



BRUNO MANOEL REZENDE DE MELO

**TÉCNICAS DE AGRICULTURA DE PRECISÃO
PARA AVALIAÇÃO DA VARIABILIDADE DE
SOLO E DO CAFEIRO EM PEQUENAS
PROPRIEDADES DO SUL DE MINAS GERAIS**

**LAVRAS – MG
2015**

BRUNO MANOEL REZENDE DE MELO

**TÉCNICAS DE AGRICULTURA DE PRECISÃO PARA AVALIAÇÃO
DA VARIABILIDADE DE SOLO E DO CAFEIEIRO EM PEQUENAS
PROPRIEDADES DE SUL DE MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia/Fitotecnia, área de concentração em Produção Vegetal, para a obtenção do título de Mestre.

Orientador

Dr. Carlos Maurício Paglis

Coorientador

Dr. Marcelo Silva de Oliveira

**LAVRAS – MG
2015**

**Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Geração de Ficha Catalográfica da Biblioteca
Universitária da UFLA, com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).**

Melo, Bruno Manoel Rezende de.

Técnicas de agricultura de precisão para avaliação da
variabilidade de solo e do cafeeiro em pequenas propriedades do
Sul de Minas Gerais / Bruno Manoel Rezende de Melo. – Lavras:
UFLA, 2015.

103 p. : il.

Dissertação (mestrado acadêmico)–Universidade Federal de
Lavras, 2015.

Orientador(a): Carlos Maurício Paglis.

Bibliografia.

1. Paisagem. 2. Geoestatística. 3. Zonas homogêneas de
manejo. 4. Agricultura de Precisão. 5. Análise econômica. I.
Universidade Federal de Lavras. II. Título.

BRUNO MANOEL REZENDE DE MELO

**TÉCNICAS DE AGRICULTURA DE PRECISÃO PARA AVALIAÇÃO
DA VARIABILIDADE DE SOLO E DO CAFEIEIRO EM PEQUENAS
PROPRIEDADES DO SUL DE MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia/Fitotecnia, área de concentração em Produção Vegetal, para a obtenção do título de Mestre.

APROVADO em 09 de julho de 2015.

Dr. Carlos Maurício Paglis UFLA

Dr. Raul Henrique Sartori IFSULDEMINAS-CÂMPUS MUZAMBINHO

Dr. Carlos Alberto Silva UFLA

Dr. Carlos Maurício Paglis
Orientador

Dr. Marcelo Silva de Oliveira
Coorientador

**LAVRAS-MG
2015**

À Marta, minha mãe, por todo esforço em conduzir minha educação.

Benedito, meu pai, pelo pouco que conheci a sua memória.

Isaac, meu pai, pela contribuição em minha vida.

Meus irmãos e avôs pela amizade.

Amigos e a todos que compartilham das minhas conquistas.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela oportunidade de vivenciar este aprendizado e pela proteção a cada momento.

À Universidade Federal de Lavras (UFLA) e ao Departamento de Agricultura (DAG), pela excelência no aprendizado.

Ao Prof. Doutor Carlos Maurício Paglis, por sua compreensão e cumplicidade.

Ao Prof. Doutor Marcelo Silva de Oliveira, pelas horas de orientação e dedicação.

À doutoranda Marcília Bruna, por toda sua ajuda e dedicação ao nosso trabalho.

A todos os professores, que de alguma forma se fizeram mestres na minha jornada.

A todos os funcionários dos departamentos, que de alguma forma contribuíram para o meu aprendizado. Aos colegas de cursos, que foram amigos, professores, alunos...companheiros nesta caminhada.

Ao Instituto Federal de Educação Ciência e Tecnologia Sul de Minas Gerais - Câmpus Inconfidentes pela bolsa de Incentivo a qualificação, concessão de horas para o exercício da Pós-Graduação e ao NIPE pelo aporte financeiro ao projeto de pesquisa da referida dissertação.

Ao Wilson R. e Carlos Magno, pela compreensão e esforços em contribuir com minha pesquisa.

Ao setor de Cafeicultura do IFSULDEMINAS - Câmpus Inconfidentes e ao Sr. José Roberto, pela oportunidade de realizar minhas pesquisas nas lavouras cafeeiras.

As minhas coorientadas (amigas), Jennifer e Daniele, pelo seu entusiasmo e dedicação.

A todos que de alguma forma se fizeram presente para a conquista de mais uma realização.

RESUMO

A cafeicultura apresenta relevância no contexto da produção agrícola no estado de Minas Gerais. O sul de Minas Gerais produz 50% de todo café do estado, estando presente em pequenas e grandes propriedades, contudo verifica-se menor produtividade por parte dos pequenos produtores quando comparado aos cafeicultores empresariais. Essa baixa produtividade muitas vezes está associada ao baixo acesso às tecnologias. Diante desse cenário, uma alternativa a essa realidade é a difusão adequada de tecnologia que atenda a essa classe de produtores. Nesse contexto o emprego de malhas de amostragem de solo apresenta potencial para ser introduzido em pequenas propriedades com a finalidade de otimizar a utilização dos recursos, uma vez que o processo de amostragem convencional de solo não caracteriza a variabilidade existente, dessa forma o emprego de insumos é realizado através dos teores médios provenientes do processo de amostragem convencional. Objetivou-se avaliar a viabilidade econômica e agrônômica do uso de técnicas de Agricultura de Precisão na recomendação de fertilizantes com diferentes malhas de amostragem comparativamente ao modelo tradicional de amostragem de solo na cafeicultura de pequenas propriedades e a definição de zonas de manejo homogênea em função das variáveis químicas de solo e produtividade. O experimento foi realizado na cidade de Inconfidentes MG, na propriedade Fazenda Escola, onde foi utilizado malhas amostrais de solo com 52, 28 e 15 pontos de coleta e no Sítio Água Limpa onde foi testado malhas com 49, 26 e 17 pontos amostrais. Em cada propriedade também foi feito amostragem convencional para verificar a utilização de insumos no processo de amostragem em malhas e no modelo convencional. Foram relacionados os custos de cada processo de amostragem de solo com a receita obtida da produção de café em cada lavoura em estudo. Foi utilizado a Geoestatística para caracterizar a dependência espacial e prever valores dos atributos nos locais não amostrados. Verificou-se que em algumas malhas de amostragem não foi possível observar dependência espacial. Para alguns parâmetros químicos do solo verificou-se que o modelo de amostragem convencional apresenta potencial para continuar sendo utilizado desde que seja considerada a paisagem na determinação dos limites das lavouras. No estudo da análise econômica global para ambos os processos de amostragem de solo, foi verificada receita negativa. Conclui-se que foi constatada receita positiva apenas para a zona de manejo com 2,1 L/café/planta para o primeiro ano de produção para a Fazenda Escola. Contudo a receita líquida total para a amostragem de solo em malhas e no sistema tradicional foram negativas. Para o Sítio Água Limpa não foram calculados os custos de produção, tendo em vista a falta de dependência espacial para o atributo fósforo. Verifica-se pelos mapas de produtividade, potássio, matéria orgânica e saturação por bases na Fazenda Escola que esses atributos possibilitam definir duas zonas de manejo em função da posição da lavoura no relevo. Para o fósforo e argila, na Fazenda Escola, não houve possibilidade da definição de zonas de manejo. No Sítio Água Limpa não foi possível definir zonas de manejo homogêneas.

Palavras-chave: Paisagem. Geoestatística. Zonas homogênea de manejo. Agricultura de precisão. Análise econômica.

ABSTRACT

Coffee growing has relevance regarding to agricultural production in *Minas Gerais* state. Southern of *Minas Gerais* produces 50% of all state coffee, being present in small and large farms, but there is less productivity by small producers when compared to corporate farmers. This low productivity is often associated to low access to technologies. In this scenario, an alternative to the reality is adequate availability of technology that meets this producers' class. In this context the use soil sampling grids has the potential to be introduced in small farms in order to optimize the use of resources, since the conventional soil sampling process does not characterize the existing variability, so the use of inputs is done through the medium contents from the conventional sampling procedure. The objective was to assess the economic and agronomic feasibility of using precision agriculture techniques on fertilizers recommendation with different sampling grids compared to the traditional model soil sampling in coffee growing of small farms and the definition of homogeneous management zones according to chemical variables of soil and productivity. The experiment was conducted in the city of *Inconfidentes* - MG, on the Farm *Escola* property, where soil sampling grids were used with 52, 28 and 15 collection points and in the *Água Limpa* (small farm) where grids were tested with 49, 26 and 17 sampling points. In each property was also made conventional sampling to verify the use of inputs in the sampling process in grids and in the conventional model. Each soil sample process cost with the obtained revenue of coffee production in each field of study was related. Geostatistics was used to characterize the spatial dependence and predict attribute values in unsampled locations. It has been found that in some grids sampling was not possible to observe spatial dependence. For some soil chemical parameters, it was found that the conventional sampling model has the potential to continue to be used since the landscape is considered in determining the crops limits. In the global economic analysis study for both soil sampling procedures, it was found negative revenue. It is conclude that positive revenue was detected only for the management zone with 2.1 L/coffee/plant for the first year of production for the Farm *Escola*. However, total net revenue for soil sampling in grids and in traditional system were negative. For *Água Limpa* were not calculated production costs in view the lack of spatial dependence for the phosphorus attribute. It is observed by the productivity maps; potassium, organic matter and base saturation on the Farm *Escola*, these attributes enable to define two management zones in crop position function in the relief. For phosphorus and clay there was no possibility of defining management zones. In *Água Limpa* property there was not possible to define homogeneous management zones.

Keywords: Landscape. Geostatistics. Homogeneous management zones. Precision agriculture. Economic analysis.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Convenções direcionais utilizadas na geoestatística para cálculos dos semivariogramas.....	31
Figura 2	Modelo conceitual de semivariograma: Anisotrópico (A) Isotrópico (B) para diferentes direções.....	32
Figura 3	Semivariograma experimental com os parâmetros do modelo teórico.....	34
Figura 4	Localização da cidade de Inconfidentes MG.....	37
Figura 5	Localização da Lavoura Fazenda Escola com a respectiva malha amostral.....	38
Figura 6	Modelo de elevação digital da Fazenda Escola.....	38
Figura 7	Localização do Sítio Água Limpa com sua respectiva malha amostral.....	39
Figura 8	Modelo de elevação digital do Sítio Água Limpa	39
Figura 9	Malha amostral da unidade experimental, Fazenda Escola, com 52 (A), 28 (B) e 15 pontos de coleta (C).....	40
Figura 10	Malha amostral da unidade experimental, Sítio Água Limpa, com 49 (A), 26 (B) e 17 pontos de coleta (C).....	43
Figura 11	Malha amostral para mensuração da produtividade e porcentagem de Maturação dos frutos para a Fazenda Escola (A) e Sítio Água Limpa (B).....	44
Figura 12	Análise da distribuição do atributo fósforo (mg/dm^3) para a malha com 52 pontos na VP: mapa A; VS: mapa B e com base no teor médio da amostragem convencional (C).....	65
Figura 13	Análise da distribuição do atributo do potássio (mg/dm^3) para a Fazenda Escola VP: mapas A, B; VS: mapas D, E; teor médio: C; e altitude: F; Sítio Água Limpa: VP: mapas G, H; VS: mapas J,L; teor médio: I; e altitude: M.....	66
Figura 14	Distribuição dos atributos para a Fazenda Escola: Matéria orgânica (dag/kg): A (VP), B (VS), C (teor médio); argila (dag/kg): D (VP); E (VS), F (teor médio) e mapa G de altitude....	71
Figura 15	Distribuição do CTC (cmol/dm^3) para área experimental Sítio Água Limpa: A (VP), B (VS); C (teor médio) e D mapa de altitude da lavoura.....	74
Figura 16	Distribuição da Saturação por base para área experimental Fazenda Escola: A e D (VP), B e E (VS), C (teor médio); Sítio Água Limpa: G e J (VP), H e L (VS), I (teor médio) e os mapas F e M demonstra a altitude.....	77

Figura 17	Distribuição da produtividade por planta (L) para a Fazenda Escola: A variabilidade plena, C distribuição simplificada, B média de produção por planta e F variabilidade de altitude.....	79
Figura 18	Distribuição da produtividade por planta (L) para o Sítio Água Limpa: A variabilidade plena, B distribuição simplificada, C média de produção por planta e mapa D variabilidade de altitude	79
Figura 19	Distribuição da porcentagem de frutos verdes, mapa A (VP) e B (VS) e cereja, mapas C (VP) e D (VS).....	81
Figura 20	Porcentagem de maturação fisiológica para o Sítio Água Limpa: Variabilidade plena dos frutos cereja, mapa A e variabilidade simplificada, mapa B.....	83

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Histórico das áreas experimentais, Fazenda Escola e Sítio Água Limpa, Inconfidentes 2014.....	40
Tabela 2	Estatística descritiva para os atributos de solo em diferentes malhas de amostragem para a área experimental Fazenda Escola, Inconfidentes 2014.....	49
Tabela 3	Estatística descritiva para os atributos de solo em diferentes malhas de amostragem para a área experimental Sítio Água Limpa, Inconfidentes 2014.....	51
Tabela 4	Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariograma e da validação cruzada para o atributo solo em diferentes malhas de amostragem para a Fazenda Escola, Inconfidentes 2014.....	54
Tabela 5	Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariograma e da validação cruzada para o atributo solo em diferentes malhas de amostragem para o Sítio Água Limpa, Inconfidentes 2014.....	56
Tabela 6	Estatística descritiva para a produção por planta e estágio fenológico na área experimental Fazenda Escola e Sítio Água Limpa, Inconfidentes 2014.....	60
Tabela 7	Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariograma e da Validação cruzada para produção por planta em litros e estágio fenológico para a área experimental Fazenda Escola e Sítio Água Limpa, Inconfidentes 2014.....	62
Tabela 8	Análise econômica do uso de malhas de amostragem comparativamente ao modelo convencional de análise de solo para a área experimental Fazenda Escola, Inconfidentes 2014.....	84
Tabela 9	Análise dos custos de produção na produtividade média e na Variabilidade simplificada para a área experimental Fazenda Escola, Inconfidentes 2014.....	85
Tabela 10	Análise dos custos de produção na produtividade média no processo de amostragem convencional para a área experimental Fazenda Escola, Inconfidentes 2014.....	85

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
2	REFERENCIAL TEÓRICO	17
2.1	Cafeicultura de pequenas propriedades.....	17
2.2	Agricultura de Precisão.....	18
2.3	Viabilidade econômica da Agricultura de Precisão.....	21
2.4	Variabilidades existentes nos sistemas agrícolas.....	22
2.5	Origens da variabilidade dos solos.....	24
2.6	Malhas de amostragem de solo.....	25
2.7	Geoestatística e mapas de isolinhas na Agricultura de Precisão..	28
2.8	Geoestatística aplicada.....	29
2.9	Parâmetros do semivariograma.....	30
2.10	Krigagem e validação.....	35
3	MATERIAL E MÉTODOS	37
3.1	Caracterização da área experimental.....	37
3.2	Malha amostral para fertilidade e textura com o georreferenciamento dos pontos amostrais.....	40
3.3	Malha amostral para os parâmetros de planta.....	43
3.4	Análise de solo, estádios fenológicos, produtividade e mapa de isolinhas.....	44
3.5	Análise dos dados e geoestatística.....	46
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	48
4.1	Análise da estatística descritiva para os atributos químicos e físicos do solo nas diferentes malhas e áreas experimentais.....	48
4.2	Análise da geoestatística para os atributos químicos e físicos do solo nas diferentes malhas e áreas experimentais.....	52
4.3	Análise estatística descritiva para os atributos de plantas nas duas áreas experimentais.....	59
4.4	Análise geoestatística para os atributos de plantas nas duas áreas experimentais.....	61
4.5	Mapa de isolinhas para os parâmetros de solo e planta.....	63
4.5.1	Fósforo.....	63
4.5.2	Potássio.....	65
4.5.3	Matéria orgânica.....	70
4.5.4	Argila.....	72
4.5.5	CTC.....	74
4.5.6	Saturação de bases.....	76
4.6	Variabilidade da produtividade por planta.....	78
4.7	Mapa de isolinhas para estudo fenológico do cafeeiro nas duas áreas experimentais.....	81

4.8	Análise econômica da utilização de malhas de amostragem comparativamente ao modelo tradicional de amostragem de solo.....	84
5	CONCLUSÕES.....	88
	REFERÊNCIAS.....	89

1 INTRODUÇÃO

A cafeicultura apresenta relevante papel na economia e na cultura dos brasileiros. É responsável pela geração de 8 milhões de empregos no seu processo produtivo e pela produção de 35% de todo café que é colhido no mundo. No ano de 2014 foram produzidas 45,34 milhões sacas de 60 kg (COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB, 2015).

Dada à importância da cafeicultura e à necessidade de tornar a atividade mais sustentável deve-se, entre as técnicas de trabalho, administrar as variabilidades que podem exercer influência sobre a produtividade.

Diante das variabilidades de solo e planta, manifestar o potencial produtivo das lavouras cafeeiras exige esforço das mais diversas áreas, destacando a importância do manejo localizado que resulta em eficiência na aplicação de insumos.

A sustentabilidade, nesse contexto, assume grande importância. Entre as práticas sustentáveis o aspecto ambiental exerce característica de relevância, haja vista que muitos fatores estão associados aos rendimentos da lavoura e podem variar no espaço e no tempo. Dessa forma, a prática da adubação exige um trabalho pontual para reduzir possíveis contaminações, com a otimização dos recursos utilizados.

Avaliando pelo lado econômico, uma das formas de aumentar os lucros da atividade cafeeira é a redução de custos, através do gerenciamento das variabilidades, aplicando os insumos no local adequado, no momento certo e na quantidade requerida. Do ponto de vista social, a melhoria da renda dos produtores rurais contribui para reduzir o êxodo rural, possibilita melhorias no aspecto de bem-estar das famílias e permite que os empresários rurais permaneçam na atividade cafeeira.

Dada à importância do manejo pontual e o apelo para as práticas sustentáveis, uma importante técnica que aos poucos está sendo incorporado no meio agrícola e contribui para a sustentabilidade é a adoção das técnicas de Agricultura de Precisão (AP).

Ferraz et al. (2011) concluíram que a aplicação de fertilizantes, segundo os conceitos da Agricultura de Precisão, proporcionou redução nos custos de produção, apresentando a adubação diferenciada menores custos operacionais quando comparada com o modelo convencional, compensando os maiores investimentos com a técnica.

No propósito de trabalhar as variabilidades da cafeicultura de montanha, a Agricultura de Precisão entra como técnica inovadora, sendo que seu conceito passa por gerenciar a atividade rural em todos seus aspectos, desde levantamento dos dados, interpretação e aplicação dos resultados, focando sempre na melhoria contínua dos resultados.

Entre os fatores que variam no espaço e no tempo e podem ser manipulados com as ferramentas da AP, o solo merece destaque, haja vista seu grande potencial em manifestar variabilidade, principalmente nas áreas com relevo irregular como é o caso da cafeicultura no sul de Minas Gerais. Portanto, um dos maiores desafios inerentes a esta técnica, está relacionada à definição de malhas de amostragem que resulte na melhor performance em determinar a variabilidade com dependência considerando os investimentos realizados.

Assim objetivou-se avaliar:

a) a viabilidade econômica e agrônômica do uso de técnicas de Agricultura de Precisão na recomendação de fertilizantes com diferentes malhas de amostragem comparativamente ao modelo tradicional de amostragem de solo na cafeicultura de pequenas propriedades;

- b) a dependência espacial do fósforo, potássio para as diferentes malhas amostrais propostas;
- c) avaliar a dependência espacial da produção de café e dos estádios de maturação no momento da colheita;
- d) caracterizar unidade de manejo diferenciada de acordo com as variáveis fósforo, potássio, matéria orgânica, saturação por bases, argila e produtividade.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Cafeicultura de pequenas propriedades

A cafeicultura brasileira é caracterizada por estabelecimentos de pequenas propriedades, sendo representada por 80% dos empreendimentos, 37% da área colhida e pela receita de R\$1,57 bilhões/ano (BRASIL, 2006).

A cafeicultura no sul e oeste do estado de Minas Gerais é representada por pequenos produtores com área de até 10 ha⁻¹: Constituem a grande maioria das propriedades, totalizando 69% dos estabelecimentos, contudo, contribuem apenas com 29% da produção de café (GARCIA, 2013).

A cafeicultura no contexto brasileiro apresenta incontestável importância para a economia, sendo um dos principais produtos agrícolas na pauta das exportações. Para o estado de Minas Gerais, maior produtor de café, este produto participa com 50% de todo café produzido no Brasil (CONAB, 2015).

Mesmo diante da importância da cafeicultura de pequenas propriedades esses produtores têm pouco acesso à tecnologia. A produtividade das pequenas propriedades representa apenas 76% da produtividade das propriedades não familiares (GONÇALVEZ et al., 2013).

Essa menor capacidade produtiva pode estar associado a vários fatores, tais como: (i) a geração de novas tecnologias tem como foco principal as grandes propriedades, não sendo apropriadas aos sistemas menos intensivos de produção, (ii) aos elevados custos inerentes a sua prática, (iii) e a falta de informação dos produtores (BICALHO; NANTES, 2010; GONÇALVEZ et al., 2013)

Nos últimos anos, o que se tem percebido é que ocorre um aumento no preço dos fatores de produção, insumos agrícolas, aliados às oscilações

constantes no preço do café, ocasionando queda na renda e na competitividade da cafeicultura (MONTE; TEIXEIRA, 2006).

Esse cenário desfavorável pode ser modificado com o correto processo de transferência de tecnologias. Portanto, o avanço tecnológico com sua correta difusão e adoção são fundamentais para que o empresário rural consiga um produto de melhor qualidade e com maiores produtividades (BICALHO; NANTES, 2010).

