

EDNEY LEANDRO DA VITÓRIA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE DE PLANTAS
FORRAGEIRAS EM DIFERENTES SISTEMAS DE MANEJO DO SOLO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2010

EDNEY LEANDRO DA VITÓRIA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE DE PLANTAS
FORRAGEIRAS EM DIFERENTES SISTEMAS DE MANEJO DO SOLO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 10 de junho de 2010.

Prof Francisco de Assis de C. Pinto

Prof Pedro Hurtado de M. Borges

Prof Ismail Ramalho Haddade

Prof Mauri Martins Teixeira
(Coorientador)

Haroldo Carlos Fernandes
(Orientador)

À minha querida esposa Andressa, eterna companheira,
pelo apoio irrestrito, pelo incentivo, pelo amor, pelo carinho,
pela dedicação e pela confiança.

Aos meus queridos pais Almir e Zilda,
pelo exemplo de vida, pelo incentivo, pelo amor e pela confiança,
Aos meus irmãos Elder Leandro (eternamente vivo no meu coração),
Elaine e Eliane, pelo carinho e pelo apoio.

Aos verdadeiros amigos e aos colegas.

Tu que habitas sob a proteção do Altíssimo, que moras à sombra do Onipotente, dize ao Senhor: Sois meu refúgio e minha cidadela, meu Deus, em que eu confio. É ele quem te livrará do laço do caçador, e da peste perniciososa. Ele te cobrirá com suas plumas, sob suas asas encontrarás refúgio. Sua fidelidade te será um escudo de proteção. Tu não temerás os terrores noturnos, nem a flecha que voa à luz do dia, nem a peste que se propaga nas trevas, nem o mal que grassa ao meio-dia. Caiam mil homens à tua esquerda e dez mil à tua direita, tu não serás atingido. Porém verás com teus próprios olhos, contemplarás o castigo dos pecadores, porque o Senhor é teu refúgio. Escolheste, por asilo, o Altíssimo. Nenhum mal te atingirá, nenhum flagelo chegará à tua tenda, porque aos seus anjos ele mandou que te guardem em todos os teus caminhos. Eles te sustentarão em suas mãos, para que não tropeces em alguma pedra. Sobre serpente e víbora andarás, calcarás aos pés o leão e o dragão. Pois que se uniu a mim, eu o livrarei; e o protegerei, pois conhece o meu nome. Quando me invocar, eu o atenderei; na tribulação estarei com ele. Hei de livrá-lo e o cobrirei de glória. Será favorecido de longos dias, e mostrar-lhe-ei a minha salvação.

(Salmo 90)

AGRADECIMENTOS

A DEUS, que nos deu o dom da vida, nos preencheu com a liberdade, nos abençoou com a inteligência e nos deu força para lutarmos.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Engenharia Agrícola, pela oportunidade de realização deste trabalho.

Ao Centro Universitário Vila Velha, por meio das Coordenações de Zootecnia, Nutrição, Enfermagem, Farmácia, pelo apoio nos momentos que se fizeram necessários.

Ao Instituto Federal de Ensino Superior, Campus Santa Teresa, ES, em nome do Diretor Luiz Marcari Júnior e do Coordenador Geral de Produção e Pesquisa Élio Cordeiro de Almeida, pela cessão da área experimental, das máquinas e implementos, dos laboratórios e da mão-de-obra.

Ao professor Haroldo Carlos Fernandes, pela oportunidade, pela orientação, pelo apoio e pelo incentivo.

Aos professores Mauri Martins Teixeira e Paulo Roberto Cecon, pelas valiosas sugestões, pela colaboração e pelos conselhos.

Aos amigos da área de Mecanização Agrícola Paula, Amanda, Lorena, Fred, Wevergton (Gigante), Wagner (Peixe), Wagner, Flávio, João Cleber, Ronaldo, Enrique, Selma, Geice, Willian, Marcos, André, Murilo e Gerson (Buda) – *in memoriam* –, pela convivência e pelo auxílio na condução deste trabalho.

A todos os funcionários de setor de Mecanização do IFES-Santa Teresa, em especial a Elcio das Graças Lacerda “Lala”, pelo apoio incondicional, disponibilidade, eficiência, sugestões, respeito e amizade,

Ao professor Ismail Haddade e ao Agrônomo Thiago Lopes Rosado, pelo apoio na condução do experimento.

Aos meus coordenadores de curso Maria Araci Grapiúna de Carvalho, Ana Maria Bartels Resende, Ângela Maria de Castro Simões, Maria Angélica Ferreira Leal Puppim e Tadeu Uggere Andrade, pelo apoio.

Aos ex-alunos de Zootecnia, hoje Zootecnistas, Rudy Libardi, Leonam Aquino e Wagner Bandeira, pela indispensável ajuda na condução do experimento em campo.

A Graça Freitas, pelo auxílio na formatação desta tese.

A todos que contribuíram, direta ou indiretamente, na condução e na realização deste trabalho.

