2008. 118f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Alegre, 2008.

QUEIROZ, D. M.; DIAS, G. P.; MANTOVANI, E. C. Agricultura de Precisão na produção de grãos. In: BORÉM, A.: **Agricultura de Precisão.** Viçosa, MG, p. 01-42, 2000.

QUEIROZ, J. E.; CRUCIANI, D. E.; LIBARDI, P. L. Variabilidade espacial da porosidade drenável de um solo de várzea, no município de Piracicaba, estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental.** Campina Grande, PB, v. 3. n. 2. p. 135 – 139, 1999.

RAIJ, B. van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A.; FURLANI, A.M.C. (Ed.). **Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo.** 2ª aproximação. Campinas: Instituto Agrônomo/Fundação IAC, 1997. 285p. (Boletim Técnico, 100).

RIBEIRO JUNIOR, P.J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial dos parâmetros do solo,** 1995, Piracicaba. 99p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

RIBEIRO, A.C.; GUIMARÃES, P.T.G.; ALVAREZ, V.H. **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizante em Minas Gerais.** 5ª aproximação. Viçosa: CFSEMG, 1999. 359p.

ROBERTSON, G. P. GS⁺: **Geostatistics for the environmental sciences - GS⁺ User's Guide.** Plainwell, Gamma Desing Software, 1998. 152p

ROBINSON, J.B. Fruits, Vines e Nuts. In: REUTER, D.J.; ROBINSON, J.B. (Ed.). **Plant analyses: an interpretation manual.** Melbourne: Inkata Press, 1986. p.120-147.

ROCHA, J. V.; LAMPARELLI, R. A. C. Geoprocessamento. In: SILVA, F. M.: **Mecanização e Agricultura de Precisão.** Poços de Caldas, MG, 1998, cap. 1, p. 1-30.

SALVIANO, A.A.C. **Variabilidade de atributos de solo e de Crotalaria juncea em solo degradado do município de Piracicaba-SP.** Piracicaba, 1996. 91p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

SHIRATSUCHI, L. S. **Mapeamento da variabilidade espacial da plantas daninhas com a utilização das ferramentas da agricultura de precisão.** 2001. 116 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - ESALQ, Piracicaba, 2001.

SILVA, F. C.; **Manual de análises químicas de solo, plantas e fertilizantes.** Embrapa, 1999.

SILVA, A.P. da.; LIBARDI, P.L.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da resistência à penetração de um latossolo vermelho-escuro ao longo de uma transeção. **Rev. bras. Ci. Solo**, Campinas, v. 13, n. 1, p.1-5, 1989.

SILVA JÚNIOR, R. L. de. **Variabilidade espacial do índice de cone correlacionada com mapas de produtividade.** 2001. 132f. Dissertação (Mestrado) - ESALQ – USP. Piracicaba, 2001,

SILVA, A.P. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo.** Piracicaba, 1988. 105p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

SILVA, E. A. A. **Aplicação de um estimador robusto na análise de variabilidade espacial de um latossolo roxo.** Cascavel, PR, 2000, 109p. dissertação de mestrado, UNIOESTE/CASCADEL).

SILVA, F.M.; SOUZA, Z.M.; FIGUEIREDO, C.A.P.; VIEIRA, L.H.S.; OLIVEIRA, E. Variabilidade espacial de químicos e produtividade da cultura do café em duas safras agrícolas. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 32, n. 1, p. 231-241, jan./fev., 2008.

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

SOUZA, E. G.; JOHANN, J. A.; ROCHA, J.V.; RIBEIRO, S. R. A.; SILVA, M. S.; URIBE-OPAZO, M. A.; MOLIN, J. P.; OLIVEIRA, E. F.; NÓBREGA, L. H. P. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em um latossolo roxo distrófico na região de Cascavel-PR. **Revista da Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola.** V.8, n. 3, Jaboticabal-SP. 1999, p. 80-92.

SOUZA, L. S.; VIEIRA, S. R.; COGO, N. P. Variabilidade dos teores de nutrientes na folha, entre plantas, em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciências do Solo.** v. 21, n.3, p.373-377, 1997.

SOUZA, L.S. Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo. Porto Alegre, 1992. 162p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; MONTANARI. Otimização amostral de atributos de latossolos considerando aspectos solo-relevo. **Ciência Rural**, v. 36, n. 3, p. 829-836, 2006.

TABACHNICK, B., & FIDELL, L. S. (1996). **Using multivariate statistics** (3 ed.). New York: Harper Collins.

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

VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; VACHAUD, G.; NIELSEN, D.R. The use of cokriging with limited field soil observations. **Soil Science Society of America Journal**, v.47, p.175-184, 1983.

VIEIRA, S. R. Geoestatística aplicada à agricultura de precisão. **GIS Brasil'98**, Curso P, Curitiba, PR, 1998, 53p.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F. de; ALVAREZ V., V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v. 1, p. 1-54.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F. de; ALVAREZ V., V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v. 1, p. 1-54.

VIEIRA, S. R. **Geoestatística**: Curso de extensão universitária. Botucatu: UNESP, 1996, 166p.

VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo roxo de Campinas. **Bragantia**, Campinas, v. 56, n.1, p. 1-13, 1997.

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

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, p.319-344, 1980.

WEBSTER, R. & BURGESS, T. M. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. III. Changing drift and universal kriging. **The Journal of Soil Science**, Oxford, 31: 505 - 524, 1980.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade**. 2001. 114 f. Tese (Livre-Docência em Levantamento do solo e fotopedologia) - FCA-UNESP, Botucatu, 2001.