Bicalho e Nantes (2010) atestam que o processo de adoção de tecnologia proporciona redução de custos, sendo esses benefícios ainda mais significativos na agricultura familiar, com ganhos adicionais de renda aos demais elos da cadeia produtiva.

2.2 Agricultura de Precisão

O termo Agricultura de Precisão apresenta inúmeras conceituações, mas, em todas essas definições, sempre está focado o gerenciamento das variabilidades encontradas nas lavouras agrícolas. Uma das definições mais importantes e completas conceitua a Agricultura de Precisão como uma nova forma de gestão ou de gerenciamento agrícola, fazendo parte desse modelo um conjunto de tecnologias e procedimentos utilizados para que as lavouras e os sistemas agrícolas sejam otimizados, tendo como elemento-chave o gerenciamento da variabilidade espacial e temporal da produção e dos fatores associados (SWINTON; LOWENBERG-DEBOER, 1998).

Tendo em vista essa premissa, a AP está alicerçada em um conjunto de recursos que permite o tratamento localizado, considerando as diferenças existentes. Portanto, o conceito está no fato de que o produtor possa gerenciar extensas áreas, com todas as informações acumuladas dessa tecnologia,

permitindo verificar variação tanto no espaço como no tempo determinando zonas de altas e baixas produtividades e associar esses conhecimentos a possíveis causas e efeitos.

Para isso, é preciso que seja incorporado ao sistema certo grau de automatização, como a utilização de sensores, sistemas de posicionamento por satélites e sistemas de informações geográficas (MOLIN, 2001).

Nessa linha de trabalho outro termo que vem à tona e faz frente a importância da cafeicultura é a utilização da terminologia Cafeicultura de Precisão (ALVES, QUEIROZ E PINTO, 2006). A definição deste termo está estritamente relacionada à conceituação da AP, contudo o que diferencia é a especialização da técnica dada a cultura do café.

Para Ferraz (2012) essa técnica apresenta potencial para ser implantada na cultura, haja vista sua eficiência e promoção da sustentabilidade.

O trabalho pioneiro com a técnica de AP data do final dos anos 20. Nesse contexto, Linsley e Baurer detectaram uma grande variação no solo, até então não considerada, quanto à necessidade de calcário e que sua aplicação deveria seguir essa variabilidade. Contudo essa técnica não apresentou desenvolvimento até o início dos anos 80. A partir dessa década com o avanço tecnológico, Jonhson, Schafer e Young (1983) desenvolveram o conceito de preparo de solo, dando início às pesquisas relacionadas à AP.

Essas pesquisas realmente ganharam impulso devido à disponibilização do sinal de satélites norte-americanos conhecidos como GPS (Sistema de Posicionamento Global), empregados na “guerra fria”, que a partir do início da década de 90, possibilitou determinar as coordenadas de cada ponto simultaneamente às operações realizadas nas lavouras. Outros avanços obtidos foram o das indústrias das máquinas agrícolas que acompanharam o

desenvolvimento dessa tecnologia e por fim a produção de softwares específicos para a AP (MANTOVANI; GOMIDE, 2000).

Diante dos avanços tecnológicos e a enorme quantidade de ferramentas disponíveis, a AP pode ser considerada uma atividade muito dinâmica, pois depende de fatores que mudam constantemente no espaço e no tempo, estando relacionados a fatores de solo, clima, ambiente, ação antrópica e que exercem influência sobre a planta (ROCHA; LAMPARELLI, 1998).

Marques Júnior e Corá (1998) atestam que, para a implantação da AP, é necessário que se conheça detalhadamente as causas e as variabilidades espaciais dos fatores que controlam o sistema solo-planta-atmosfera e que por consequência afetam a produção das culturas.

Outro ponto-chave nas técnicas de AP reside no fato de essa tecnologia estar associada às novas demandas do século 21, em que visa atender às necessidades de produção agrícola de forma mais sustentável. Dessa forma o manejo de insumos, que pode ser aplicado a taxas variadas atende a esta premissa, reduzindo a exaustão dos solos, dos processos erosivos, da contaminação dos corpos aquáticos, etc. (KRAEMER, 2007). De acordo com Bongiovanni e Lowenberg-DeBoer (2000) a aplicação a taxa variável de nitrogênio, fósforo, herbicidas e inseticidas minimizam os impactos ao meio ambiente.

Outro benefício da técnica está associado a sua vantagem energética, cujos indicadores baseados no fluxo de energia no sistema de produção apontaram maior eficiência ao se utilizar os mecanismos da AP, além dos ganhos em produtividade e maior confiabilidade nas decisões de manejo (COLAÇO, 2012; TSCHIEDEL; FERREIRA, 2002).

2.3 Viabilidade econômica da Agricultura de Precisão

São comuns os relatos sobre os benefícios econômicos do manejo localizado, sendo a maioria deles relacionados à utilização da taxa variável para aumentar a eficiência do uso de fertilizantes (ROBERTSON; LYLE; BOWDEN, 2008). Segundo Xiang et al. (2008) fazendo simulação ao uso do manejo localizado verifica-se ganhos de até US\$ 44 ha⁻¹ em lavoura de trigo.

Griffin e Lowenberg-DeBoer (2005) em revisão de literatura de trabalhos publicados entre 1988 a 2005 encontraram que em 68% das avaliações a AP foi mais rentável do que o manejo convencional.

Faulin (2010) afirma que a adubação em doses variadas na cultura do café possibilitou uma economia de insumos de 23% para adubos fosfatados e aumento de 13% para os potássicos, conferindo aumento de 34% na produtividade para o primeiro ano de avaliação.

Colaço (2012) trabalhando a aplicação com a taxa fixa e variada de fertilizantes, na cultura do citros, verificou que o manejo localizado propiciou significativas reduções na quantidade de insumos, principalmente para os adubos nitrogenados e potássicos, resultando em maior eficiência no uso dos recursos, o que significa que para cada unidade de fertilizante utilizada, maior produção foi obtida.

Menegatti et al. (2006) destacaram que a implantação da adubação à taxa variada na Usina açucareira Guairá, resultou em redução de custo na correção do solo com o aumento médio de produtividade de 4,5%. A margem de contribuição da técnica com a aplicação à taxa variada mais todos os custos envolvidos ainda proporcionou ganhos de R\$210,01 por hectare. Na Usina Jalles Machado foi encontrada economia entre a aplicação à taxa variada e em taxa fixa de fósforo no ano de 2004 de 39% do insumo.

Contudo é muito otimista a visão de que com a agricultura de precisão haja economia de recurso, sendo que Boyer (2010) não encontrou o maior benefício econômico ao se utilizar taxa variável de nitrogênio entre diversos manejos testados na cultura do trigo.

A maioria dos trabalhos cita os benefícios da fertilização à taxa variada, sendo que os benefícios da AP vão além da aplicação de fertilizantes e corretivos. Os usuários de AP já estão adotando a aplicação à taxa variada de herbicida. Neste contexto alguns estudos já identificaram o real benefício da técnica, no qual foi verificada economia de recursos em aplicações pontuais, quando comparado com a aplicação em área total de herbicidas (WEIS et al., 2008).

Apesar de várias citações sobre o benefício das técnicas de Agricultura de Precisão, Molin (1997) afirma que a tecnologia deve ser validada com base em análises que provem as suas vantagens não apenas econômicas, mas também de benefícios ao meio ambiente por resultar em menor excedente de insumo.

2.4 Variabilidades existentes nos sistemas agrícolas

A Agricultura de Precisão é uma abordagem na qual suas técnicas fazem parte de um ciclo em que só pode ser considerada como tal quando todas as etapas deste circuito são satisfeitas. O primeiro passo é o reconhecimento da variabilidade espacial da produtividade das culturas. A segunda etapa consiste na determinação e a investigação dos fatores de produção responsáveis por essa variabilidade, finalizando com a terceira fase que versa em utilizar-se desses conhecimentos para adequar um manejo específico na área, realizando a aplicação de insumos ou práticas agrícolas de acordo com a variabilidade existente (CORÁ; BERALDO, 2006).

Esse ciclo só se encerra com a avaliação da eficiência da prática realizada por meio do comportamento da produtividade da cultura que por sua vez é a primeira etapa do novo ciclo dos trabalhos relacionados à AP (CORÁ; BERALDO, 2006).

Como parte desse processo, Guedes Filho (2009), estudando a dinâmica da distribuição de algumas lavouras encontrou grande variabilidade espacial e temporal para produtividade das culturas de soja, milho, aveia, centeio, triticale, labelabe e mamona, entre os anos de 1985 a 2008.

Outros estudos evidenciam que existe variabilidade sobre a distribuição de plantas daninhas. Segundo Shiratsuchi (2001) a incidência de plantas invasoras ocorre de maneira agregada ou frequentemente em “reboleiras” influenciando a variabilidade de produção das culturas.

Pesquisas realizadas com a cultura do cafeeiro têm evidenciado acentuada variabilidade nos atributos do solo e da produção (MARQUES et al., 2000). Segundo Silva e Chaves (2001) a variabilidade química do solo é maior que a variação física em uma mesma área. Devido a esses fatores, amostragens aleatórias empregando-se a média na interpretação dos resultados da análise química não caracterizam essas diferenças, resultando em avaliações inexatas.

Corá et al. (2004) destacam que o solo pode ser considerado o primeiro fator a ser estudado no uso da agricultura de precisão, haja vista que este componente possui grande variabilidade e é determinante no desempenho e na produção das culturas.

Em função do padrão de comportamento regionalizado dos atributos do solo, a determinação da variabilidade espacial é fundamental para o melhor entendimento das inter-relações entre solo e planta e que influenciam na produtividade. Portanto considerar a variação espacial dos atributos do solo é uma importante ferramenta de manejo para aumento da produtividade (MINASNY; MCBRATNEY, 2007).

2.5 Origens da variabilidade dos solos

Mesmo em áreas consideradas homogêneas, à medida de uma variável em alguns pontos pode revelar grandes variações de valores. Essa variação do solo é resultante da ação de formação de vários processos (GONÇALVES; FOLEGATTI; MATA, 2001) associados aos fatores antropogênicos.

Entre os fatores de formação dos solos vários autores encontraram relação entre a variabilidade do solo e as formas da paisagem. Segundo Souza et al. (2006) a pedofoma côncava e convexa apresentaram maior variabilidade espacial para atributos químicos e físicos do que a pedofoma linear, sendo que a pedofoma côncava favorece a concentração de água e a convexa a sua dispersão e perda pelo sistema.

De acordo com Daniels e Hammer (1992), entre os processos que possuem relação com a formação do solo, o que mais afeta a variabilidade espacial é a quantidade, o fluxo e a distribuição sazonal de água. Esse comportamento da água no sistema interfere no movimento das bases e das argilas, exercendo modificações em ambientes específicos com o aumento da variabilidade.

Essa variabilidade ainda ocorre em diferentes níveis, estando relacionada aos processos de formação dos solos através da ação de microrganismos, tempo, material de origem, fatores estes sujeitos aos processos genéticos de formação do solo (WENDROTH et al., 2001). Conforme Hillel (1982) a estrutura do solo ainda é afetada por mudanças no clima, atividade biológica, práticas de manejo, estando sujeito ainda às forças de natureza mecânica e química.

Bertol et al. (2000) destacam que as propriedades físicas dos solo precisam ser monitoradas, pois seu uso intensivo, acima da capacidade de

suporte, pode provocar mudanças indesejáveis, como aumento da densidade, redução do teor de matéria orgânica, diminuição da porosidade e elevação da resistência à penetração das raízes em diferentes escalas para uma mesma área (CAMARGO, ALLEONE, 1997).

Mesmo diante das grandes variabilidades as propriedades do solo constituem valores que apresentam continuidade espacial e, por conseguinte constitui uma população infinita em uma área refletindo a variação (BURGESS; WEBSTER, 1980; GONÇALVES; FOLEGATTI; MATA, 2001).

Essa variabilidade espacial segundo Barbieri, Marques Júnior e Pereira (2008) é a diferença no teor de um atributo do solo entre um ponto de amostragem e outro. De acordo com Sanchez et al. (2005), avaliando a variabilidade espacial de atributos químicos do solo e da produtividade do café em diferentes superfícies, observaram dependência espacial para todos os atributos químicos estudados.

2.6 Malhas de amostragem de solo

Hoje na cafeicultura o método mais utilizado para verificar a fertilidade dos solos é o proposto por Cantarutti, Alvarez e Ribeiro (1999), processo que considera a variabilidade existente, contudo esta é renegada pelos produtores e técnicos, o que eleva a dimensão da variabilidade, onerando os custos dos processos, contribuindo para aplicação de insumos com base nas médias (FERRAZ et al., 2011).

Para determinar essas variabilidades, pesquisadores e alguns agricultores já estão trabalhando de acordo com zonas de manejo. Essas regiões são representadas pela variabilidade diagnosticada (BALASTREIRE, 2002). Entretanto para que essa variabilidade possa ser dimensionada é fundamental o

uso de amostragens de solo em malhas que permitam estabelecer modelos que descrevam a variação espacial dos dados (CASSEL; WENDROTH; NELSEN, 2000).

Essa estratégia é baseada em amostragem em malhas, sendo constituída por operações com as quais se obtém material de estudo numa proporção relativamente pequena, mas que represente de maneira adequada os locais onde foram amostrados, permitindo verificar dependência entre as amostras (PREZOTTO, 1982).

As malhas amostrais são divididas em seções de tamanhos regulares ou não, onde são coletadas amostras de solos que são utilizadas para determinar os parâmetros em estudo. Atualmente existem dois métodos empregados na amostragem em malhas: o método da malha celular e o método do centro da malha (MORGAN; ESS, 1997).

Para o método da malha celular, esta apresenta semelhança com a amostragem tradicional. A área é dividida em várias células onde é retirada subamostras que posteriormente serão homogeneizadas para obter uma amostra composta, sendo que o valor encontrado representa cada célula.

Já o método de centro da malha representa um ponto, onde várias subamostras são retiradas próximas ao ponto que geralmente está situado no centro da malha (FLOWER; WEISZ; WHITE, 2005). Este método de amostragem estipula distâncias entre os pontos amostrados e representa uma área, a qual recebe o tratamento de acordo com a variabilidade encontrada (CHUNG; CHONG; VARSA, 1995).

Ambos os métodos permitem realizar a aplicação de insumos à taxa variável, contudo o que muda é que na amostragem em malha celular o valor médio da análise química reflete por sua vez somente esta célula ou unidade de manejo, inferindo que a aplicação de insumos irá variar de uma célula para outra.

Já no método do centro da malha o resultado dos parâmetros de cada ponto georreferenciado será submetido a uma análise geoestatística, para prever os valores dos critérios em estudo dos locais não amostrados. Dessa forma a aplicação de insumos irá ocorrer de acordo com a variabilidade encontrada (MOLIN, 2012).

Partindo da premissa da amostragem de solo, centro da malha, um dos maiores desafios de quem trabalha com AP é definir o tamanho adequado dessas áreas, visto que malhas muito grandes podem não refletir a dependência do atributo em estudo e malhas muito pequenas acabam por onerar de forma demasiada os custos com coleta e análises laboratoriais. Empresas e produtores rurais que atuam em AP têm utilizado diferentes tamanhos de malhas e diferentes amostras por malha. No Centro-Oeste brasileiro o tamanho das malhas variam de 2 a 10 ha⁻¹ e para a cafeicultura, as malhas comerciais mais utilizadas apresentam 1 ponto a cada hectare (FERRAZ, 2012; RESENDE et al., 2006).

Para contornar esse dilema de uma malha de amostragem apropriada, vários autores já discutem a prática de amostragem em zonas de manejo homogêneas ou Unidades de Gestão Diferenciada (MOLIN; CASTRO, 2008). Conceitualmente zonas de manejo são representadas por subáreas que evidenciam uma combinação homogênea de fatores potencialmente limitantes à produtividade e são de caráter permanente e podem ser manejadas como unidades individualizadas dentro do talhão (MOLIN; CASTRO 2008).

Para Molin e Castro (2008) essa estratégia está baseada em critérios topográficos, cor do solo, atributos físicos do solo, espessura do horizonte A, mapas de produtividade de vários ciclos produtivos, condutividade elétrica, histórico da área, vigor, além de critérios conjugados que podem ser utilizados na determinação das zonas de manejo. De acordo com o mesmo autor essa estratégia ainda é pouco objetiva.

Anchieta (2012) afirma que a AP não pode limitar-se apenas a modelos de malhas universais para o levantamento das características do solo, haja vista que em cada contexto adaptam-se às condições da paisagem, histórico da área, tipo de solo, etc. O foco desses estudos não pode residir na busca pela malha universal mais apropriada e sim na eficiência do levantamento amostral em função de cada localidade.

2.7 Geoestatística e mapas de isolinhas na Agricultura de Precisão

Até recentemente, pesquisadores da área agrônômica estudavam a variabilidade dos atributos do solo através da estatística clássica. Essa técnica pressupõe que as observações de um dado atributo são independentes entre si não considerando sua localização na área.

Nesses casos os estudos eram conduzidos para minimizar o impacto da variabilidade espacial, sendo que as constatações podem ser espacialmente dependentes. Portanto, através de observações de pontos adjacentes de alguns atributos do solo tem-se verificado que estes não são completamente independentes e que essas diferenças espaciais devem ser consideradas na análise estatística dos dados (CARVALHO; DECHENS; DUFRANC, 2004).

Por meio de experimentos tem-se verificado que dentro de certo domínio, as diferenças entre os valores de um atributo do solo podem ser identificadas em função das distância de separação. Isso significa que os valores em locais mais próximos entre si são mais semelhantes do que aqueles tomados a maiores distâncias denotando uma dependência espacial. Dessa forma quando isso é observado os dados não podem ser tratados como independentes e um tratamento estatístico mais adequado é exigido (VIEIRA, 2000)

Para verificar essa relação de dependência espacial dos atributos analisados, utiliza-se uma das ferramentas da geoestatística, o semivariograma, o qual analisa a relação de dependência espacial entre amostras dentro de um campo (SALVIANO, 1996).

Com base na premissa de correlação entre os atributos uma das formas para definir a distribuição dos pontos amostrais em locais não amostrados é o uso da Krigagem, que permite conhecer a distribuição espacial dos fatores em estudos proporcionando o manejo da variável de maneira localizada, atendendo a um dos conceitos da AP (MONTOMIYA; CORÁ; PEREIRA, 2006).

Para explicar a variabilidade espacial dos atributos do solo o procedimento mais utilizado é através de mapas de isolinhas, que alicerçado em algum tipo de coordenada, por exemplo, as coordenadas métricas, permite a visualização e interpretação dos dados (TRANGMAR; YOST; UEHARA, 1985).

Esses mapas são divididos em mapas de condição que identificam a distribuição espacial dos parâmetros analisados antes das intervenções, mapas de recomendação ou prescrição que derivam de um ou mais mapas de condição e informam sobre as quantidades necessárias de insumos a aplicar; e o mapa de desempenho que permite avaliar como a área se apresenta após o manejo específico (CORÁ; BERALDO, 2006).

2.8 Geoestatística aplicada

Geoestatística é caracterizada como a aplicação dos estudos das variáveis regionalizadas ou variáveis com dependência espacial (MATHERON, 1962). Essa técnica permite compreender a aparente aleatoriedade dos dados, porém, com uma possível estruturação espacial, fornecendo uma função de correlação espacial (LANDIM, 2010).

A Geoestatística é constituída por um conjunto de técnicas que permite prever valores em locais não amostrados desde que haja correlação entre seus vizinhos. De acordo com Cressie (1993) essa é baseada fundamentalmente em apenas dois termos: o semivariograma e a krigagem. Contudo é importante atentar para duas regras fundamentais: a não tendenciosidade e a variância mínima (LAMPARELLI; ROCHA; BORGHI, 2001).

2.9 Parâmetros do semivariograma

O semivariograma ou variograma como abordados por alguns autores é uma expressão gráfica que nos demonstra quantitativamente a variação de um fenômeno regionalizado no espaço medindo as relações estatísticas (ANDRIOTTI, 1989; CAMARGO, 2014).

A distribuição das variáveis aleatórias $Z(x)$ e $Z(x + h)$ é demonstrada pelo semivariograma. Conforme Valência, Meirelles e Bettini (2004) para o estudo do semivariograma deve-se admitir a hipótese intrínseca, que se geralmente a média não pode ser constante para intervalos pequenos de h , as diferenças associadas poderiam ser zero. Essa hipótese é a mais utilizada por ser menos restritiva (FERRAZ, 2012). A função intrínseca do semivariograma não depende dos pontos de apoio, mas dos espaçamentos entre estes. Um semivariograma que tenha a grandes distâncias um aumento mais acentuado que o crescimento de $(h)^2$ apresenta incompatibilidade com a hipótese intrínseca ou seja, demonstra uma esperança matemática não estacionária sendo que esta ocorrência indica a presença de deriva (ANDRIOTTI, 1989).

Dadas as observações a cerca do semivariograma, uma das fórmulas de cálculo da semivariância é dada pela seguinte equação (MATHERON, 1962),

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

em que: $N(h)$ é o número de pares experimentais de ocorrências $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$ separados por uma distância h na direção do vetor (ANDRIOTTI, 1989).

Segundo Camargo (2014), temos que para a distância $h=0$ a semivariância $\gamma(0) = 0$. A semivariância $\gamma(h)$ cresce com o incremento de h , ou seja, até o ponto em que é observado aumento progressivo da semivariância é verificada a correlação espacial, contudo ao atingir um valor constante para $\gamma(h)$ este será representado por uma ruptura de crescimento, apresentando-se assintoticamente ao patamar que corresponde às variações aleatórias, ou seja, variações que não apresentam relação de dependência entre um ponto a outro. Dessa forma o semivariograma expressa a variabilidade do fenômeno em estudo. Esse fenômeno pode ser diferente para direções distintas, portanto é convencional na geoestatística realizar esse estudo para as direções de 0° , 45° , 90° e 135° , conforme ilustrado, figura 1(CAMARGO, 2014).