BIOGRAFIA

EDNEY LEANDRO DA VITÓRIA, filho de Almir Jesuino da Vitória e Zilda Leandro da Vitória, nasceu em Vitória, ES, no dia 09 de janeiro de 1973.

Em julho de 1997, concluiu o curso de Engenharia Agrícola na Universidade Federal de Viçosa. No mesmo ano iniciou o curso de Mestrado em Engenharia Agrícola, na Universidade Federal de Viçosa, concluindo-o em abril de 2000.

Em março de 2007, iniciou o curso de doutorado em Engenharia Agrícola, área de concentração em Mecanização Agrícola, na Universidade Federal de Viçosa e submeteu-se à defesa em junho de 2010.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	ix
ABSTRACT	x
1. INTRODUÇÃO GERAL	1
1.1. Revisão bibliográfica	4
1.1.1. Influência dos sistemas de preparo de solo na produtividade	4
1.1.2. Influência dos sistemas de preparo nas propriedades físicas do solo	6
1.1.3. Geoestatística	7
1.1.4. Geoestatística e propriedades físicas do solo	11
1.1.5. Aplicações da geoestatística à produtividade das culturas	14
CAPÍTULO 1 – VARIABILIDADE ESPACIAL DAS PROPRIEDADES FÍSICAS DE UM LATOSSOLO AMARELO EUTRÓFICO DA REGIÃO SERRANA DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO	18
1. INTRODUÇÃO	18
2. MATERIAL E MÉTODOS	22

	Página
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	29
4. CONCLUSÕES	36
5. REFERÊNCIAS	37
CAPÍTULO 2 – INFLUÊNCIA DO MANEJO DO SOLO NA PRODUTIVIDADE DE PLANTAS FORRAGEIRAS	41
1. INTRODUÇÃO	41
2. MATERIAL E MÉTODOS	46
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	55
4. CONCLUSÕES	62
5. REFERÊNCIAS	63
CAPÍTULO 3 – CORRELAÇÃO LINEAR E ESPACIAL ENTRE PRODUTIVIDADE DE <i>BRACHIARIA BRIZANTHA</i> , DENSIDADE DO SOLO E POROSIDADE TOTAL EM FUNÇÃO DO SISTEMA DE MANEJO DO SOLO	67
1. INTRODUÇÃO	67
2. MATERIAL E MÉTODOS	72
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	83
4. CONCLUSÕES	99
5. REFERÊNCIAS	100
2. CONCLUÕES GERAIS	103
REFERÊNCIAS	106

RESUMO

VITÓRIA, Edney Leandro da, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, junho de 2010. **Variabilidade Espacial da Produtividade de Plantas Forrageiras em Diferentes Sistemas de Manejo**. Orientador: Haroldo Carlos Fernandes. Coorientadores: Mauri Martins Teixeira e Paulo Roberto Cecon.

Os sistemas de manejo do solo têm como finalidade criar condições favoráveis ao desenvolvimento das culturas, porém as condições inadequadas de manejo podem causar modificações da estrutura do solo e interferência na produtividade. A distribuição espacial da produtividade de culturas é frequentemente estudada considerando a sua distribuição como aleatória e uniforme no espaço, porém tal produtividade pode ser descrita e quantificada como espacialmente dependente das propriedades físicas influenciadas pelo manejo do solo. Estas descrições têm sido realizadas com auxílio de ferramentas geoestatísticas, que permitem detectar a existência da dependência espacial, descrevê-la e fazer estimativas para locais não amostrados. Este trabalho trata da investigação da dependência espacial de variáveis relacionadas às propriedades físicas de solo e produtividade de plantas forrageiras, bem como a correlação espacial entre estas variáveis, em três sistemas de manejo do solo: plantio direto, cultivo mínimo e preparo convencional. Dessa forma, objetivou-se com esse trabalho determinar a

influência do manejo de solo na produtividade de plantas forrageiras e na variabilidade das propriedades físicas deste solo. As amostragens foram realizadas em 99 pontos para cada sistema, no cruzamento de coordenadas X e Y em malha de 5 x 5 m. As amostras inderformadas foram coletadas nas faixas de profundidade correspondentes a 0,0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 m. Para a determinação da matéria seca, a forrageira foi cortada em média a 0,10 m do solo no cruzamento das coordenadas em uma área de 1,0 m², o material coletado foi identificado, pesado e levado a estufa para determinação de sua matéria seca total. O índice de área foliar foi determinado indiretamente com um aparelho analisador de dossel, sendo realizadas 10 medições acima e 10 medições abaixo do dossel. O delineamento experimental foi o de blocos casualizados em esquema de parcelas sub-subdivididas, sendo as parcelas constituídas por três sistemas de manejo do solo, as subparcelas constituídas por duas forrageiras e as sub-subparcelas por cinco períodos de avaliação de produtividade, com quatro repetições. Para cada atributo estudado, foi analisada sua dependência espacial, pelo cálculo de semivariogramas simples. Contudo, para aqueles que apresentaram interdependência espacial, calcularam-se seus semivariogramas cruzados. O preparo convencional apresentou resultados médios de produção de matéria seca e índice de área foliar significativamente maior do que o cultivo mínimo e o plantio direto, que pode ser explicado pelo fato de quebra da camada compactada na superfície propiciando melhor contato da semente com solo. Observou-se elevado percentual na variação da produtividade de matéria seca e do índice de área foliar, explicado pela dependência espacial nos três sistemas de manejo do solo. Para as propriedades físicas do solo, os modelos ajustados foram o esférico, o exponencial e o gaussiano, igualmente nos três sistemas de manejo do solo. Observou-se uma distribuição espacial heterogênea tanto da produtividade de matéria seca quanto o índice de área foliar. Conclui-se que a produtividade das forrageiras, em termos de matéria seca total e índice de área foliar são espacialmente dependentes das propriedades físicas do solo em cada um dos manejos a que este é submetido.