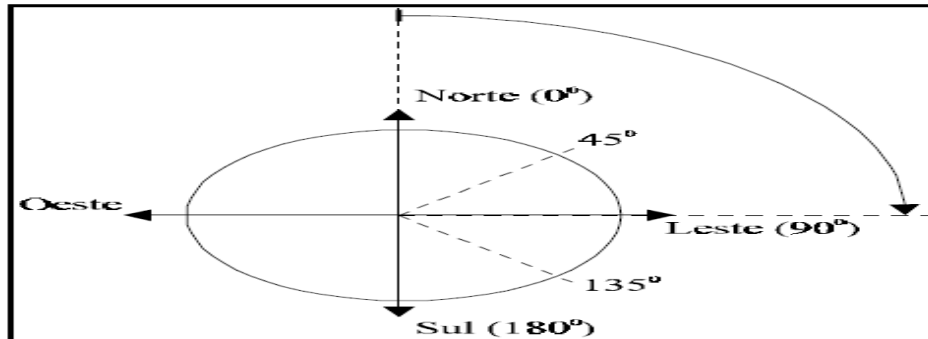


Figura 1 Convenções direcionais utilizadas na geoestatística para cálculos dos semivariogramas

Fonte: Camargo (2014)

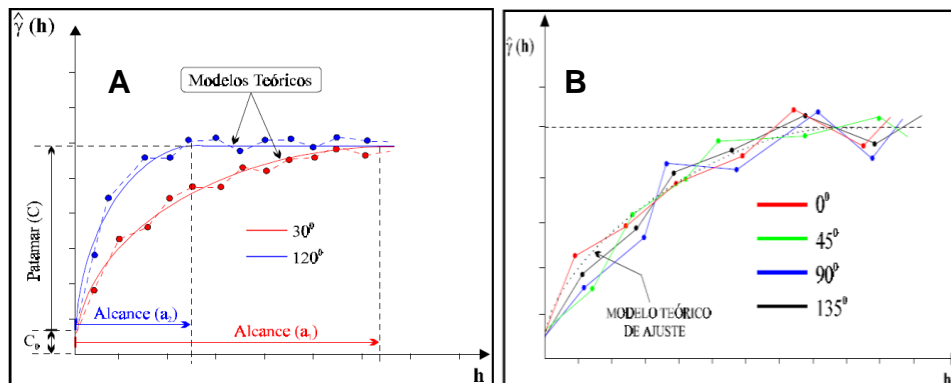


Figura 2 Modelo conceitual de semivariograma: Anisotrópico (A) e Isotrópico (B) para diferentes direções

Fonte: (LANDIM, 2010)

No cálculo dos semivariogramas para as diferentes direções, em alguns casos os resultados expressam medidas de variabilidades diferentes, portanto nessa situação o modelo de semivariograma considerado é o anisotrópico, figura 2 A. Contudo em outras situações pode ser observar zona de mesma influência para todas direções estudadas, portanto obtém-se uma representação de um caso simples em que a distribuição espacial

apresenta a mesma variabilidade para diferentes posições caracterizando o modelo isotrópico, figura 2 B (LANDIM, 2010).

Landim (2010) destaca que para a construção do semivariograma é necessário um número suficiente de pares de amostras para tornar os resultados consistentes, valendo como regra prática a adoção de no mínimo 30 pares, exigindo dessa forma que haja de 30 a 40 pontos amostrais.

Posteriormente ao cálculo do semivariograma experimental se faz necessário ajustá-lo a um modelo matemático que descreva continuamente a correlação espacial do fenômeno em estudo (ANDRIOTTI, 1989).

De acordo com Landim (2010) alguns modelos podem ser utilizados, tais como:

- a) esférico;
- b) exponencial;
- c) gaussiano;
- d) linear.

O ajuste do semivariograma a um determinado modelo é um passo fundamental para a sua análise. Uma forma adequada para realizar o ajuste é através da técnica de validação (LANDIM, 2010).

Após o ajuste dos modelos matemáticos são calculados os valores de semivariância, em que são estimados os parâmetros do modelo teórico denominado: patamar (C), alcance (a), efeito pepita (C_0) e contribuição (C_1) (VIEIRA et al., 1983) (Figura 3).

Patamar é a região do semivariograma que apresenta variância constante. Esta é definida pelo alcance máximo de dependência entre as variáveis, determinando o patamar ou soleira (C) do semivariograma (Figura 3); a partir desse ponto em diante, considera-se que não existe mais

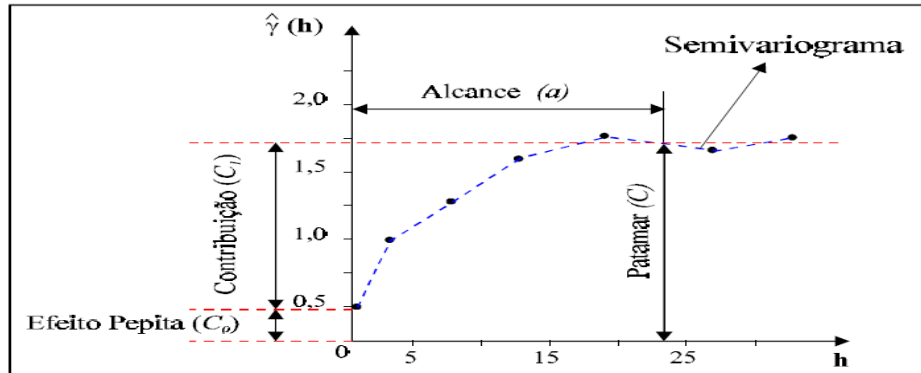


Figura 3 Semivariograma experimental com os parâmetros do modelo teórico
 Fonte: (CAMARGO, 2014)

dependência espacial entre as amostras demonstrando que os dados estão distribuídos de forma aleatória (CAMARGO, 2014).

A distância segundo a qual a semivariância atinge o patamar sendo este ponto intercepto no eixo da abscissa é denominado de alcance (a) (Figura 3), ou seja, a máxima distância a qual é verificada a relação de dependência espacial entre as observações (ANDRIOTTI, 1989). O alcance possui um efeito prático muito importante na determinação do limite da dependência espacial, que pode ser levado em consideração para o intervalo de futuras unidades de amostragens de solos (TRANGMAR; YOST; UEHARA, 1985).

O efeito pepita (C_0) (Figura 3) expressa a descontinuidade do semivariograma no eixo das ordenadas para distâncias menores do que a menor distância de separação das observações (CAMARGO, 2014). Quando ocorre a descontinuidade, esta pode ser relacionada a erros de medição ou a reduzida dependência espacial observada entre as amostras (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989).

Além do efeito pepita existe a possibilidade de ocorrer o efeito pepita puro, que acontece quando os valores das semivariâncias são constantes e possuem paralelismo ao patamar. Isso acontece quando as distâncias entre

unidades amostrais não foram suficientes para determinar a dependência espacial ou devido a erros de análises das amostras (LANDIM, 2010).

A Contribuição (C_1) (Figura 3) refere-se a diferença entre o patamar (C) e o efeito pepita (C_0) (CAMARGO, 2014), caracterizando a região do semivariograma que a partir do efeito pepita apresenta redução de dependência espacial.

A obtenção desses parâmetros permite verificar outra medida muito utilizada na geoestatística que é a relação do grau de aleatoriedade presente nos dados. Isso só se faz possível utilizando-se da razão do efeito pepita e o patamar (C_0/C). Essa razão foi utilizada para definir as classes distintas de dependência espacial de atributos físicos de solo (TRANGMAR; YOST; UEHARA, 1985). Cambardella et al. (1994), classificaram esta dependência em três patamares: dependência espacial forte, quando a razão foi inferior a 0,25; dependência espacial moderada com razão entre 0,25 a 0,75 e de dependência espacial fraca com razão superior a 0,75.

2.10 Krigagem e validação

Dentro dos componentes fundamentais da Geoestatística, a krigagem, é um recurso extremamente importante. Seu uso permite estimar valores de variáveis distribuídas no espaço em locais não amostrados, tendo como parâmetro a correlação espacial dos fatores em estudo (SILVA, 2006).

Além de estimar os valores, esse recurso permite associar um erro a tal estimativa considerando a variabilidade espacial dos dados, o que o distingue dos demais algoritmos à disposição. O processo de krigagem utiliza informações do semivariograma para determinar os pesos ótimos a serem associados às amostras que irão estimar os pontos, sendo esses pesos distintos de acordo com o arranjo geográfico.

De posse do modelo do semivariograma necessita saber se este fornece informações precisas para o processo de krigagem, que resulte na utilização de estimativas confiáveis para a construção de mapas temáticos (CRESSIE, 1993). Uma das formas de atestar essa acurácia para os parâmetros estimados é por meio da validação (FERRAZ, 2012).

A validação compara valores teóricos do modelo escolhido, com os valores obtidos na amostragem. Com base na análise desses erros de estimação, seleciona-se o melhor modelo do semivariograma. Segundo Faraco et al. (2008) existem algumas técnicas de validação, entre estas destacamos o Critério de Informação de Akaike (AIC) que procura uma solução satisfatória entre o bom ajuste e o princípio da parcimônia (AKAIKE, 1973) e a validação cruzada, técnica de avaliação dos erros de estimativas através dos valores preditos e os observados (ISAAKS, SRIVASTAVA, 1989).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Caracterização da área experimental

Os experimentos foram realizados na cidade de Inconfidentes - MG, figura 4, em duas lavouras cafeeiras.

A primeira área do estudo está localizado na Fazenda Escola do IFSUDEMINAS-Câmpus Inconfidentes, figura 5, em uma lavoura de café da cultivar Rubi com $0,849 \text{ ha}^{-1}$, implantada no espaçamento $2,2 \text{ m} \times 1,3\text{m}$ em dezembro de 2011. A coordenada geográfica da área é: $22^\circ 18' 42''$ de latitude sul e $46^\circ 20'12''$ longitude oeste. O clima do local é considerado como tropical de altitude, com inverno seco, verão quente e chuvoso, que de acordo com Köppen e classificado como Cwa. O solo da área é categorizado como Latossolo Vermelho Amarelo distrófico. O local está situado a 957 metros de altitude com a área da lavoura situada à meia encosta, com declividade máxima entre os pontos de maior e menor altitude de 25%. O modelo de elevação digital dessa lavoura está demonstrado na figura 6.

O histórico da área está demonstrado na tabela 1.

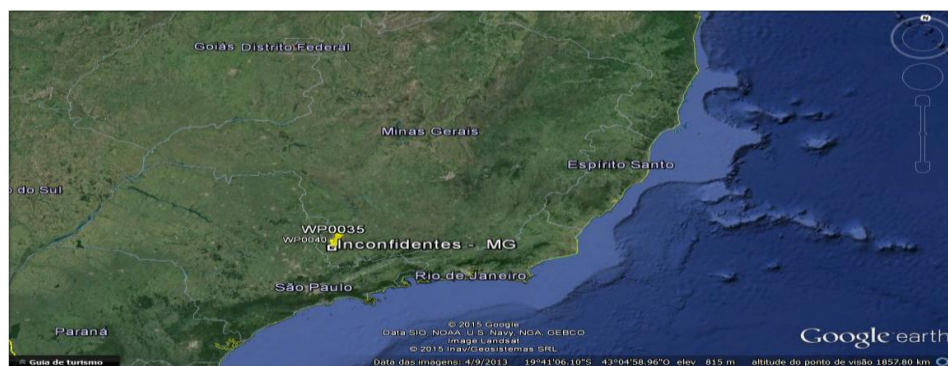


Figura 4 Localização da cidade de Inconfidentes MG



Figura 5 Localização da Lavoura Fazenda Escola com a respectiva malha amostral

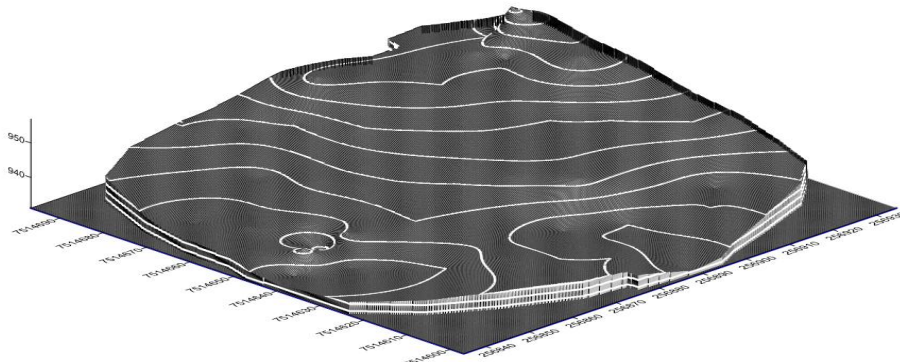


Figura 6 Modelo de elevação digital da Fazenda Escola

A segunda parte do estudo está localizado no sítio Água Limpa (Figura 7), em uma lavoura de café da cultivar Catuaí com $1,128 \text{ ha}^{-1}$ com 8 anos de idade, implantada no espaçamento $2,8 \text{ m} \times 1,0 \text{ m}$. A coordenada geográfica da área é: $22^\circ 19' 0,4''$ de latitude sul e $46^\circ 18' 22''$ longitude oeste. O clima do local é considerado como tropical de altitude, com inverno seco, verão quente e chuvoso, que de acordo com Köppen é classificado como Cwa. O solo da área é classificado como Latossolo Vermelho Amarelo distrófico. O local está situado

a 953 metros de altitude, situado em uma paisagem com 16,36% de declividade entre os pontos de maior e menor altitude. O modelo de elevação digital está representado na figura 8. O histórico da área está demonstrado na tabela 1.

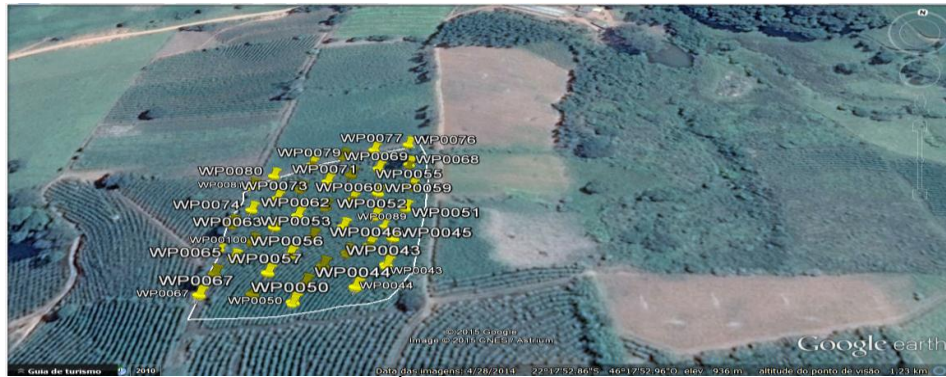


Figura 7 Localização do Sítio Água Limpa com sua respectiva malha amostral

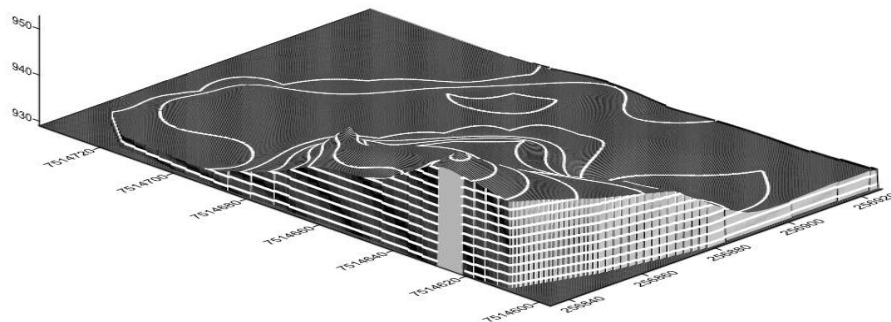


Figura 8 Modelo de elevação digital do Sítio Água Limpa

Tabela 1 Histórico das áreas experimentais, Fazenda Escola e Sítio Água Limpa, Inconfidentes 2014.

Fazenda Escola				
	2011	2012	2013	2014
Adubação	20-05-20 60 gramas/cv	20-05-20 60 gramas/cv	20-05-20 200 gramas/cv	20-05-20 180 gramas/cv
Calagem	100 gramas/cv	-	-	300 gramas/cv
Matéria Orgânica	Esterco bovino 5L/cv	-	-	-
Sítio Água Limpa				
Adubação	20-05-20 150 gramas/cv	20-05-20 245 gramas/cv	20-05-20 200 gramas/cv	20-05-20 250 gramas/cv
Calagem	250 gramas/cv	-	300 gramas/cv	-
Matéria Orgânica	-	-	-	-
Podas	Esqueletamento	-	-	-

3.2 Malha amostral para fertilidade e textura com o georreferenciamento dos pontos amostrais

A malha de amostragem proposta para análise química, na área experimental Fazenda Escola, foi dividida em 3 densidades, com 52; 28 e 15 pontos de coleta, considerando que somente a primeira malha com 52 pontos estava em uma malha regular espaçada a 10,4 metros na linha e na entre linha a cada 17,6 metros, sendo essa constituída por duas malhas zoom de formato irregular, figura 9 (A). A malha zoom tem como objetivo diagnosticar pequenas variações em curtas distâncias, contribuindo para reduzir o efeito pepita (FERRAZ, 2012).

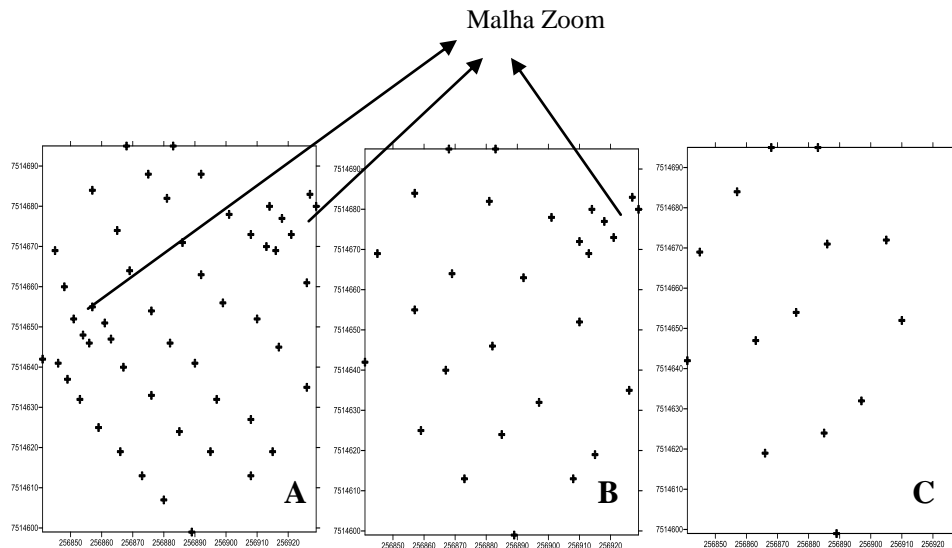


Figura 9 Malha amostral da unidade experimental, Fazenda Escola, com 52 (A), 28 (B) e 15 pontos de coleta (C)

A segunda e a terceira malhas amostrais foram elaboradas com base na malha A. Dessa forma a segunda malha com 28 pontos (Figura 9 B), foi feita com base nos pontos já coletados na primeira malha, retirando-se do conjunto de dados observados, os pontos que não constituíram essa malha de amostragem. A escolha dos pontos que foram retirados da primeira malha foi feita pela alternância na retirada de pontos de coleta no sentido da linha da cultura preservando-se uma malha zoom.

A terceira malha com 15 pontos (Figura 9 C), apresenta o mesmo fundamento da segunda malha, com a ressalva feita de que esta foi estruturada pela alternância de retirada de pontos observados a cada dois locais de amostragem preservando-se os pontos das extremidades. Esta malha não possui a grade zoom.

A malha amostral para textura foi realizada somente para o conjunto de pontos da primeira malha amostral.

Todos os pontos relacionados aos locais de amostragem foram georreferenciados com a utilização de um receptor GPS, modelo Etrex 20 Garmim, nas coordenadas cartesianas bidimensionais UTM (Universal Transversa de Mercator) para a zona 23k e os locais com os respectivos pontos foram demarcados com a utilização de folhas de E.V.A (etil, vinil e acetato). Essa prática foi necessária para manter a repetibilidade e acurácia na coleta dos dados da produtividade e do processo amostragem de solo, tendo em vista a baixa precisão do receptor utilizado.

A malha amostral, no Sítio Água Limpa, foi dividida em 3 densidades de pontos de coleta com 49, 26 e 17, considerando que somente a primeira malha com 49 pontos estava em uma malha regular espaçada a 12 metros na linha e na entrelinha a cada 22 metros, sendo esta constituída por duas malhas zoom (Figura 10 A).

A segunda e a terceira malha foram elaboradas com base na primeira malha, seguindo a mesma metodologia para a Fazenda Escola, diferindo apenas com relação ao número de pontos de coleta para segunda malha que foi de 26 (Figura 10 B) e para a terceira malha (Figura 10 C), com 17 pontos. A malha amostral para textura e o georreferenciamento das amostras seguiu o mesmo princípio para a lavoura da Fazenda Escola.

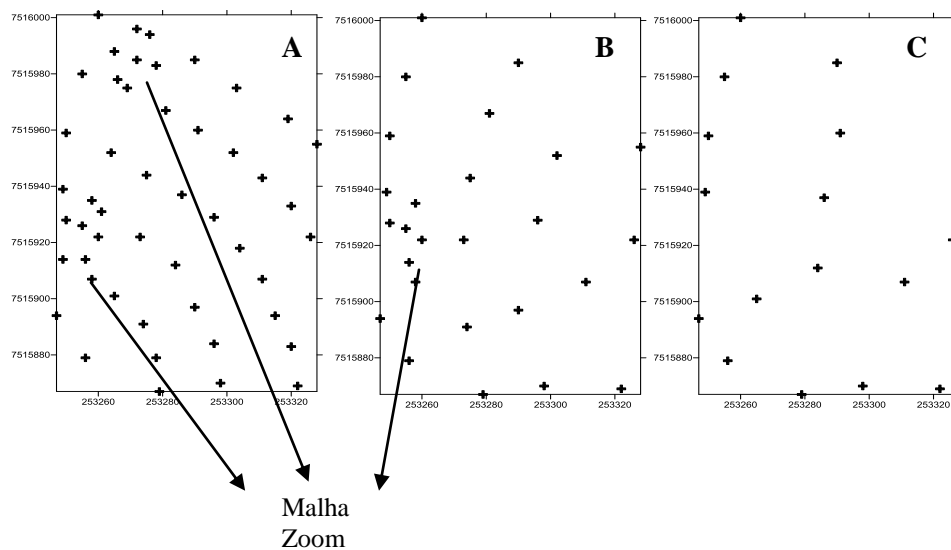


Figura 10 Malha amostral da unidade experimental, Sítio Água Limpa, com 49 (A), 26 (B) e 17 pontos de coleta (C)

3.3 Malha amostral para os parâmetros de planta

Para determinar a produtividade por planta foi considerado para a lavoura, Fazenda Escola, a malha amostral com 42 pontos de coleta (Figura 11 A) e para o Sítio Água Limpa, figura 11 B a malha amostral com 39 pontos. Ambas as malhas de amostragem correspondem à primeira malha amostral para os componentes de fertilidade e textura, diferindo apenas que para essas variáveis não possuem a malha zoom.

A avaliação da produtividade foi obtida pela colheita manual de sete plantas. A primeira planta estava situada no ponto georreferenciado e as demais sendo divididas em três plantas para cada direção da linha da cultura.

A colheita foi feita em junho 2014, para a Fazenda Escola e em julho de 2014, para o Sítio Água limpa. Esse procedimento ocorreu pela derriça manual dos frutos em pano. O volume colhido após a abanação foi mensurado em um

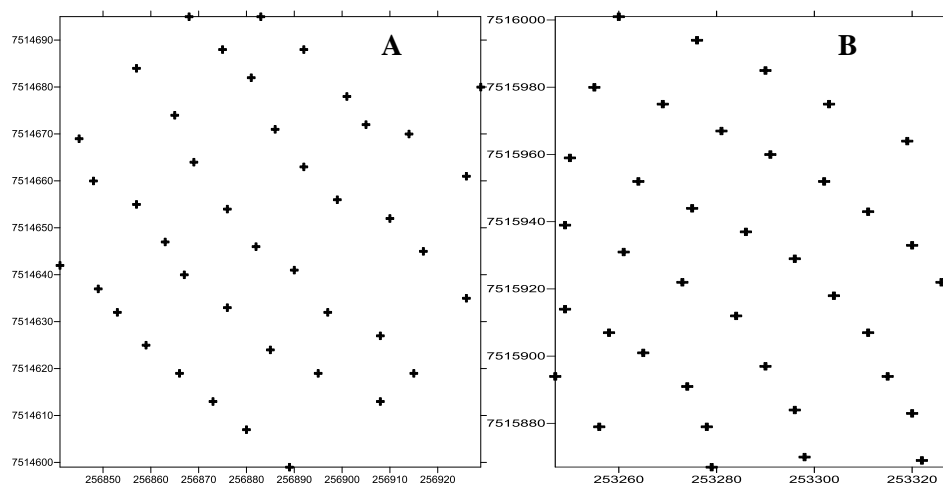


Figura 11 Malha amostral para mensuração da produtividade e porcentagem de maturação dos frutos para a Fazenda Escola (A) e Sítio Água Limpa (B)

recipiente graduado, obtendo-se o valor médio de produtividade para cada planta na coordenada demarcada. Para determinar o ponto de maturação de cada coordenada foi obtido após a homogeneização do café, um volume de meio litro do montante colhido das sete plantas, determinando o percentual de verde, cereja e seco.

3.4 Análise de solo, estádios fenológicos, produtividade e mapa de isolinhas

O local para a coleta de solo das duas áreas está situado em cada ponto georreferenciado de acordo com as malhas indicadas (Figuras 9 e 10), sendo que para perfazer uma amostra composta foram necessárias cinco subamostras, retiradas no ponto da coordenada central e as demais subamostras localizadas nas quatro plantas no entorno do ponto central, orientadas pelos pontos cardeais.

As coletas de solos foram realizadas em julho de 2014, retiradas na projeção dos ramos plagiotrópicos para a profundidade de 0 a 20 cm, com o uso de um trado tipo holandês. O volume de solo dessas subamostras foi homogeneizado para formar uma amostra composta, sendo retirado do montante 300 gramas de solo, e posteriormente enviados para o laboratório de solo do IFSULDEMINAS-Câmpus Inconfidentes.

Para a obtenção da textura do solo, as mesmas amostras provenientes da análise química foram enviadas ao laboratório de física de solo do IFSULDEMINAS-Câmpus Inconfidentes, onde foi empregada para sua análise a metodologia proposta pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - Embrapa (1997).

Para demonstrar a viabilidade da amostragem de solo em malhas quando comparado ao método tradicional, também foi realizada uma análise convencional (CANTARUTTI; ALVAREZ; RIBEIRO, 1999) para as duas áreas. De acordo com os resultados obtidos para o sistema de análise de solo em diferentes malhas e para o sistema de análise convencional, realizou-se um estudo sobre a viabilidade agrônômica e econômica para a aquisição de adubos, mão de obra para os trabalhos de amostragem e análise química do solo para ambos os manejos.

Para determinar as necessidades de cloreto de potássio e superfosfato simples foi utilizada a metodologia proposta por Guimarães et al. (1999). Essa recomendação foi realizada para as malhas propostas, desde que haja dependência espacial entre os fatores em estudo.

Na presença de dependência espacial foram feitos os mapas de isolinhas para duas classes de variabilidade para cada atributo em estudo: a variabilidade plena, variação essa explícita por toda variabilidade das lavouras e variabilidade simplificada que descreve a variação dos parâmetros em regiões com similaridades perfazendo poucas zonas de manejo (SANTI et al., 2009).

Na variação simplificada os mapas apresentam classes de fertilidade, seguindo o intervalo para interpretação dos atributos químicos do solo de acordo com a proposta de Venegaz et al. (1999). Dessa forma foi analisada a saturação por bases, CTC e matéria orgânica. Para as variáveis fósforo e potássio a definição das classes seguiu os parâmetros de interpretação propostos por Guimarães et al. (1999). Para argila a interpretação das classes considerou a textura simplificada descrita pela Embrapa (1979).

Para os valores encontrados nas amostragens convencionais de cada parâmetro, foram confeccionados mapas para um único valor.

A caracterização da distribuição espacial dos frutos segundo percentual de maturação: verde, cereja e seco foi realizado através de mapas de isolinhas com a variabilidade plena e simplificada a intervalos a cada 15%.

Para a espacialização da produtividade os mapas foram feitos segundo a variabilidade plena, simplificada e pela produção média encontrada por planta das áreas consideradas. A variabilidade simplificada foi dividida em intervalo de 3,96 e 14,96 sacas por hectare, respectivamente para a Fazenda Escola e Sítio Água Limpa.

De acordo a variabilidade para as classes de fertilidade foi mensurada a quantidade de fertilizantes necessários para atender ao suprimento das lavouras para uma produtividade de 20 a 40 sacas por hectare, de acordo com a variabilidade de produção observada para a Fazenda Escola e Sítio Água Limpa.

3.5 Análise dos dados e geoestatística

Para os estudos dos resultados das análises: química, textura de solo, produtividade e porcentagem de maturação, os dados foram submetidos à análise

geoestatística e estatística descritiva, utilizando o software estatístico R com o pacote geo R (RIBEIRO JUNIOR; DIGGLE, 2001).

A estatística descritiva foi realizada para caracterizar o comportamento dos dados analisando o valor mínimo, média, mediana, valor máximo e coeficiente de variação. Na presença de valores discrepantes desde que estes não estivessem em uma região aglomerada ou apresentassem algum indício de que faziam parte de uma região diferenciada, eram removidos.

Foi realizado estudo para verificar a existência de tendência e na sua presença foram removidos na direção ao eixo X e Y.

Para verificar a existência de dependência espacial, esta foi analisada por meio dos semivariogramas, em que foi utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários para definir o melhor ajuste do semivariograma considerando os modelos: gaussiano, linear, esférico e exponencial,

Na determinação do melhor modelo, utilizou-se a autovalidação, em que foi observada a melhor inclinação da reta a 45^0 . Para a inclinação quanto mais próximo de 1, melhor os resultados das predições. De posse do melhor modelo foram obtidos os parâmetros: efeito pepita (C_0), patamar (C_1) e alcance (a).

Para verificar o grau de dependência espacial dos atributos, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), em que são considerados de dependência espacial forte os semivariogramas que têm um efeito pepita menor ou igual a 25% do patamar, médio quando está entre 25% a 75% e fraco quando for maior que 75%.

Na presença de dependência espacial os dados foram interpolados por meio da krigagem ordinária e o arquivo com as informações foram exportados para o software Surfer versão 10, onde foram confeccionados os mapas de isolinhas, para projeção nas coordenadas métricas UTM zona 23 k (SURFER, 1999).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise da estatística descritiva para os atributos químicos e físicos do solo nas diferentes malhas e áreas experimentais

Verifica-se que para os teores de fósforo, potássio, matéria orgânica e saturação por base (Tabelas 2 e 3), que foi encontrada grande variabilidade para as diferentes malhas nas duas áreas experimentais de acordo com coeficiente de variação (Tabela 2). Segundo Pimentel Gomes (2000) coeficiente de variação maior que 30% representa grande flutuação nos dados. Resultados semelhantes para a variabilidade do fósforo, também foram encontrados no trabalho de Mello, Bueno e Pereira (2006).

França et al. (2000) afirmam que essa grande variação nos dados ocasiona desequilíbrios nas aplicações de fertilizantes, reduzindo o rendimento e qualidade dos produtos.

Pode-se observar que para o fósforo, potássio, matéria orgânica nas duas áreas de estudo (Tabelas 2 e 3), que foram obtidos resultados distintos para o coeficiente de variação de cada parâmetro. Esses resultados demonstram a ação dos processos de formação e manejo em diferentes localidades (GONÇALVES; FOLEGATTI; MATA, 2001), agravando ou minimizando a variabilidade para esses atributos.

Caon e Genu (2013) observaram elevados valores de coeficiente de variação em todas as densidades amostrais para o atributo fósforo e potássio, informação esta que é corroborada por Silva et al. (2007). Segundo Oliveira et al. (2008) essa alta variação é uma característica marcante do potássio.

Tabela 2 Estatística descritiva para os atributos de solo em diferentes malhas de amostragem para a área experimental Fazenda Escola, Inconfidentes, 2014

Malha amostral	Variável	Mín ⁽¹⁾	Máx ⁽²⁾	Média	Mediana	Variância	CV (%)
52	³ P mg.dm ³	6,39	56,12	14,41	13,40	68,58	57,46
28		6,39	36,34	13,48	13,10	36,00	44,51
15		6,44	36,34	15,26	12,80	75,94	57,07
52	⁴ K mg.dm ³	3,10	165,6	35,81	23,70	1016,30	89,0
28		3,10	165,6	40,82	22,80	1487,90	94,4
15		7,50	86,50	29,08	21,10	535,25	79,5
52	⁵ M.O dag.dm ³	1,21	4,65	2,25	1,90	0,72	37,77
28		1,21	4,65	2,34	2,07	0,87	39,74
15		1,21	4,65	2,39	2,59	0,57	31,70
52	⁶ CTC cmol _c .d m ³	5,97	13,05	10,88	11,08	1,68	11,85
28		8,84	12,43	10,82	10,98	0,86	8,50
15		9,54	12,00	11,01	11,15	0,49	6,35
52	⁷ V	1,70	59,45	11,33	6,71	137,13	103,3
28		1,70	56,94	12,32	7,32	137,36	95,12
15		2,75	24,54	10,15	6,86	50,81	70,14
52	Argila dag.dm ³	26	59,5	41,5	40,5	5,70	18,07

¹Mínimo, ² Máximo, ³Fósforo, ⁴Potássio, ⁵Matéria Orgânica, ⁶Capacidade de troca catiônica, ⁷ Saturação por base.

A característica do fósforo em manifestar grande amplitude pode apresentar relação com sua capacidade de adsorção e precipitação com os atributos argila e pH (FURTINI NETO et al., 2001). Para Pontelli (2006) o pH e a argila também apresentam variabilidades nos sistemas agrícolas, influenciando a distribuição e a disponibilidade do fósforo.

Para a argila nas duas áreas (Tabelas 2 e 3) também foi possível verificar variabilidade, o que contribui para aumentar a capacidade de variação do fósforo.

Com base nos valores de mínimo e máximo para o fósforo, potássio e CTC (Tabelas 1 e 2) podemos inferir comportamento bastante

diferenciado, haja vista que em algumas regiões das áreas experimentais não seria necessário aplicar insumo, porém em outras, teríamos que aplicar.

Contudo vale observar que de acordo com a mediana do potássio (Tabela 1), que 50% dos valores estão abaixo da média, o que permite inferir que o valor máximo verificado nas malhas propostas pode ser considerado valor extremo e não reflete a área do experimento.

Essas grandes variabilidades podem ser reflexo das práticas de manejo, como a fertilização feita com base na recomendação de insumos pela média, indicando que este tipo de prática não atende às necessidades pontuais da lavoura. De acordo com Mello, Bueno e Pereira (2006) problemas podem ocorrer quando se usa a média para a recomendação dos insumos.

Para a variável CTC e argila, nas duas áreas experimentais e em todas as malhas propostas (Tabelas 2 e 3), obteve-se coeficiente de variação de baixo a médio (PIMENTEL, 2000). Esse resultado é um importante indicativo dentro do manejo da fertilização. Segundo Souza et al. (2014) as práticas de adubação em solos com maior variabilidade podem ser menos precisas.

No estudo da matéria orgânica verificou-se que, independentemente da área ou da malha proposta, os teores variaram de baixo a bom (VENEGAZ et al., 1999). Essa variação nos teores de matéria orgânica em uma mesma área influencia de forma significativa a produção, pois esta variável contribui para alterações nos níveis dos atributos químicos, físicos e biológicos do solo influenciando a disponibilidade de nutrientes para as plantas (FUTINI NETO, 2001).

Tabela 3 Estatística descritiva para os atributos de solo em diferentes malhas de amostragem para a área experimental Sítio Água Limpa, Inconfidentes 2014

Malha amostral	Variável	Mín ⁽¹⁾	Máx ⁽²⁾	Média	Mediana	Variância	CV (%)
48*	³ P mg.dm ³	2,71	11,61	4,76	4,12	3,66	40,12
25*		2,71	10,55	4,36	3,56	3,45	42,43
16*		2,71	11,61	5,33	4,34	7,09	49,90
49	⁴ K mg.dm ³	1,70	143,3	69,45	67,60	1007,60	45,7
26		1,70	124,2	65,92	61,80	978,74	47,4
17		1,70	95,70	76,04	77,20	1248,30	46,4
49	⁵ M.O dag.dm ³	1,38	5,52	2,87	2,76	1,14	39,72
26		1,38	4,83	2,85	2,84	0,82	28,77
17		1,38	4,14	2,63	2,41	0,68	25,85
49	⁶ CTC cmol.c.dm ³	4,92	8,75	6,64	6,59	0,77	13,10
26		4,92	8,03	6,48	6,53	0,67	12,65
17		4,92	8,03	6,32	6,25	0,78	13,29
49	⁷ V Argila dag.dm ³	17,56	78,64	37,31	37,14	89,68	25,38
26		23,10	78,64	38,85	38,71	119,99	30,54
17		23,10	78,64	36,91	35,66	168,89	35,19
49	Argila dag.dm ³	18,0	48,0	31,1	33,0	38,0	19,93

¹Mínimo, ² Máximo, ³Fósforo, ⁴Potássio, ⁵Matéria Orgânica, ⁶Capacidade de troca catiônica, ⁷ Saturação por base.

* Foram removidos pontos discrepantes das respectivas malhas amostrais

A variabilidade encontrada nas áreas de estudo permite analisar que para o processo de amostragem convencional, na coleta de poucas subamostras mal distribuídas não considerando a paisagem, podem ocorrer erros grosseiros para expressar o valor médio da área, visto que o processo de amostragem poderia superestimar ou subestimar os teores dos atributos com base nos valores de mínimo e máximo (Tabelas 2 e 3).

Diante dessa variabilidade, o processo de amostragem em malhas com poucos pontos de coleta pode derivar resultados poucos expressivos para o processo de interpolação, resultando na sub ou sobre aplicação dos recursos, mascarando os benefícios da AP (SOUZA et al., 2014).

4.2 Análise da geoestatística para os atributos químicos e físicos do solo nas diferentes malhas e áreas experimentais

A relação espacial existente entre os pontos amostrais é expressa pelo efeito pepita (Tabelas 4 e 5). Para a Fazenda Escola foi verificado que para o valor do fósforo somente na malha com 52 pontos houve dependência espacial, as demais malhas de amostragem desta área e do Sítio Água Limpa não apresentaram dependência espacial.

Para esse atributo nas malhas propostas a ocorrência de dependência espacial, em só uma malha, permite inferir que com mais pontos poderia representar de forma mais adequada as regiões com mesma dependência espacial.

A ocorrência de apenas uma malha com dependência espacial para o teor de fósforo relaciona-se também com o baixo alcance encontrado, que para a malha de 52 pontos foi de 7,6 metros (Tabela 4). Quanto menor o alcance menor precisão nos resultados, estando de acordo com o valor de inclinação de 0,3 (Tabela 4). Melhores estimativas são obtidas quando os modelos são baseados em semivariogramas que apresentam maiores alcances (LANDIM, 2010).

O melhor ajuste encontrado para o semivariograma do fósforo na malha com dependência espacial foi o modelo gaussiano (Tabela 4).

A ocorrência de valores distintos de alcance para o teor de fósforo no solo é relatada nos vários trabalhos que estudam o fenômeno. Esse comportamento também está relacionado com outras variáveis, visto que nas duas áreas de estudo, com número de pontos de coleta semelhante observou-se diferença quanto à dependência espacial (Tabela 3 e 4). Ferraz

(2012) estudou por três anos a variável fósforo e para cada ano encontrou diferentes alcances.

Para o potássio a relação da dependência espacial nas diferentes malhas e áreas experimentais é expressa nas tabelas 4 e 5. Foi identificado que a dependência espacial ocorreu para as malhas com 52, 28, 49 e 26 pontos. A dependência espacial verificada foi moderada para a Fazenda Escola e forte para o Sítio Água Limpa, contudo para malha amostral com 15 e 17 pontos não foi possível verificar dependência espacial. Ressalta-se que o menor coeficiente de variação foi observado para o Sítio Água Limpa (Tabela 3).

Caon e Genú (2013) citaram que maiores variações dão ideia de maior variabilidade, conseqüentemente menor dependência espacial.

Diferentemente do que houve com o fósforo, o melhor comportamento do potássio em verificar dependência espacial nas demais malhas propostas, reflete o maior alcance encontrado (Tabelas 4 e 5). Nas duas lavouras, Fazenda Escola e Sítio Água Limpa, para as malhas amostrais com 52, 28, 49 e 26 pontos, observamos alcance respectivo de 55,70m; 32,09m; 9,17m e 33,50 metros. Para a variável inclinação o valor determinado está próximo de 1 em todas as malhas, (Tabelas 4 e 5), sendo que esse bom ajuste apresenta relação com a dependência espacial de moderada a forte dos fatores em estudo.

Tabela 4 Parâmetros dos modelos ajustados ao semivariograma e da validação para o atributo solo em diferentes malhas de amostragem para a Fazenda Escola, Inconfidentes 2014

M. A ¹	Var. ²	Mod ³	A ⁽⁴⁾ (m)	C ₀ ⁽⁵⁾	C ₁ ⁽⁶⁾	GD ⁽⁷⁾ %	DE ⁽⁸⁾	I ⁽⁹⁾
52	Fósforo mg.dm ³	Gau ¹⁰	7,60	4,10	11,00	27,10	Mod ¹²	0,30
28		-	-	EPP ¹¹	-	-	-	-
15		-	-	EPP	-	-	-	-
52	Potássio mg/dm ³	Esf ¹³	55,70	138,3	267,0	34,10	Mod ¹²	1,00
28		Gau	32,00	176,7	278,2	38,80	Mod ¹²	1,10
15		-	-	EPP	-	-	-	-
52	Matéria orgânica dag.dm ³	Exp ¹⁴	28,00	0,10	0,29	26,50	Mod ¹²	1,00
28		-	-	EPP ¹⁰	-	-	-	-
15		-	-	EPP	-	-	-	-
52	CTC cmol.c.d m ³	-	-	EPP	-	-	-	-
28		-	-	EPP	-	-	-	-
15		-	-	EPP	-	-	-	-
52	Saturação por base	Exp	15,90	1,25	10,10	10,90	Forte	1,10
28		Gau	9,16	2,33	10,10	18,20	Forte	1,10
15		-	-	EPP	-	-	-	-
52	Argila dag.dm ³	Exp	8,18	0,00	0,64	0,00	Forte	1,20

M.A¹= Malha amostral; Var.²= Variável; Mod³= Modelo; A⁽⁴⁾= Alcance; C₀⁽⁵⁾= Efeito pepita; C₁⁽⁶⁾= Contribuição; GD⁽⁷⁾= Grau de dependência espacial; DE⁽⁸⁾= Classificação da dependência espacial; I⁽⁹⁾= Inclinação; Gau⁽¹⁰⁾= Gaussiano; EPP⁽¹¹⁾= Efeito Pepita Puro; Mod⁽¹²⁾= Moderado; Esf.⁽¹³⁾= Esférico; Exp.⁽¹⁴⁾= Exponencial

No ajuste dos semivariogramas para todos os atributos estudados verificou-se que apenas o potássio na malha com 52 pontos (Tabela 4) foi observado o modelo esférico. Na malha do potássio com 28 pontos e para os demais atributos com dependência espacial foram obtidos os modelos gaussiano e exponencial.

Cambardella et al. (1994), Silva, Lima e Souza (2010) e Trangmar, Yost e Uehara (1985) dizem que o modelo mais utilizado e adaptado para descrever o comportamento da variabilidade espacial em trabalhos com solo e planta é o esférico. Souza e Souza (2011) verificaram o modelo gaussiano como o melhor ajuste para descrever as regiões com mesma dependência espacial para o potássio.

Ferraz (2012), realizando trabalhos com cafeicultura de precisão, verificou em diferentes anos, que o melhor ajuste do semivariograma para os atributos de solo foi o modelo esférico.

É importante enfatizar que nem sempre o semivariograma encontrado por determinado autor em uma mesma cultura para o mesmo nutriente, haverá necessidade de encontrar semivariogramas semelhantes, haja vista que são áreas, malhas, metodologias e objetivos diferentes na realização dos trabalhos.

Para a variável matéria orgânica nas duas áreas experimentais houve relação de dependência entre as amostras apenas para a malha com 52 pontos na Fazenda Escola, com moderada dependência espacial e alcance de 28,02 metros. O comportamento da variabilidade da matéria orgânica na representação do semivariograma apresentou o modelo exponencial com melhor função matemática para descrever a sua magnitude. Para a inclinação foi verificado o valor de 1,0 indicando boa predição dos teores desse atributo nos locais não amostrados (Tabela 4).

O comportamento da CTC na Fazenda Escola indicou não haver dependência espacial para a variável em nenhuma das malhas propostas. No Sítio Água Limpa foi verificada dependência espacial apenas para a malha 49 pontos, com alcance de 54,72 metros e inclinação de 0,8 (Tabela 5). Ferraz (2012) e Silva et al. (2007) encontraram valores de alcance e modelos de ajuste do semivariograma divergentes para a variável CTC em diferentes áreas e anos de estudo.

Para o atributo saturação por bases foi verificada dependência espacial para a Fazenda Escola e Sítio Água Limpa nas malhas amostrais com 52; 28; 49 e 26 pontos (Tabelas 4 e 5). Somente na malha com 49 pontos é que a dependência entre as amostras foi considerada fraca, obtendo o pior ajuste de acordo com a inclinação de 0,7 (Tabela 4 e 5). Valores de ajuste como o encontrado para essa variável na malha com 49 pontos determina maiores erros de predição, conseqüentemente maiores erros para determinar a quantidade adequada de insumos.

O alcance da saturação por base, observado em todas as malhas e áreas experimentais, possui raio inferior a 15,93 metros. Contudo, Ferraz (2012) encontrou para este atributo alcance de 175,14 metros.

Esses resultados para a saturação por base e CTC nas duas lavouras do experimento reforça a necessidade de um manejo específico para cada área, não podendo vincular uma situação ótima de malhas de amostragem a todas as realidades, uma vez que há diferentes componentes agindo na formação dos solos.

Tabela 5 Parâmetros dos modelos ajustados ao semivariograma e da validação para o atributo solo em diferentes malhas de amostragem para o Sítio Água Limpa, Inconfidentes 2014

M. A ¹	Var. ²	Mod ³	A ⁽⁴⁾ (m)	C ₀ ⁽⁵⁾	C ₁ ⁽⁶⁾	GD ⁽⁷⁾ %	DE ⁽⁸⁾	I ⁽⁹⁾
49		-	-	EPP ¹⁰	-	-	-	-
26	Fósforo	-	-	EPP	-	-	-	-
17		-	-	EPP	-	-	-	-
49		Exp ¹¹	9,17	15,98	836,80	1,87	Forte	0,80
26	Potássio	Exp	33,50	0,00	1286,30	0,00	Forte	1,10
17		-	-	EPP	-	-	-	-
49		-	-	EPP	-	-	-	-
26	Matéria	-	-	EPP	-	-	-	-
17	Orgânica	-	-	EPP	-	-	-	-
49	Capacida- de troca catiônica	Gau ¹²	54,7 2	0,43	0,32	57,0	Mod ¹³	0,8
26		-	-	EPP	-	-	-	-
17		-	-	EPP	-	-	-	-
49		Gau	15,73	38,75	11,87	76,5	Fraca	0,70
26	Saturação para bases	Exp	7,92	0,00	52,72	0,00	Forte	1,10
17		-	-	EPP	-	-	-	-
49	Argila (dag.kg)	-	-	EPP	-	-	-	-

M.A¹ = malha amostral; Var.⁽²⁾ = Variável; Mod⁽³⁾ = Modelo; A⁽⁴⁾ = Alcance; C₀⁽⁵⁾ = Efeito pepita; C₁⁽⁶⁾ = Contribuição; GD⁽⁷⁾ = Grau de dependência espacial; DE⁽⁸⁾ = Classificação da dependência espacial; I⁽⁹⁾ = Inclinação; EPP⁽¹⁰⁾ = Efeito Pepita Puro; Exp.⁽¹¹⁾ = Exponencial; Gau⁽¹²⁾ = Gaussiano; Mod⁽¹³⁾ = Moderado

A distribuição da variável argila nas áreas experimentais expressou comportamento bastante diferenciado. Para a área experimental Fazenda Escola, obteve um alcance de 8,18 metros com forte dependência espacial e com um efeito pepita igual a 0 (Tabela 4).

No Sítio Água Limpa verificou-se um efeito pepita puro, identificando falta de correlação espacial entre os pontos vizinhos (Tabela 5). Ocorrência semelhante foi relatada por Mello, Bueno e Pereira (2006) que evidenciaram efeito pepita puro para a argila, porém com distância entre pontos de coleta a mais ou menos 500 metros um do outro.

Cambardella et al. (1994) destacaram que a falta ou a dependência espacial fraca entre os atributos está relacionada a características extrínsecas causadas pela aplicação de fertilizantes, práticas de cultivo e erosões que já ocorreram. Contudo, para a argila era de se esperar, no mínimo, algum tipo de dependência espacial, considerando que este atributo é influenciado por características intrínsecas como a mineralogia e textura.

Carvalho et al. (2013) trabalhando com a cultura do café e analisando a argila na profundidade de 0 a 20 cm, encontraram alcance de 39,18 metros. Silva e Lima (2013) estudando os atributos do solo evidenciaram que para a argila foi encontrado alcance de 80 metros com forte dependência espacial. Estes autores ressaltam que para a granulometria é comum encontrar elevada continuidade espacial (SILVA; LIMA; SOUZA, 2010).

Uma característica da continuidade espacial analisada para todos os atributos e malhas estudadas é que a medida que se diminui o número de pontos de coleta, aumenta o número de variáveis com efeito pepita puro. Isso é importante principalmente para as malhas com 17 e 15, em que foi verificado efeito pepita puro para todos os atributos (Tabelas 4 e 5). A disposição das malhas com 28, 26, 17 e 15 pontos de coleta se encontra em malha irregular dessa forma há um número reduzido

de pares de amostras para calcular as semivariâncias, o que pode contribuir para a falta de dependência espacial dessas malhas.

Souza e Souza (2011) trabalhando com diferentes malhas de amostragem em uma mesma área para a variável argila, identificaram que conforme se reduz o número de pontos de coleta há uma maior observância de efeito pepita puro. O mesmo autor descreve que para as malhas com 58 e 24 pontos de coleta não foi possível encontrar dependência espacial devido ao pequeno número de amostras utilizadas.

A afirmação de Souza e Souza (2011) é corroborada, pois foi observado que para o atributo CTC para a Fazenda Escola e para a variável fósforo, matéria orgânica e argila para o Sítio Água Limpa todas as malhas apresentavam menos de 52 pontos de observações e em nenhuma dessas malhas obteve dependência espacial.

Segundo Souza e Souza (2011) são necessários no mínimo 100 a 150 pontos de coleta para melhorar a estimativas pela krigagem. Os autores ainda afirmam que este grande número de amostras e seus elevados custos fazem com que a AP se torne uma prática onerosa. Portanto, os usuários dessa ferramenta recorrem a um menor número de amostras que muitas vezes não caracterizam a dependência espacial do fator em estudo.

De acordo com Kerry e Oliver (2008) o padrão adequado de amostragem deve ser aquele com o menor número de pontos possíveis, consegue-se caracterizar espacialmente o atributo, a fim de reproduzir resultados aceitáveis na construção dos mapas de manejo específico.

Segundo Webster e Oliver (1992) variogramas calculados com menos de 50 dados não apresentam boas estimativas pela krigagem. Landim (2010) menciona que a falta de dependência espacial também pode estar relacionada à distância entre pontos, não sendo suficiente para caracterizar o fenômeno espacial ou a erros registrados durante o processo de coleta e análise dos dados.

4.3 Análise estatística descritiva para os atributos de plantas nas duas áreas experimentais

Constata-se que o coeficiente de variação para a produção em litros por planta apresentou variância nas duas áreas experimentais (Tabela 6), estando classificado como muito alto e alto respectivamente para a Fazenda Escola e Sítio Água Limpa (PIMENTEL GOMES, 2000).

Possivelmente essa variação se relaciona com os atributos extrínsecos e intrínsecos do solo que variam no espaço e contribuem para essa variabilidade de produção. Molin (2002) afirma que existe baixa correlação dos atributos de solos, quando isolados, com a produtividade. Essa baixa relação é resultado do grande número de fatores que interagem entre si e estão envolvidos no processo produtivo. Portanto, não dá para associar as causas de baixa produção e as variações encontradas a fatores isolados.

Leal (2002), da mesma forma observou grandes variações de produtividade em uma lavoura de café. O autor ressalta que a desuniformidade de produção em uma mesma área pode mascarar zonas de baixa produtividade, quando os resultados obtidos são expressos pela média de produção.

No estudo da produtividade, o Sítio Água Limpa apresenta melhor potencial de produção quando comparado com a Fazenda (Tabela 6). Essa variação entre as áreas do experimento já era esperada, tendo em vista que são cultivares e práticas culturais diferentes, que resultam em produtividades distintas. Para a Fazenda Escola ainda deve ser considerada que a safra colhida refere-se à primeira produção da lavoura.

Tabela 6 Estatística descritiva para a produção por planta e porcentagem de estágio fenológico na área experimental Fazenda Escola e Sítio Água Limpa, Inconfidentes 2014

Área	Variável	Mín. ⁽¹⁾	Máx. ⁽²⁾	Média	Med ³	Variância	CV (%)
FE ⁽⁴⁾	Litros/pl	0,65	3,50	1,42	1,26	0,47	47,88
SAL ⁽⁵⁾	Litros/pl	2,85	8,57	6,08	6,14	2,31	25,00
FE ⁽⁴⁾	Seco	1,28	48,51	13,04	10,32	117,78	83,20
	Verde	4,16	73,07	38,07	41,13	357,57	52,20
	Cereja	18,32	76,62	44,43	42,55	232,27	34,30
SAL ⁽⁵⁾	Seco	11,11	65,44	26,29	25,49	112,32	40,28
	Verde	0,73	22,00	9,56	10,10	18,04	44,35
	Cereja	30,60	75,27	53,67	56,12	82,17	16,88

⁽¹⁾Mínimo, ⁽²⁾Máximo, ⁽³⁾Mediana, ⁽⁴⁾ Fazenda Escola e ⁽⁵⁾ Sítio Água Limpa

Para os estádios fenológico de maturação, seco, cereja e verde, foi observado alto coeficiente de variação (PIMENTEL GOMES, 2000), seguindo o mesmo padrão dos valores de mínimo e máximo identificados, com exceção para o estágio cereja no Sítio Água Limpa, onde o coeficiente de variação é considerado médio (Tabela 5). Ferraz (2012) do mesmo modo verificou elevado coeficiente de variação para o índice de maturação.

Mesmo com elevado coeficiente de variação, podemos verificar valores aproximados para todas as médias e medianas para as características fenológicas, indicando que o valor da média não é influenciado pelos valores de máximo e mínimo (Tabela 6).

Esse é um dado importante, pois, na pré-colheita um dos parâmetros que pode ser utilizado para mensurar a porcentagem de maturação média é através da amostragem da lavoura. Portanto, quando esta metodologia é bem empregada com um maior número de pontos, pode-se verificar a verdadeira média dos estádios de maturação. Contudo, a verdadeira média não é indicativa de representatividade dos estádios fenológicos dentro das várias subáreas na lavoura cafeeira, conforme máximo e mínimo (Tabela 6).

4.4 Análise geoestatística para os atributos de plantas nas duas áreas experimentais

Nas duas localidades para a produção em litros por planta foi observado que a dependência espacial foi forte e moderada para a Fazenda Escola e Sítio Água Limpa. Para o alcance, o menor valor observado foi de 8,8 metros para a Fazenda Escola (Tabela 7).

Ferraz (2012), estudando o mesmo parâmetro obteve raio de dependência espacial de 265,31 metros com moderada dependência espacial para produtividade do café. É importante destacar que o alcance distinto observado nas diferentes áreas é o resultado do somatório de todos os fatores envolvidos na produção. Áreas com menor variação dos atributos responsáveis pelos fatores de produção apresentam potencial para diagnosticar maiores alcances.

No estudo da dependência espacial da produtividade foi constatada maior dependência para a Fazenda Escola, local onde também foi verificado maior coeficiente de variação. Esse resultado não demonstra, para este atributo, a associação de menor variação espacial com maior dependência espacial. Para a produtividade do Sítio Água Limpa, foi observado médio coeficiente de variação e moderada dependência espacial.

Tabela 7 Parâmetros dos modelos ajustados ao semivariograma e da validação para produção por planta em litros e estágio fenológico para a área experimental Fazenda Escola e Sítio Água Limpa, Inconfidentes 2014

Malha	Var. ¹	Mod ²	A ³ (m)	C ₀ ⁴	C ₁ ⁵	GD ⁶ %	DE ⁷	I ⁸
FE ⁽⁹⁾	L/planta	Exp ¹¹	8,8	0	0,33	0	Forte	0,9
SAL ⁽¹⁰⁾	L/planta	Exp	13,2	0,86	1,47	37,1	Mod ¹²	0,9
	Seco	-	-	EPP ¹⁴	-	-	-	-
FE	Verde	Exp.	8,7	0	305,0	0	Forte	0,9
	Cereja	Gau. ¹³	8,7	0,44	212,8	0,2	Forte	1,21
	Seco	-	-	EPP ¹⁴	-	-	-	-
SAL	Verde	-	-	EPP	-	-	-	-
	Cereja	Gau	9,2	0	34,9	0	Forte	1,1

Var.¹= Variável; Mod²= Modelo; A⁽³⁾= Alcance; C₀⁽⁴⁾= Efeito pepita; C₁⁽⁵⁾= Contribuição; GD⁽⁶⁾= Grau de dependência espacial; DE⁽⁷⁾= Classificação da dependência espacial; I⁽⁸⁾= Inclinação; ⁽⁹⁾FE= Fazenda Escola; ⁽¹⁰⁾SAL=⁽⁵⁾ Sítio Água Limpa; Exp.¹¹= Exponencial; Mod.¹²= Moderado, Gau⁽¹³⁾= GaussianoEPP⁽¹⁴⁾= Efeito pepita puro

Na análise dos valores de inclinação para as duas lavouras, obtivemos resultado de 0,9 (Tabela 7), indicando bom nível de predição da produtividade nos locais não coletados. Esse é um importante parâmetro, pois, a predição de produção de forma adequada dos pontos não amostrados permite verificar nos mapas de produtividade locais para realizar intervenções, para potencializar áreas com boa produtividade e corrigir falhas nas áreas com baixa produtividade.

Nos estádio fenológicos para os parâmetros dos semivariogramas nas duas lavouras do experimento (Tabela 6), foi observado efeito pepita puro para o estádio seco na Fazenda Escola e no Sítio Água Limpa, o fenômeno ocorreu para o estádio seco e verde.

Nas áreas com dependência espacial verificou-se que este parâmetro foi forte para os frutos verde e cereja na Fazenda Escola, com alcance de 8,78 e 8,70 metros, e no Sítio Água Limpa ocorreu dependência forte apenas para o estádio

cereja com alcance de 9,29 metros. Para os estádios com dependência espacial a pior inclinação foi para os frutos-cereja na Fazenda Escola com valor deste parâmetro de 1,21 (Tabela 7).

Para o Sítio Água Limpa a ocorrência de dependência espacial apenas para os frutos-cereja pode apresentar relação com a maturação mais uniforme relacionada à florada mais concentrada. Para os frutos verde e seco no Sítio Água Limpa (Tabela 7), constata que esses estádios de maturação possuem média bem inferior ao estádio cereja. Portanto, para que se obtenha dependência espacial para esses estádios seria necessária uma malha amostral com maior número de pontos de amostragem.

4.5 Mapa de isolinhas para os parâmetros de solo e planta

Os mapas foram confeccionados sempre na presença de dependência espacial. Dessa forma verificou-se que para a Fazenda Escola a variável CTC e para o estádio fenológico seco não apresentaram dependência em nenhuma das malhas propostas. Para o Sítio Água Limpa não foi verificado dependência para o fósforo, matéria orgânica, argila e para os estádios fenológicos seco e verde nas malhas propostas. Para os demais parâmetros foi verificado dependência em pelo menos uma das malhas.

4.5.1 Fósforo

Para o atributo fósforo na malha com dependência espacial da Fazenda Escola, foi confeccionado o mapa de isolinhas que demonstra na figura 12 A, a variabilidade plena (VP) e na figura 12 B, a distribuição do atributo de acordo

com o intervalo de classificação proposto pela 5ª aproximação (GUIMARÃES et al., 1999), ou seja, uma variabilidade simplificada (VS).

Na distribuição simplificada (Figura 12 B), 8,24%, 56,05% e 35,70% da área apresentam respectivamente 6,1 mg/dm³; 9,1 mg/dm³ e 13,5 mg/dm³ de fósforo disponível no solo.

Segundo Guimarães et al. (1999) somente a área com 6,1 mg/dm³ de fósforo terá necessidade de se aplicar o insumo, quantidade esta representada por 7,77 kg de supersimples.

Na figura 12 C, para o teor de 12,25 mg/dm³ de fósforo disponível, diagnosticado pelo método convencional de amostragem, verifica-se que não será necessário aplicar o fertilizante (GUIMARÃES et al., 1999). Souza et al. (2004) demonstraram que recomendações com base em valores médios não supririam a necessidade da lavoura, corroborando com os valores de máximo e mínimo para o fósforo na variabilidade plena (Figura 12 A).

Foi identificado por Ferraz (2012) que na amostragem convencional seria necessário aumentar 25,7% do fertilizante fosfatado quando comparado à necessidade de acordo com a aplicação à taxa variada. Vale destacar que agricultura de precisão visa otimizar a aplicação de fertilizantes e não necessariamente reduzir a sua utilização.

Dentro do valor médio identificado na amostragem convencional (Figura 12 C) este teor representa o intervalo de 9,1 a 13,5 mg/dm³ no mapa B, representando uma área de 56,05% na variabilidade simplificada.

Ferraz (2012) fazendo um comparativo com amostragem de solo em malhas e a amostragem convencional, observou grande discrepância para os valores de fósforo. O mesmo autor salienta que a amostragem tradicional identificou teores de baixo a muito baixo e na amostragem em malhas indicou além dos já verificados teores médio e muito bom (GUIMARÃES et al., 1999).

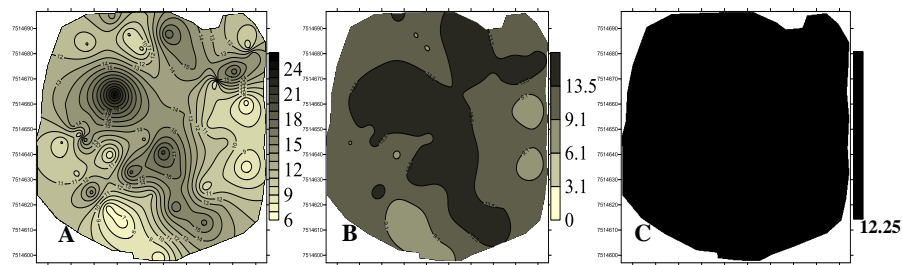


Figura 12 Análise da distribuição do atributo fósforo (mg.dm^3) para a malha com 52 pontos na VP: mapa A; VS: mapa B e com base no teor médio da amostragem convencional (C)

4.5.2 Potássio

Para o potássio nas diferentes malhas e áreas na presença de dependência espacial os mapas de isolinhas expressam o comportamento do atributo. Na Fazenda Escola para malha 52 e 28 pontos as figuras 13 A e B, demonstram (VP) e nas figuras 13 D e 13 E, a (VS) limitada pelos intervalos de classificação propostos por Guimarães et al. (1999).

Visualmente as duas malhas simplificadas manifestam o mesmo comportamento, contudo na recomendação das doses de cloreto de potássio na malha 52, (Figura 13 mapa D) será aplicado 351,62 kg do fertilizante, para a malha 28 pontos, mapa E será aplicado 357,68 kg dos insumos e na recomendação com base no valor médio encontrado na amostragem convencional (Figura 13 C), aplicará 277,8 kg do fertilizante.

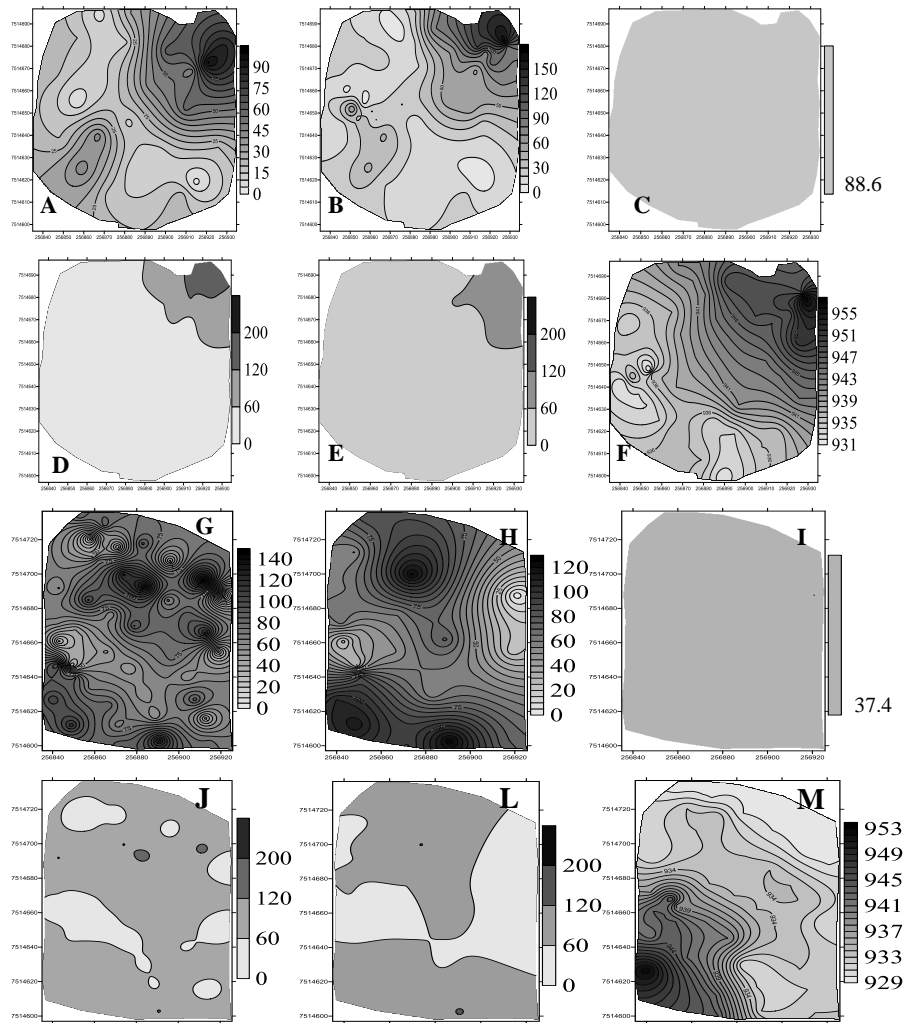


Figura 13 Análise da distribuição do atributo do potássio ($\text{mg}\cdot\text{dm}^3$) para a Fazenda Escola na variabilidade plena: mapas A,B; variabilidade simplificada mapas D,E; teor médio: C; e altitude: F; Sítio Água Limpa na variabilidade plena: mapas G, H; variabilidade simplificada: mapas J,L; teor médio: I; e altitude: M

Portanto, a recomendação com base na amostragem convencional, há uma redução de 26,57% e 28,75%, respectivamente, comparada ao consumo de fertilizantes pelas malhas. Mesmo considerando o menor consumo do insumo pela amostragem convencional, Caon e Genú (2013), ressaltam que aplicações com base nas médias das observações não atendem às necessidades regionais das zonas de intervenção. Esse aumento na aplicação do potássio à taxa variada também foi verificado por Ferraz (2012), que demonstrou ser necessário aplicar 11,6% a mais do fertilizante potássico quando comparada com a amostragem tradicional.

Caon e Genú (2013) abordaram em seus estudos que ao utilizar doses maiores de fertilizantes nas áreas experimentais, com o uso de malhas amostrais comparado ao modelo convencional de amostragem de solo, expõe que esse método pode originar dúvidas sobre sua aplicação, contudo ressalta que a aplicação pontual melhora os resultados dos trabalhos realizados.

Barbieri, Marques Júnior e Pereira (2008) verificaram que a adoção da amostragem em malhas comparada aos métodos tradicionais de amostragem de solo contribuem para a maior eficiência na utilização dos insumos.

Weirich Neto, Sverzut e Schimandei (2006) fazendo comparações nos processos de amostragem convencional e em malhas constatou que se deixaria de aplicar 175 kg de potássio pelo primeiro método de amostragem.

Na figura 13 mapa D, a região correspondente ao teor de potássio acima de 60 mg/dm^3 , que compreende 13,03% da área total, possui maiores valores de potássio que possivelmente está associado a um manejo inadequado nas práticas de aplicação de insumos. O fato de essa região estar situada no topo do relevo permite que haja uma redução dos processos de escoamento superficial, influenciando no valor elevado deste nutriente, podendo superestimar o valor encontrado na amostragem convencional (Figura 13 C).

O valor médio da lavoura, segundo amostragem convencional é de 88,60 mg.dm³ (Figura 13 C), o que não reflete a área, destacando que mais de 50% dos pontos amostrais possuem teores de potássio abaixo de 23,7mg.dm³ (Tabela 4).

Em observância à figura 13 mapa A, para a variação plena do potássio na Fazenda Escola e o mapa F de altitude verifica-se redução paulatina nos teores de potássio no sentido do decréscimo de altitude e aumento da declividade. Isso pode apresentar relação com a grande dinâmica do potássio nos solos, sendo essa dinâmica acentuada pelos processos erosivos. Marques Júnior e Lepsch (2000) destacam que a posição na paisagem e a declividade do relevo criam um padrão complexo de transporte de água e solutos atuando no desenvolvimento do solo.

Para o Sítio Água Limpa o comportamento do potássio para distribuição plena na malha amostral 49 e 26 é representado pelas figuras 13 G e 13 H. Para distribuição simplificada na malha com 49 pontos de coleta, a figura 13 J expressa um consumo de 464,42 kg de cloreto e para a figura 13 L na malha com 26 pontos há uma necessidade de 489,65 kg do fertilizante. O consumo de adubo para essas malhas é 20,38% e 16,06% menor quando comparado com a necessidade do insumo pelo método de amostragem convencional (Figura 13 I).

Diferentemente do que aconteceu para a Fazenda Escola não se observa comportamento de redução do teor do potássio (Figura 13 G), em função dos locais com menor altitude (Figura 13 M). Possivelmente isso se correlaciona com a menor declividade da área quando comparada com a Fazenda Escola.

No Sítio Água Limpa na figura 13 mapa G, com 49 pontos de coleta e no mapa H com 26 pontos de amostragem, observa-se perda de características importantes de variabilidade devido à redução do número de pontos. Contudo maior número de pontos de amostragem dificulta a operacionalização da técnica, por acrescentar custos significativos no processo produtivo.

O grande desafio na AP é definir uma técnica de amostragem que reflita bem a variabilidade de forma que não onere de forma demasiada os custos, permitindo o tratamento à taxa variada. Vale ponderar que quanto maior a variabilidade encontrada, maiores serão os custos com aplicação de fertilizantes.

Tendo em vista esses custos com amostragem em malhas e a pequena variabilidade encontrada quando esta é limitada pelos intervalos de manuais de recomendações de fertilizantes (Figura 13 J), e o tamanho diminuto das propriedades cafeeiras no sul de Minas Gerais, há possibilidade de se trabalhar com a amostragem convencional desde que a definição dos talhões seja feita com base nas características da paisagem, com vistas a reduzir a variabilidade, permitindo a aplicação de insumos pela média.

Portanto, determinar o tamanho de um talhão em função das características da paisagem e do manejo realizado torna-se importante técnica para reduzir a variabilidade dos atributos do solo. Quando isso é considerado, há possibilidade de se empregar o valor médio de uma amostragem convencional para caracterizar a área. Esse método já é preconizado por Molin (2002) em que o autor descreve as zonas de manejo de acordo com os atributos do solo e produtividade.

Souza et al. (2006) afirmaram que um plano amostral adequado deve considerar as técnicas de manejo e a variabilidade de atributos químicos e físicos sendo que a maioria dos atributos químicos e granulométricos apresenta maior variabilidade espacial na pedoforma côncava quando comparado com a pedoforma linear (SOUZA et al., 2003).

Uma comparação visual entre a figura 13 nos mapas com 49 pontos de amostragem se faz necessário, pois o mapa G apresenta toda a variabilidade e no mapa J esta foi suprimida radicalmente podendo interferir no aspecto de atender às necessidades pontuais da cultura.

Santi et al. (2009) afirmaram que essa supressão, se faz necessária, pois a aplicação à taxa variada de acordo com toda variabilidade, exige equipamentos especializados em AP não contemplando a realidade da agricultura de pequenas propriedades.

Bellé (2009) salienta que na definição para os critérios de recomendação de fertilizantes, que essa operação seja feita com a possibilidade de estabelecer quais as prioridades de intervenções, pois, à medida que os nutrientes do solo apresentam variação significativa é necessário intervir com o objetivo de potencializar as zonas deficientes, sem que isso acarrete custos que não serão pagos pelos rendimentos da cultura.

Caon e Genu (2013) ainda afirmaram que o conhecimento detalhado da variabilidade, ponto primordial na agricultura de precisão, sofre perdas significativas com a redução de pontos amostrais, com menor representação das classes, que exibem justamente às porções do terreno que merecem tratamento diferenciado. Contudo, caso haja uma estabilização das classes com o aumento da densidade amostral, pode-se inviabilizar o processo de amostragem pelo dispêndio de trabalho de coleta e custos com análises laboratoriais.

Malavolta, Vitti e Oliveira (1997) destacam que os produtores precisam efetuar uma adubação efetiva, o que significa alcançar a produtividade que proporcione o maior lucro a partir de um dado nível de adubo, significando uma coerente aplicação dos insumos com base nas despesas da técnica utilizada.

4.5.3 Matéria orgânica

A representação da matéria orgânica pode ser visualizada na figura 14, em que o mapa A demonstra a variabilidade plena do atributo, o mapa B, a variabilidade simplificada. Na representação simplificada, 47,66% da lavoura

está com um nível considerado baixo e 51,06% da área possui classificação média para a variável (VENEGAS et al., 1999).

Observando-se a figura 14 B, a área correspondente ao teor médio com o intervalo de 2,01 a 4,01 dag.kg de matéria orgânica, representa a mesma classe de interpretação para o teor obtido no método de amostragem convencional com 2,40 dag.kg, que de acordo com Venegas et al. (1999) é considerado médio (Figura 14 C). Portanto, a amostragem convencional representa 51,06% da área na variabilidade simplificada.

A figura 14 G demonstra a variabilidade altitude, dessa forma quando analisada em conjunto com a figura 14 B verifica-se que os locais com menor altitude e maior declividade expõem os menores valores de matéria orgânica, indicando que esses menores teores apresenta como causa provável os resultados dos processos erosivos, sendo acentuados pelas diferenças de altitude.

Segundo Souza et al. (2003) as variações dos atributos do solo nas diferentes pedoformas estão associadas às formas do relevo, sendo este o principal responsável pelas maiores variações na pedoforma côncava e/ou convexa.

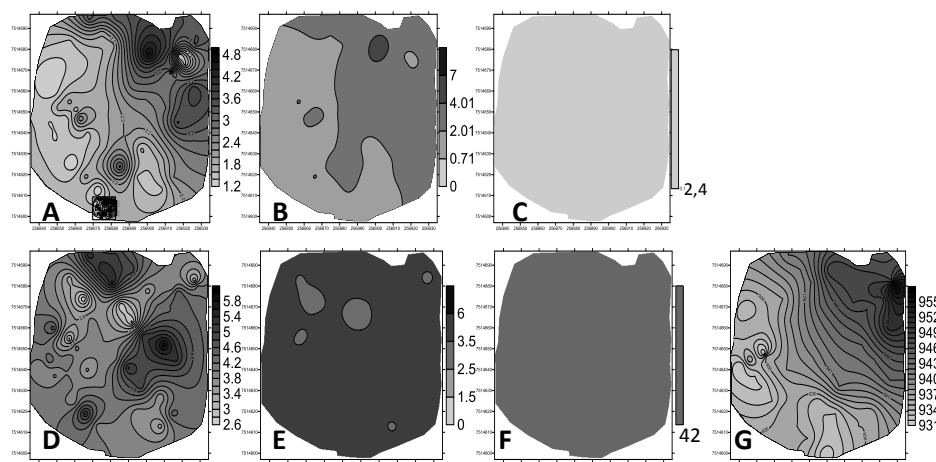


Figura 14 Distribuição dos atributos para a Fazenda Escola: Matéria orgânica (dag.kg): A (VP), B (VS), C (teor médio); argila (dag.kg): D (VP); E (VS), F (teor médio) e mapa G de altitude

Esse comportamento de variação em função da paisagem também foi observado para as variáveis potássio (Figura 13 mapa A) e para argila (Figura 14 mapa D), na Fazenda Escola. Portanto, verifica-se boa similaridade de redução do teor dos atributos nas áreas com maior declividade. Somente para o fósforo que não foi verificada boa relação com redução dos seus teores em locais com declive acentuado, muito embora isso possa ter acontecido pelas suas particularidades de baixa mobilidade no solo (FUTINI NETO, 2001).

4.5.4 Argila

Na Fazenda Escola a modelagem da distribuição da argila é representada na variação plena na figura 14 D, e no mapa 14 E, ocorre a distribuição simplificada, expressa de acordo com o manual de classificação de textura de solos (LEMOS; SANTOS, 1996).

Na distribuição simplificada 94,57% do talhão encontra-se na textura argilosa e o restante da área está discriminado para a textura média. Contudo, essa classificação permite uma grande variação nos teores de argila dentro de um mesmo agrupamento, visto que a textura argilosa varia de 35 a 60 dag.kg. Sendo assim verificamos que 66,55% da área encontra-se com teor de argila entre 36 a 44 dag.kg (Figura 14 mapa D), evidenciando um intervalo relativamente pequeno, mas que demonstra uma parcela significativa dessa área nessa classificação.

Pela figura 14 mapa F, verifica-se que nesta área com base em uma amostragem convencional o valor obtido é de 42 dag.kg de argila. Neste método de amostragem, o valor observado refere-se a textura argilosa. Portanto, o valor do tributo na amostragem convencional representa de forma adequada os 94,57% da área na variabilidade simplificada (Figura 14 E).

Essa categorização dos teores de argila na área é uma informação importante para recomendação de doses de fósforo e gesso, haja vista que o volume para recomendação desses insumos é influenciado pela porcentagem da argila na área e deve ser considerado nos cálculos de necessidades dos insumos.

Segundo Machado et al. (2006) processos relacionados a descrever o comportamento da argila nas áreas agrícolas produz informação imprescindível, visto que o reconhecimento da distribuição desse atributo possibilita definir unidades de zonas de manejo, refinando os processos de amostragem.

Entre os processos relacionados à definição de zonas de manejo, Molin e Castro (2008) ressaltaram que é fundamental considerar a argila, pois, esta variável apresenta caráter permanente, sendo responsável pela maior capacidade de adsorção de nutrientes no solo.

Outra característica que reforça o estudo da argila como um dos principais componentes em determinar unidade de manejo diferenciada é a capacidade desta variável na determinação da água disponível para as plantas que por sua vez influencia na produtividade (STAFFORD et al., 1996).

Nunes et al. (2010) destacaram que os atributos físicos do solo apresentam variação e dessa forma têm potencial para influenciar de forma decisiva o manejo a ser adotado nas áreas cultivadas, além de ter importante papel na expressão produtiva da cultura. Durigon et al. (2009) demonstrando a importância da argila em relação a produtividade identificaram correlação positiva entre esses parâmetros.

O estudo associado da argila e das características da paisagem no contexto da AP já tem sido utilizado como critério para delimitar zonas de manejo, sendo esta uma das propostas para otimizar o gerenciamento das atividades na definição de zonas de manejo. O uso desta variável na definição de áreas mais uniforme possibilita reduzir custos com amostragem em malhas (MOLIN, 2002), uma vez que o processo de amostragem passa a ser o método da malha celular.

Muito provavelmente para as pequenas propriedades a definição de malhas de amostragem não seja a melhor proposta, tendo em vista os custos associados. Portanto, a utilização de áreas delimitadas pelas características da paisagem e argila representa de forma mais adequada as variáveis reduzindo a variabilidade existente.

Souza (2001) afirma que a associação das formas da paisagem à variabilidade espacial dos atributos dos solos tem contribuído para identificar e mapear áreas mais homogêneas, com limites mais precisos entre elas, o que possibilita as técnicas agrônomicas serem transferidas com facilidade e com economia de recursos.

4.5.5 CTC

A figura 15 demonstra todo o padrão de distribuição da CTC para o Sítio Água Limpa onde o mapa A evidencia a variabilidade plena e no mapa B exhibe o padrão de distribuição simplificada.

O mapa 15 C explana o teor do atributo determinado pela amostragem convencional com $7,1 \text{ cmol}_c/\text{dm}^3$ de CTC. Observa-se que este valor está dentro do intervalo de $4,3$ a $8,6 \text{ cmol}_c/\text{dm}^3$ na variabilidade simplificada e que está classe representa 99,76%

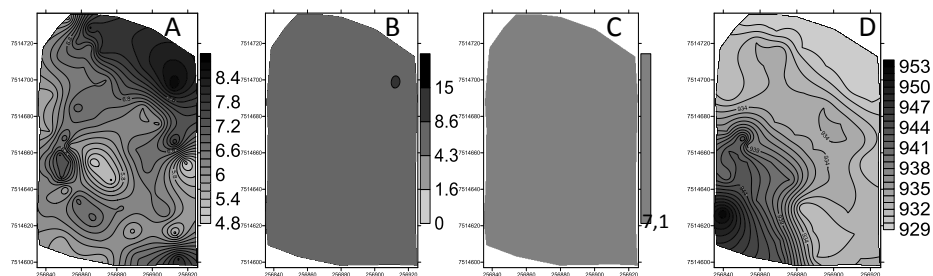


Figura 15 Distribuição do CTC ($\text{cmol}_c.\text{dm}^3$) para área experimental Sítio Água Limpa: A (VP), B (VS); C (teor médio) e D mapa de altitude lavoura

da lavoura na variabilidade simplificada (Figura 15 B). Essa classificação da CTC na amostragem convencional dentro da variabilidade simplificada pode ser reflexo do tamanho diminuto da área.

Portanto, tendo em vista essas reduzidas variabilidades no contexto da distribuição simplificada, para o potássio, argila, matéria orgânica e CTC, há necessidade de se fazer um paralelo entre o trabalho realizado, com alguns dos principais desafios da Agricultura de Precisão que é a definição de uma malha amostral que traduza as variabilidades do solo dentro de uma relação custo/ benefício adequado.

Dentro do contexto do pequeno agricultor muito provavelmente pelos resultados expressos, a pesquisa não deve se pautar apenas em trabalhar na identificação de uma malha adequada. Os trabalhos devem caracterizar os limites dentro da paisagem com vistas a reduzir a variabilidade.

Segundo Carvalho et al. (2002) e Corá et al. (2004) os resultados de trabalhos na definição de malhas adequadas ainda são pouco conclusivos, pois os estudos com malhas variam de 49 a 421 pontos amostrais.

Molin (2012) cita que em grandes áreas quando a densidade amostral é limitada por algum motivo, que a amostragem convencional seja realizada em células de 5 a 20 hectares.

Contudo para as regiões cafeeiras do sul de Minas Gerais, há necessidade de se rever o tamanho dessas quadrículas. Devem ser considerados neste contexto os aspectos de solo e paisagem de modo que essas áreas possam expressar os teores médios de fertilidade com baixa variabilidade.

Com base na figura 15, mapa D, para altitude é possível verificar quando comparado com o mapa A que nos locais com menores altitude se

observa uma maior concentração do teor de CTC. Provavelmente essa ocorrência apresenta relação com a variabilidade da matéria orgânica, mineralogia do solo e textura que segundo Furtini Neto et al. (2001) são os fatores que influenciam o desenvolvimento de cargas no solo.

4.5.6 Saturação de bases

O resultado da distribuição espacial da saturação de bases para a Fazenda Escola é visualizada na figura 16, onde os mapas A e D apresentam a distribuição plena nas malhas com 52 e 28 pontos, os mapas B e E demonstram a distribuição simplificada, a figura C apresenta o teor do atributo com base na amostragem convencional e o mapa F a variabilidade da altitude. Na distribuição simplificada os mapas B e E, de ambas as áreas apresentaram mais de 90 % da lavoura com saturação de bases no intervalo muito baixo (VENEGAZ et al., 1999). Na amostragem convencional verificamos que o teor do atributo é de 17,33% (Figura 16 C), o que equivale ao mesmo intervalo, muito baixo, verificado na maior parte da distribuição simplificada.

É importante frisar que na porção do relevo com menor altitude e maior declividade, mapa F, é acentuada a redução da saturação de base, como observado no mapa A, muito provavelmente caracterizado pelo comportamento semelhante do potássio e do magnésio, que possui maior lixiviação e escoamento superficial devido ao seu menor poder de adsorção (FURTINI NETO, 2001). Esse comportamento indica haver duas regiões distintas quanto aos valores de saturação, definindo duas zonas de manejo.

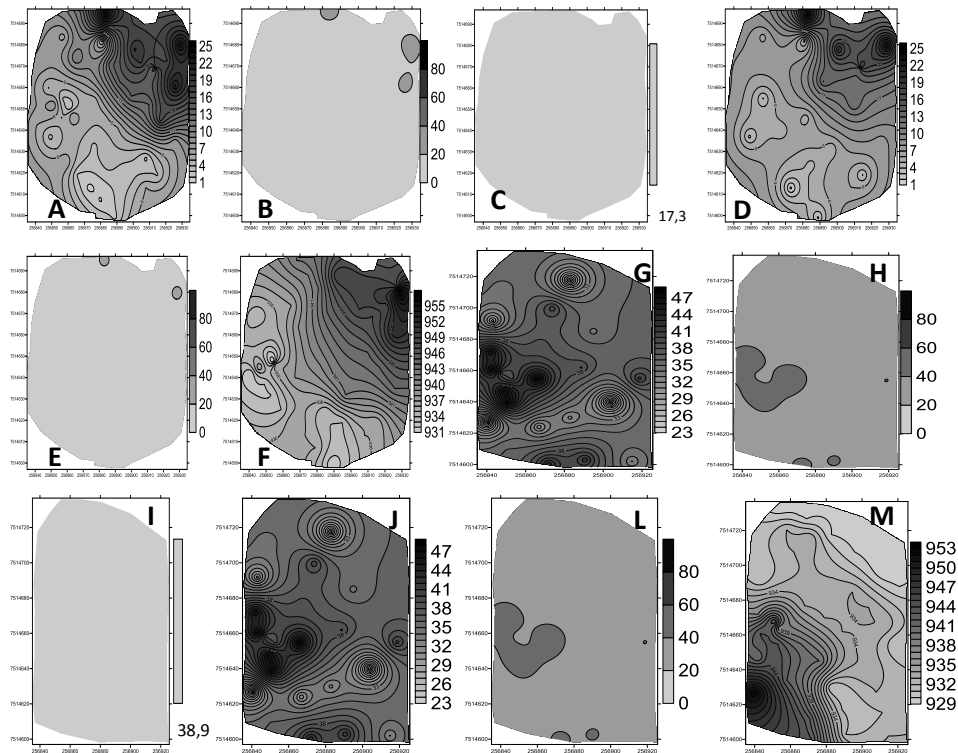


Figura 16 Distribuição da saturação por base para área experimental Fazenda Escola: A e D (VP), B e E (VS), C (teor médio); Sítio Água Limpa: G e J (VP), H e L (VS), I (teor médio) e os mapas F e M de altitude

Souza (2006) determinando a variabilidade espacial de atributos do solo, em lavoura cafeeira, verificou que para saturação de bases foram identificadas duas zonas específicas de manejo, sendo essas caracterizadas por valores de até 40% e outra com limites superiores a 40%.

No estudo da saturação de bases para o Sítio Água Limpa, a figura 16 para os mapas G e J representam a distribuição plena na malha amostral com 49 e 26 pontos de coleta e os mapas H e L demonstram a variabilidade simplificada para as mesmas malhas na variabilidade plena.

O valor da saturação de base no Sítio Água Limpa, diagnosticado na amostragem convencional como baixo (Figura 16 mapa I), representa o mesmo teor do atributo na variação simplificada para ambas as malhas, uma vez que nessa classificação mais de 90% da área encontra-se com teor baixo (Figuras 16 H e L).

Com relação à figura 16, mapa M, para a altitude da lavoura no Sítio Água Limpa não há indícios de redução da altitude para aumento ou decréscimo da saturação. Isso pode ser explicado pela maior uniformidade do relevo reduzindo processos de escoamento superficial. Isso é melhor visualizado quando identificamos que 76% da área encontra-se em uma altitude entre 929 a 936 metros. Portanto, a variabilidade encontrada para saturação por bases, provavelmente esteja mais relacionada a fatores extrínsecos (CAMBARDELLA et al., 1994).

4.6 Variabilidade da produtividade por planta

O mapa de isolinhas na figura 17 A, apresenta a variabilidade plena para a Fazenda Escola, verificando grande variação de produtividade por planta, fator possivelmente relacionado às variáveis que estejam limitando a produtividade em zonas de baixa produtividade (MOLIN, 2002), associados aos fatores intrínsecos e extrínsecos do solo.

Na figura 17 B, na variabilidade simplificada, foi proposto um intervalo de classes para a produtividade de 3,96 sacas, o que corresponde a quatro áreas distintas, porém com significativa representação da lavoura apenas para as áreas que produziram 0,6 e 1,1 e 1.6 l/planta que correspondem a 4,76; 8,72 e 12,69 sacas por hectare, sendo essas zonas representadas por 13,19; 53,14 e 29,22% da lavoura nesta delimitação.

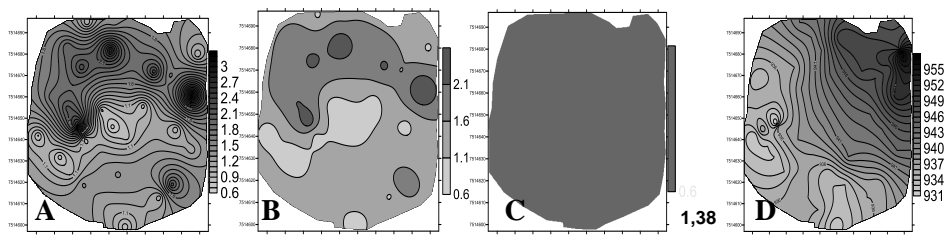


Figura 17 Distribuição da produtividade por planta (L) para a Fazenda Escola: A (VP), B (VS), C média de produção por planta e F variabilidade de altitude

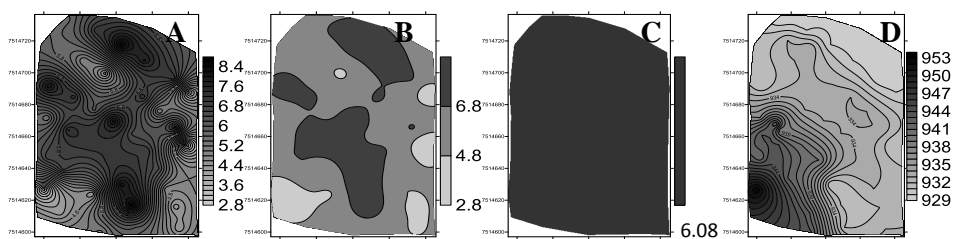


Figura 18 Distribuição da produtividade por planta (L) para o Sítio Água Limpa: A (VP), B (VS), C média de produção por planta e mapa D variabilidade de altitude

É importante salientar que na figura 17 A, a região com menor produção, demonstra uma área do mapa com menor altitude e maior declive, (Mapa 17 D). Observação semelhante foi verificado para os atributos potássio, matéria orgânica e saturação por bases onde foi verificado menor teor desses atributos, no qual é possível definir de duas a três zonas de manejo em função da distribuição dessas variáveis em associação com a paisagem.

Souza et al. (2004) afirmaram que fatores como declividade e posição topográfica influenciam na produtividade das culturas de maneira indireta, por induzir o carreamento dos atributos químicos e físicos do solo. Silva et al. (2007) corroboram afirmando que regiões de maior declive a produtividade é menor.

O coeficiente de correlação entre produtividade e altitude é de 0,23. Segundo Molin (2002) a correlação de produtividade com fatores isolados são geralmente baixas. Isso ocorre porque há um grande número de fatores que podem estar limitando a produtividade.

A figura 17C demonstra a produção média por planta para toda a lavoura. Contudo essa é uma representação que não reflete a área, tendo em vista os valores de máximo e mínimo, dentro da variabilidade plena (Figura 17 A).

Essa representação de produtividade média, mascara zonas de baixa ou alta produção, não permitindo a correção dos fatores limitantes ou impedindo de haver uma correção adequada das áreas com maior potencial de produção.

A variabilidade da produção por planta para o Sítio Água Limpa é representada na figura 18, sendo que a distribuição plena é evidenciada pelo mapa A, no qual é possível inferir grande variabilidade para a área de estudo.

A variação simplificada, figura 18 B, expressa melhor as zonas de manejo por atribuir menor variação à porção de áreas maiores. Esse mapa representa a produção por planta com 2,8; 4,8 e 6,8 l/pl e demonstra respectivamente produção de 20,82; 35,71 e 50,58 sacas por hectare.

A produção média das plantas é indicada pela figura 18 C, onde verificamos produtividade de 6,08 l/pl o que representa 45,23 sacas hectares.

Segundo Ferraz (2012) a utilização de mapas de produtividade podem vir em conjunto com a manipulação dos mapas de atributos químicos do solo, uma vez que é possível identificar as causas das baixas produtividades em determinados locais das lavouras.

Para Molin (2001) o mapa de produtividade é a informação mais importante para visualizar a variabilidade das lavouras. Segundo Balastreire (1998) o resultado da colheita é tido como a expressão biológica dos fatores

envolvidos no processo produtivo, sendo uma das fases que apresenta maior facilidade de execução.

Molin (2002) afirma que os mapas de produtividades são ferramentas importantes, pois permitem o estabelecimento de zonas de manejo que pode ser feito através desses mapas, indicando possíveis áreas com características semelhantes.

A definição de zonas de manejo com base na produtividade é uma alternativa viável, tendo em vista que os maiores gastos serão na contratação de mão de obra especializada e/ou a adequação de automotrizes com monitor de produtividade. Por conseguinte quando definidas essas zonas, as amostragens em malhas são eliminadas, direcionando as coletas de solo para cada zona de manejo em sistema de malha celular (MOLIN, 2002).

4.7 Mapa de isolinhas para estudo fenológico do cafeeiro nas duas áreas experimentais

A figura 19 representa os mapas de isolinhas referentes às porcentagens de maturação para os estádios verde e cereja na Fazenda Escola. Na representação 19 A, visualiza-se a variabilidade plena que oscilou entre de 5 a 75% de frutos verdes, na figura 20 B tem-se a distribuição simplificada disposta em intervalos de 15%.

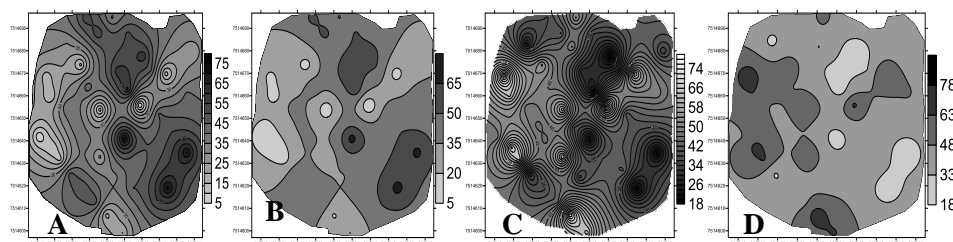


Figura 19 Distribuição da porcentagem de maturação dos frutos verdes, mapa A (VP) e B (VS); cereja, mapas C (VP) e D (VS)

Observa-se na figura 19 B que apenas 5,1% da lavoura apresentam porcentagem de verde abaixo de 20%. Segundo Vilela e Pereira (1998) em anos de grande desuniformidade se deve considerar como ponto máximo para início da colheita quando 20% dos frutos ainda estão no estágio verde. Como verificado na figura 19 A, a lavoura apresenta grande percentual de frutos verdes, conseqüentemente a porcentagem de frutos no estágio cereja é reduzida, evidenciando que apenas 1,2% da lavoura possui índice de cereja acima de 66% (Figura 19 C).

A figura 19 D demonstra a variabilidade simplificada dos frutos-cereja em que é verificado na maior parte da área a porcentagem de frutos no estágio cereja variando entre 33 e 48%.

As informações geradas através dos mapas de isolinhas permitem orientar os cafeicultores sobre áreas onde deve-se iniciar a colheita, considerando sempre a maior porcentagem de frutos no estágio cereja.

Alves (2009) afirma que a qualidade dos produtos agrícolas dentro de uma gleba pode variar espacialmente e temporalmente em razão de atributos do solo, condições climáticas e da forma como as operações são conduzidas, portanto reconhecer essas zonas de manejo é uma prática vital à diferenciação dos produtos quanto à qualidade.

Para o Sítio Água Limpa, a porcentagem dos frutos no estágio cereja é demonstrada na figura 20 A, a qual representa a variabilidade plena. No mapa 20 B é verificada a variabilidade simplificada em que 91,52% da lavoura estão com a porcentagem de frutos-cereja acima de 45%. Essa diferenciação da lavoura em estádios de maturação para indicar o início da colheita é vital, destacando a forte correlação de frutos-cereja com a qualidade de bebida.

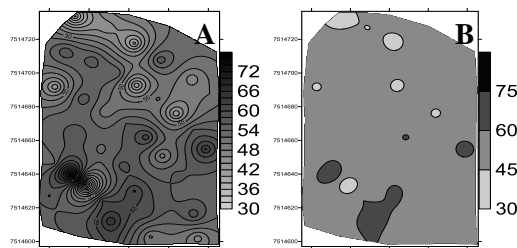


Figura 20 Porcentagem de frutos cereja para o Sítio Água Limpa: mapa A (VP); (VS), mapa B

Foi demonstrado por Marin-Lópes et al. (2003) que a melhor qualidade de bebida ocorre em estágios de maturação adequados, sugerindo que há existência de uma relação entre o brix dos frutos e a qualidade da bebida. Essa relação pode ser utilizada na determinação de áreas com potencial de obtenção de café com qualidade superior.

Na cultura da uva estudos sobre o teor de sólidos solúveis e de antocianinas em frutos já são utilizados para definir zonas de manejo. Essas regiões são delimitadas por características intrínsecas, que confere ao produto características emblemáticas e extremamente comerciais (ALVEZ, 2006). Definidas essas regiões, as estratégias de manejo e colheita são diferenciadas objetivando obter produtos com qualidade particular (SETHURAMASAYRAJA et al., 2005).

A definição de zonas diferenciadas para a cultura do café pode ser uma alternativa de manejo, que oferece aos produtores informações adequadas para potencializar as regiões com atributos de interesse.

Conforme a figura 20 B a divisão das áreas, segundo estágio de maturação, proporciona base técnica para indicar regiões com estágios de maturação mais avançados. Segundo Alves (2009) a determinação da lavoura com maior porcentagem de frutos no estágio cereja ainda é feita de forma subjetiva. Em algumas propriedades mais tecnificadas realiza-se um processo de amostragem no qual o resultado é um parâmetro médio da lavoura não indicando quais regiões deve iniciar a colheita.

Portanto, a divisão das glebas, segundo os estádios de maturação, se faz necessário, tendo em vista que a derriça de frutos verde é mais trabalhosa quando comparada à colheita de frutos-cereja por haver maior força para o seu desprendimento (TONGUMPAI, 1993). Além dessa dificuldade de colheita, uma maior porcentagem de frutos verdes compromete a qualidade final do produto.

Essa estratégia de monitoramento definido através de malhas de amostragem é viável para o empresário rural, o que possibilita dispensar análises laboratoriais, que muitas vezes não são acessíveis, necessitando apenas de mão de obra qualificada.

Os empresários rurais poderão identificar os fatores que podem levar a melhoria dessa qualidade em condições de sítio específico através de recursos mais apropriados como o uso de amostragem em malhas e a caracterização dessas áreas através de mapas de isolinhas.

4.8 Análise econômica da utilização de malhas de amostragem comparativamente ao modelo tradicional de amostragem de solo

Na malha amostral com 52 pontos de coleta para a Fazenda Escola, (Tabela 8) constata-se que o custo operacional da análise de solo em malhas representa 40,28 % do custo total de produção e a análise convencional representa 11,12 % do total.

Tabela 8 Análise econômica do uso de malhas de amostragem comparativamente ao modelo convencional de análise de solo para a área experimental Fazenda Escola, Inconfidentes 2014

Operações	Sistema em malhas*	% do custo produção	Sistema Convencional*	% do custo produção
Custos operacional total de cada sistema (R\$)	2.382,61	40,28	445,31	11,12

*Custo de Produção (R\$) 5.914,53

** Custo de Produção (R\$) 3.997,23

Tabela 9 Análise dos custos de produção na variabilidade simplificada em malhas de amostragem para a área experimental Fazenda Escola, Inconfidentes 2014

Variabilidade simplificada produtividade*		Variabilidade simplificada		
(Litros/planta)	Sacas café em zonas manejo	Receita Bruta	Custos	Receita Líquida
0,6	0,52	239,20	780,47	- 541,27
1,1	3,85	1.771,00	3143,50	- 1372,5
1,6	3,08	1416,8	1728,75	- 311,95
2,1	0,61	280,6	261,56	19,04
Total	8,06	3.707,60	5.914,28	-2.206,68

*Figura 17B

Tabela 10 Análise dos custos de produção na produtividade média no processo de amostragem convencional para a área experimental Fazenda Escola, Inconfidentes 2014

Produtividade média planta (l/pl)**	Produção média (área total)	Receita Bruta	Custos	Receita Líquida
1,38	8,06	3.707,60	3.997.23	- 289,63

**Figura 17C

Para a malha amostral com 28 e 15 pontos não foi possível fazer análise econômica, por que não houve dependência espacial entre os pontos de amostragem. Para o Sítio Água Limpa foi verificada dependência espacial apenas para o potássio, dessa forma não se fez análise econômica.

Nas avaliações para o fósforo, o processo de análise de solo em malhas representaria além do maior custo com amostragem, consumo de 7,77 kg de fertilizante, sendo que no processo de amostragem convencional não foi identificada a necessidade de se utilizar o insumo.

Para o potássio foi verificado que no processo de análise de solo convencional, haveria uma economia de 28,75% e 26,57% respectivamente quando comparada ao consumo das malhas com 52 e 28 pontos amostrais. Vale

destacar que a Agricultura de Precisão não visa reduzir ou aumentar o consumo de insumos, mas sim otimizar o seu uso.

Dessa forma de acordo com a tabela 8, o processo de análise de solo pelo método convencional implica uma redução de 32,41% no custo operacional de produção comparativamente ao uso de malhas de amostragem com 52 pontos de coleta.

Mesmo considerando os maiores custos para o sistema de amostragem em malha e a receita líquida total negativa da análise da variabilidade simplificada de produtividade, vale destacar que na zona de manejo com produção igual ou superior a 2,1 litros de café, apresentou receita positiva de R\$19,04 (Tabela 9). Para as demais zonas de manejo as variabilidades de receitas líquidas foram negativas.

No sistema amostragem tradicional também foi verificada remuneração negativa de R\$289,63 para produção média de 1,38 litros plantas (Tabela 10).

Como observado, a zona de manejo com produtividade igual ou superior a 2,1 litros por planta, foi a única área com receita positiva, contudo considerando que a lavoura está na primeira produção comercial é de se esperar que conforme esta aumente sua capacidade produtiva, consequentemente aumente a receita positiva nas zonas de manejo.

Vários trabalhos na literatura relatam os resultados de análise econômica do uso de ferramentas de Agricultura de Precisão. Dampney e Moore (1999) argumentaram que os praticantes de AP devem julgar conscienciosamente o nível de precisão que é apropriado para a questão envolvida, baseados no conhecimento de todos os erros potenciais. Ressaltaram ainda que os custos de obtenção de dados e de manejo provavelmente aumentem com níveis crescentes de precisão e somente um nível apropriado será economicamente viável.

Segundo Xiang et al. (2008) os benefícios econômicos do manejo localizado são sempre discutidos nos vários trabalhos relacionados, sendo a maioria deles relacionados a maior eficiência de uso de fertilizantes. Johnson e Richard (2009) não confirmaram os benefícios da taxa variada com a aplicação de calcário em cana-de-açúcar no estado da Louisina, EUA.

Em estudo realizado no projeto Aquarius foi constatado que o custo com fertilizante à taxa fixa no sistema convencional comparado à taxa variada foi 25% superior. Contudo, considerando todos os gastos com a aplicação à taxa variada este manejo propiciou maiores gastos (BELLÉ, 2009).

Perante todas as controvérsias sobre a viabilidade da agricultura de precisão um dos maiores desafios da técnica é a otimização econômica na utilização de malhas amostrais na análise de solo. O emprego de malhas deve levar em consideração uma estratégia diferenciada para cada área agrícola, sendo que o esforço em gerar malhas amostrais de alta aplicabilidade pode vir a não compreender de forma eficiente a dependência espacial dos atributos dos solos (ANCHIETA, 2012).

Segundo Webster e Oliver (1992) a malha apropriada deve ser feita com um mínimo de 100 pares de pontos para verificar acurácia nos resultados, contudo esse grande número de pares de pontos pode inviabilizar a técnica.

5 CONCLUSÕES

Foi verificada viabilidade econômica com receita positiva apenas para a variabilidade de produção igual ou superior a 2,1 l/planta para o primeiro ano de produção para a Fazenda Escola. Contudo a receita líquida total para a amostragem de solo em malhas e no sistema tradicional foram negativas. Para o Sítio Água Limpa não foram realizados os custos de produção, tendo em vista a falta de dependência espacial para o atributo fósforo. Verifica-se viabilidade agrônômica do uso de malhas de amostragem nas áreas experimentais desde que se faça aplicação dos fertilizantes dentro da variabilidade simplificada.

Constatou-se que conforme reduz o número de pontos de amostragem, reduz as malhas amostrais com dependência espacial, sendo que nas malhas com 15 e 17 pontos não foi observado nenhum tipo de dependência espacial para o fósforo e potássio na Fazenda Escola. No Sítio Água Limpa quanto ao fósforo não se verificou dependência espacial em nenhuma das malhas amostrais proposta; entretanto para o potássio não foi verificada dependência apenas para a malha com 17 pontos de coleta.

Nos estádios fenológicos verde e seco no Sítio Água Limpa e no estádio seco para a Fazenda Escola não se verificou dependência espacial.

Verifica-se pelos mapas de produtividade, potássio, matéria orgânica e saturação por bases na Fazenda Escola que estes possibilitam definir duas zonas de manejo através dessas variáveis e em função da posição da lavoura no relevo. Para o fósforo e argila na Fazenda Escola e para o Sítio Água Limpa não houve possibilidade da definição de zonas de manejo.

REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. Information theory as an extension of the maximum likelihood principle. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON INFORMATION THEORY, 2., 1973, Budapest. **Proceedings...** Budapest: Akadémia Kiadó, 1973. p. 267-281.

ALVES, E. A. **Variabilidade espacial e temporal da qualidade do café cereja produzido na região das serras de Minas**. 2009. 112 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2009.

ALVES, E. A.; QUEIROZ, D. M.; PINTO, F. A. C. Cafeicultura de precisão. In: ZAMBOLIM, L. (Ed.). **Boas práticas agrícolas na produção de café**. Viçosa, MG: UFV, 2006. p. 189-223.

ALVEZ, E. A. et al. Cafeicultura de precisão. In: ZAMBOLIM, L. (Ed.). **Boas práticas agrícolas na produção de café**. Viçosa, MG: UFV, 2006. p. 189-223.

ANCHIETA, L. **Amostragem de solo em Agricultura de Precisão: particularidades e recomendações**. 2012. 108 f. Dissertação (Mestrado Ciências: Solos e Nutrição de Plantas) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 2012.

ANDRIOTTI, J. L. S. Introdução à geoestatística. **Acta Leopoldensia**, São Leopoldo, v. 11, n. 27, p. 5-81, 1989.

BALASTREIRE, L. A. **Avanços na agricultura de precisão no Brasil no período de 1999-2001**. Piracicaba: Edusp, 2002.

BARBIERI, D. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos químicos de um Argissolo para aplicação de insumos à taxa variável em diferentes formas de relevo. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 28, n. 4, p. 645-653, 2008.

BELLÉ, G. L. **Agricultura de precisão**: manejo da fertilidade com aplicação a taxa variada de fertilizantes e sua relação com a produtividade de culturas. 2009. 140 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2009.

BERTOL, I. et al. Propriedades físicas do solo relacionadas a diferentes níveis de oferta de forragem de capim-Elefante-Anão cv. Mott. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 5, p. 1047-1054, 2000.

BICALHO, E.; NANTES, J. F. D. Determinantes da difusão e adoção de tecnologias de produto e processo na cafeicultura: o caso de uma associação de pequenos produtores. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande. **Resumos Expandidos...** Campo Grande: Sober, 2010. 1 CD ROM.

BONGIOVANNI, R.; LOWENBER-DEBOER, J. Economics of variable rate lime in Indiana. **Precision Agriculture**, Secaucus, v. 2, p. 55-70, 2000.

BOYER, C. N. et al. Profitability of variable rate nitrogen application in wheat production. **Precision Agriculture**, Secaucus, v. 12, n. 4, p. 473-487, 2010.

BRASIL. Lei nº 11.326, de 24 de julho de 2006. Estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Familiares Rurais. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, 25 jul. 2006. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2006/Lei/L11326.htm>. Acesso em: 23 jul. 2014.

BURGESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: II., block kriging. **Journal of Soil Science**, Baltimore, v. 31, n. 2, p. 333-341, Feb. 1980.

CAMARGO, E. C. G. **Geoestatística**: fundamentos e aplicações. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf>. Acesso em: 10 out. 2014.

CAMARGO, O. T.; ALLEONI, L. R. F. **Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1997. 132 p.

CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, p. 1501-1511, 1994.

CANTARUTTI, B. R.; VENEGAZ, V. H.; RIBEIRO, A. C. Amostragem de solo. In: RIBEIRO, A. C.; GUIMARÃES, P. T. G.; VENEGAZ, V. H. A. **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais**: 5ª aproximação. Viçosa, MG: UVF, 1999. Cap. 3. p. 21-27.

CAON, D.; GENU, A. M. Mapeamento de atributos químicos em diferentes densidades amostrais e influência na adubação e calagem. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 17, n. 6, p. 629-639, 2013.

CARVALHO, J. R. P.; DECHENS, S. C. F.; DUFRANC, G. Variabilidade espacial da agregação do solo avaliada pela geometria fractal e geoestatística. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 28, n. 1, p. 1-9, 2004.

CARVALHO, J. R. P. et al. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, p. 1151-1159, 2002. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/pab/v37n8/11675.pdf>>. Acesso em: 4 fev. 2013.

CARVALHO, L. C. C. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo e características agronômicas da cultura do café. **Coffee Science**, Lavras, v. 8, n. 3, p. 265-275, jul./set. 2013.

CASSEL, D. K.; WENDROTH, O.; NIELSEN, D. R. Assessing spatial variability in an agricultural experiment station field: opportunities arising from spatial dependence. **Agronomy Journal**, Madison, v. 92, n. 4, p. 706-714, 2000.

CHUNG, C. K.; CHONG, S. K.; VARSA, E. C. Sampling strategies for fertility on a stoy silt loam soil. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**, New York, v. 26, n. 5/6, p. 741-763, 1995.

COLAÇO, A. F. et al. Energy assessment for variable rate nitrogen application. **Agricultural Engineering International Journal**, Grainesville, v. 14, n. 3, p. 85-90, 2012.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Safras 2014**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 22 fev. 2015.

CORÁ, J. E.; BERALDO, J. M. G. Variabilidade espacial de atributos do solo antes e após calagem e fosfatagem em doses variadas na cultura de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 26, n. 2, p. 374-387, 2006.

CORÁ, J. E. et al. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 28, p. 1013-1021, 2004.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: J. Wiley, 1993. 900 p.

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. 661-673.

DANIELS, R. B.; HAMMER, R. D. **Soil geomorphology**. New York: J. Willey, 1992.

DURIGON, R. et al. Correlações entre atributos da cultura e da produtividade e da produtividade de arroz irrigado determinado com técnicas de manejo localizado. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 39 n. 9, p. 2629-2633, dez. 2009.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro, 1997. 212 p.

FARACO, M. A. et al. Seleção de modelos de variabilidade espacial para elaboração de mapas temáticos de atributos físicos do solo e produtividade da soja. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 32, n. 2, p. 463-476, 2008.

FAULIN, G. D. C. **Influência da adubação em doses variadas na produtividade e no estado nutricional da cultura do café**. 2010. 103 p. Tese (Doutorado em Fitotecnia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.

FERRAZ, G. A. S. **Cafeicultura de precisão: malhas amostrais para o mapeamento de atributos do solo, da planta e recomendações**. 2012. 135 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2012.

FERRAZ, G. A. S. et al. Análise comparativa entre os custos da adubação diferenciada e da adubação convencional de uma lavoura de cafeeiros *coffea arabica* l. da cultivar mundo novo. In: SIMPÓSIO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, 7., 2011, Araxá. **Anais...** Araxá: Embrapa, 2011. p. 1-4.

FLOWERS, M.; WEISZ, R.; WHITE, J.G. Yield-based management zones and grid sampling, strategies: describing soil test and nutrient variability. **Agronomy Journal**, Madison, v. 97, p. 968-982, May 2005.

FRANÇA, G. E. et al. Análise preliminar de mapas de variabilidade espacial da fertilidade de solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVARES, V. R.; SCHAEFFER, C. E. G. R. **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do solo, 2000. p. 339-356.

FURTINI NETO, A. E. et al. **Fertilidade do solo**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2001. 252 p.

GARCIA, A. W. R. **A cafeicultura do Sul e Oeste de Minas Gerais**. Disponível em: <<http://fundacaoprocafe.com.br/downloads/SuldeMinasAWRGarcia.pdf>>. Acesso em: 12 dez. 2013.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; MATA, J. D. V. Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 23, n. 5, p. 1149-1157, 2001.

GONÇALVEZ, M. G. M. et al. Produtividade de cafeeiros adultos e na primeira colheita pós-recepa adubados com materiais orgânicos em propriedades de base familiar. In: SEMINÁRIO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA E TECNOLÓGICA, 10., 2013, Belo Horizonte. **Resumos Expandidos...** Belo Horizonte: UFMG, 2013.

GRIFFIN, T. W.; LOWENBERG-DEBOER, J. Worldwide adoption and profitability of precision agriculture: Implications for Brazil. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 14, n. 4, p. 20-38, 2005.

GUEDES FILHO, O. **Variabilidade espacial e temporal de mapas de colheita e atributos do solo em um sistema de semeadura direta**. 2009. 114 p. Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical e Subtropical) - Instituto Agrônomo de Campinas, Campinas, 2009.

GUIMARÃES, P. T. G. et al. Cafeeiro. In: RIBEIRO, A. C.; GUIMARÃES, P. T. G.; VENEGAZ, V. H. A. **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5ª aproximação**. Viçosa, MG: UVF, 1999. Cap. 3, p. 21-27.

HILLEL, D. **Introduction to soil physics**. New York: Academic, 1982. 364 p.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University, 1989. 561 p.

JONHSON, C. E.; SCHAFER, R. L. M.; YOUNG, S. C. Controlling agricultural machinery intelligently. In: _____. **Agricultural electronics and beyond, proceedings of national conference am agricultural electronics applications**. St. Joseph: Americam Society of Agricultural Engineers, 1983. p. 114-119.

JONHSON, R. M.; RICHA, E. P. Variable-rate lime application in Louisiana sugarcane production systems. **Precision Agriculture**, Secaucus, v.11, n. 5, p. 464-474, 2009.

KERRY, R.; OLIVER, M. A. Determining nugget:sill ratios of standardized variograms from aerial photographs to krige sparse soil data. **Precision Agriculture**, Netherlands, v. 9, n. 1/2, p. 33-56, 2008.

KRAEMER, G. B. **Variabilidade espacial dos atributos do solo na delimitação das unidades de mapeamento**. 2007. 101 p. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo – Pedologia e Manejo do Solo) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2007.

LAMPARELLI, A. C. ROCHA, J. V.; BORGHI, R. **Geoprocessamento e agricultura de precisão: fundamentos e aplicações**. Guaíba: Agropecuária, 2001. 118 p.

LANDIM, P. M. B. **Introdução à análise estatística de dados geológicos multivariados**. Rio Claro: DGA, IGCE, UNESP, 2010. 229 p. (Texto Didático, 15). Disponível em: <<http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/DIDATICOS/LANDIM/MULTIVAR.pdf>>. Acesso em: 12 set. 2014.

LEAL, J. C. G. **Mapeamento da produtividade da colheita mecanizada do café**. 2002. 74 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

LEMONS, R. C.; SANTOS, R. D. **Manual de descrição e coleta de solo no campo**. 3. ed. Campinas: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo – Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1996. 83 p.

MACHADO, P. L. O. A. et al. Mapeamento da condutividade elétrica e relação com a argila de Latossolo sob plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 41, n. 6, p. 1023-1031, 2006.

MALAVOLTA, E.; VITTI, G. C.; OLIVEIRA, S. A. Princípios, métodos e técnicas de avaliação do estado nutricional. In: MALAVOLTA, E. (Ed.). **Avaliação do estado nutricional das plantas: princípios e aplicações**. 2. ed. Piracicaba: POTAFÓS, 1997. Cap. 5, p. 113-230.

MANTOVANI, E. C.; GOMIDE, R. L. Agricultura de Precisão. **Boletim Informativo da Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 25, n. 2, p. 16-18, 2000.

MARIN-LOPES, S. M. et al. Relación entre el estado de madurez del fruto del fruto del café y las características de beneficio, Rendimiento y calidad de la bebida. **Cenicafé**, Chinchina, v. 54, n. 4, p. 297-315, 2003.

MARQUES JÚNIOR, J.; CORÁ, J. E. Atributos do solo para agricultura de precisão. In: SILVA, F. M. (Ed.). **Mecanização e agricultura de precisão**. Lavras: UFLA/SBEA, 1998. p. 31-70.

MARQUES JÚNIOR, J. et al. Variabilidade espacial de propriedades químicas e físicas de latossolos em áreas de cerrado sob cultivo de café, em Patrocínio, MG. In: BALASTREIRE, L. A. **O estado-da-arte da agricultura de precisão no Brasil**. Piracicaba: ESALQ, 2000. p. 105-112.

MARQUES JÚNIOR, J.; LEPSCH, I. F. Depósitos superficiais neocenozóicos, superfícies geomórficas e solos em Monte Alto, SP. **Geociências**, São Paulo, v. 19, p. 90-106, 2000.

MATHERON, G. **Traité de géostatistique appliquée**. Paris: Technip, 1962. (Memoires du Bureau de Recherches Geologiques et Minières, 14).

MELLO, G.; BUENO, C. R. P.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial das propriedades físicas e químicas do solo em áreas intensamente cultivadas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 10, n. 2, p. 294-305, 2006.

MENEGATTI, L. A. A. et al. Benefícios econômicos e agronômicos da adoção de agricultura de precisão em usinas de açúcar. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE GRICULTURA DE PRECISÃO, 2., 2006, São Pedro. **Anais...** Piracicaba: Esalq, 2006. 1 CD ROM.

MINASNY, B.; McBRATNEY, A. B. Spatial prediction of soil properties using EBLUP with the Matérn covariance function. **Geoderma**, Amsterdam, v. 140, n. 4, p. 324-336, 2007.

MOLIN, J. P. Agricultura de precisão: diagnóstico, aplicação localizada e considerações econômicas. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 17, n. 2, p. 108-121, 1997.

MOLIN, J. P. Agricultura de precisão. In: JUNTOLLI, F. V.; SANTOS, R. B. (Ed.). **Agricultura de precisão**. Brasília: MAPA, 2012. p. 15-17. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/Boletim%20tecnico.pdf>. Acesso em: 12 jan. 2015.

MOLIN, J. P. **Agricultura de precisão**: o gerenciamento da variabilidade. Piracicaba: O Autor, 2001. 83 p.

MOLIN, J. P.; CASTRO, C. N. Establishing management zones using soil electrical conductivity and other soil properties by the fuzzy clustering technique. **Science Agricola**, Piracicaba, v. 65, p. 567-573, 2008.

MOLIN, J. P. Definição de unidades de manejo a partir de mapas de produtividade. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 22, n. 1, p. 83-92, 2002.

MONTE, E. Z.; TEIXEIRA, E. C. Determinantes da adoção da tecnologia "pós-colheita" na cultura do café em Venda Nova do Imigrante, ES. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 44, n. 2, p. 201-217, 2006.

MONTOMIYA, A. V.; CORÁ, J. E.; PEREIRA, G. T. Uso da krigagem indicatriz na avaliação de indicadores de fertilidade do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 30, p. 485-496, 2006.

MORGAN, M.; ESS, D. **The precision farming guide for agriculturists**. Moline: Deere, 1997. 117 p.

NUNES, L. A. P. L. et al. Atributos físicos do solo em área de monocultivo de cafeeiro na Zona da Mata de Minas Gerais. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v. 26, n. 1, p. 71-78, 2010.

OLIVEIRA, R. B. et al. Comparação entre métodos de amostragem do solo para recomendação de calagem e adubação do cafeeiro conilon. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 28, n. 1, p. 176-186, 2008.

PIMENTEL GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 14. ed. Piracicaba: Nobel, 2000. 477 p.

PONTELLI, C. B. **Caracterização da variabilidade espacial das características químicas do solo e da produtividade das culturas utilizando as ferramentas da agricultura de precisão.** 2006. 112 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

PREZOTTO, M. E. M. **Amostragem de solo para fins da avaliação da fertilidade na área de reformas de canaviais.** 1982. 128 f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 1982.

RESENDE, A. V. et al. Grades amostrais para fins de mapeamento da fertilidade do solo em área de cerrado. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO, 2., 2006, São Pedro. **Anais...** Piracicaba: Esalq, 2006. 1 CD ROM.

RIBEIRO JUNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. GeoR a package for geostatistical analysis. **R-News**, New York, v. 1, n. 2, p. 14-18, June 2001.

ROBERTSON, M. J.; LYLE, G.; BOWDEN, J. W. Within-field variability of wheat yield and economic implications for spatially variable nutrient management. **Field Crops Research**, Amsterdam, v. 105, p. 211-220, 2008.

ROCHA, J. V.; LAMPARELLI, R. A. C. Geoprocessamento. In: SILVA, F. M. (Ed). **Mecanização e agricultura de precisão.** Poços de Caldas: UFV, 1998. p. 1-30.

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

SANCHEZ, R. B. et al. Variabilidade espacial de propriedades de latossolo e da produção de café em diferentes superfícies geomórficas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 9, n. 4, p. 489-495, 2005.

SANTI, A. L. et al. É chegada a hora da integração do conhecimento. **Revista Plantio Direto**, Passo Fundo, v. 129, n. 1, p. 24-30, 2009.

SETHURAMASAMYRAJA, B. et al. **Evaluation of ion-selective electrode methodology for integrated on-the-go mapping of soil chemical properties (pH, k e NO₃)**. St. Joseph: ASABE, 2005. (Paper, 5).

SHIRATSUCHI, L. S. **Mapeamento da variabilidade espacial de plantas daninhas com a utilização de ferramentas da Agricultura de Precisão**. 2001. 116 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 2001.

SILVA, A. S.; LIMA, J. S. S. Atributos físicos do solo e sua relação espacial com a produtividade do café arábica. **Coffee Science**, Lavras, v. 8, n. 4, p. 395-403, out./dez. 2013.

SILVA, F. M. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos e de produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 37, n. 2, p. 401-407, 2007.

SILVA, P. C. M.; CHAVES, L. H. G. Avaliação e variabilidade espacial de fósforo, potássio e matéria orgânica em alissolos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 5, p. 431-436, 2001.

SILVA, P. M. O. **Modelagem do escoamento superficial e da erosão hídrica na sub-bacia hidrográfica do ribeirão Marcela, Alto Rio Grande, MG**. 2006. 155 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2006.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S. Estudo da fertilidade de um Latossolo Vermelho-Amarelo húmico sob cultivo de café arábica por meio de geoestatística. **Revista Ceres**, Viçosa, MG, v. 57, n. 4, p. 560-567, 2010.

SOUZA, C. K. et al. Influência do relevo na variação anisotrópica dos atributos químicos e granulométricos de uma latossolo em Jaboticabal-SP. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 23, n. 3, p. 486-495, 2003.

SOUZA, Z. M. et al. Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg e V% do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 6, p. 1763-1771, 2004.

SOUZA, C. K. **Relação solo-paisagem-erosão e variabilidade espacial de latossolos em área sob cultivo de cana-de-açúcar no município de Jaboticabal (SP)**. 2001. 186 p. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) - Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2001.

SOUZA, C. K. **Variabilidade espacial de atributos de solo e produtividade em área cultivada com café orgânico e convencional**. 2006. 74 p. Tese (Doutorado Agronomia) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – Unesp, Jaboticabal, 2006.

SOUZA, Z. M. et al. Número de amostras na análise geoestatística e na krigagem de mapas de atributos do solo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 44, n. 2, p. 261-268, 2014.

SOUZA, Z. M.; SOUZA, G. S. Número de amostras e seus efeitos na análise geoestatística e krigagem de atributos do solo. In: SIMPÓSIO DE GEOESTATÍSTICA EM CIÊNCIAS AGRÁRIAS, 2., 2011, Botucatu. **Anais...** Botucatu: Unesp, 2011. 1 CD ROM.

STAFFORD, J. V. et al. Mapping and interpreting yield variation in cereal crops. **Computers and Electronics in Agriculture**, New York, v. 14, p. 101-119, 1996.

SURFER for windows. **User's guide**. New York: Golden software, 1999. 619 p.

SWINTON, S. M.; LOWENBERG-DEBOER, J. Evaluating the profitability of site-specific farming. **Journal of Production Agriculture**, Madison, v. 11, n. 4, p. 439-446, 1998.

TONGUMPAI, P. **Strategies for machine harvesting of mature coffee (*Coffea arabica L.*) fruits**. 1993. 167 p. Thesis (Doctor in Fitotecnia) - Oregon State University, Saint Joseph, 1993.

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

TSCHELDEL, M.; FERREIRA, M. F. Introdução a agricultura de precisão: conceitos e vantagens. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 32, n. 1, p. 159-163, 2002.

VALÊNCIA, L. I. O.; MEIRELLES, M. S. P.; BETTINI, C. Geoestatística aplicada à agricultura de precisão. In: MACHADO, P. L. O. A.; BERNARDI, A. C. C.; SILVA, C. A. (Ed.). **Agricultura de precisão para o manejo da fertilidade do solo em sistemas plantio direto**. Rio de Janeiro: EMBRAPA Solos, 2004. p. 37-56.

VENEGAZ, V. H. A. et al. Interpretação dos resultados das análises de solos. In: RIBEIRO, A. C.; GUIMARÃES, P. T. G.; VENEGAZ, V. H. A. **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5ª aproximação**. Viçosa, MG: UVF, 1999. Cap. 3, p. 21-27.

VIEIRA, S.R. et al. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Oakland, v. 51, n. 3, p. 1-75, 1983.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v. 1, p. 1-53.

VILELA, E. R.; PEREIRA, R. G. F. A. Armazenamento e processamento de produtos agrícolas: pós-colheita e qualidade do café. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 27., 1998, Poços de Caldas. **Anais...** Poços de Caldas: [s.n.], 1998. p. 219-274.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. **Soil Science**, Philadelphia, v. 43, n. 1, p. 117-192, 1992.

WEIRICH NETO, P. H.; SVERZUT, C. B.; SCHIMANDEIRO, A. Necessidade de fertilizante e calcário em área sob sistema plantio direto considerando variabilidade espacial. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 10, n. 2, p. 338-343, 2006.

WEIS, M. et al. Precision farming for weed management: techniques. **Gesunde Pflanzen**, Berlin, v. 60, n. 4, p. 171-181, 2008.

WENDROTH, O. et al. Identifying, understanding and describing spatial processes in agricultural landscapes – four case studies. **Soil & Tillage Research**, Oxford, v. 58, n. 3/4, p. 113-127, 2001.

XIANG, Y. et al. Recent advance on the technologies to increase fertilizer use efficiency. **Agricultural Sciences in China**, Oxford, v. 7, n. 4, p. 469-470, 2008.