ABSTRACT

VITÓRIA, Edney Leandro da, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, June de 2010. **Spatial Variability of Yield of Forage Plants in Different Management Systems**. Adviser: Haroldo Carlos Fernandes. Co-advisers: Mauri Martins Teixeira and Paulo Roberto Cecon.

Soil management systems aim to create favorable conditions for culture development, but inadequate management conditions may cause structural changes in soil and yield interference. The spatial distribution of culture yield is frequently studied, taking into account its distribution as random and uniform in space. However, such yield may be described and quantified as spatially dependent on the physical properties influenced by soil management. These descriptions have been carried out with the help of geostatistic tools that allow detecting the existence of spatial dependence, to describe it and make estimates for not sampled places. This work investigates spatial dependence of variables related to the physical properties of soil and forage plant yield as well as to the spatial correlation among these variables under three soil management systems: no-till planting, minimum cultivation and conventional preparation. Thus, this work aimed to determine the influence of soil management on forage plant yield and on the variability of the physical properties of such soil. The samplings were made in 99 points for each system,

at the crossing of the coordinates X and Y using a 5 x 5 m net. The nondeformed samples were collected at depth ranges corresponding to 0.0 to 0.15 m and 0.15 to 0.30 m. To determine dry matter, the forage plant was cut on an average at 0.10 m from soil at the crossing of the coordinates in an area of 1.0 m². The material collected was identified, weighed and taken to the oven to determine its total dry matter. Foliar area index was determined indirectly using a canopy analyzing instrument, with 10 measurements above and 10 measurements below the canopy being carried out. The experiment was arranged in a randomized block design, in a split-split-plot scheme, CHECAR with the plots being constituted by the three soil management systems, the split plots, by two forage plants and the split-split plots, by five yield evaluation periods, with four repetitions. The spatial dependence of each attribute was studied by calculating simple semivariograms. However, attributes presenting spatial dependence had their crossed semivariograms calculated. Conventional preparation presented mean results of dry matter production and foliar area index significantly higher than the minimum cultivation and no-till planting systems, as a result of a break in the compacted layer on the surface, providing a better contact of the seed with the soil. A high percentage in the variation of dry matter yield and foliar area index was observed, explained by the spatial dependence on the three soil management systems. To evaluate the physical properties of the soil, the fit models equally applied in the three soil management systems were the spherical, the exponential and the Gaussian. A heterogeneous spatial distribution was observed both for dry matter yield and foliar area index. It was concluded that forage plant yield, in terms of total dry matter and foliar area index, is spatially dependent on the physical properties of the soil in each of the management systems to which this soil is submitted.

1. INTRODUÇÃO GERAL

O Brasil se destaca na produção pecuária mundial como detentor do maior rebanho bovino comercial do mundo. Além disso, merecem relevância os reduzidos custos nos sistemas de produção pecuários brasileiros relativamente mais baixo em razão da exploração ser predominantemente de forma extrativista em pastagens. Por isso, o Brasil tem grande capacidade de competição internacional e destaca-se como maior exportador mundial de carne bovina.

A exploração pecuária utilizando-se de práticas inadequadas de manejo do solo causa degradação ambiental, requerendo conhecimento sobre a adaptação e o manejo das espécies forrageiras. Como consequência, os resultados da exploração das plantas forrageiras sem prática específica de manejo podem constituir-se em fator para a degradação dos solos.

As espécies forrageiras representam as plantas de interesse econômico mais cultivadas no mundo. Contudo, o pequeno número de espécies forrageiras com valor nutricional satisfatório, aliado à baixa fertilidade e preparo inadequado do solo, constitui um dos principais fatores limitantes da produção pecuária nas regiões tropicais.

O uso intensivo da mecanização é praticado constantemente com intuito de melhorar as condições de implantação e de desenvolvimento das plantas forrageiras. Entretanto, muitas vezes, a produtividade é comprometida pelo excesso ou pela inadequação de práticas às quais o solo é submetido,

desde o preparo até a colheita da cultura que nele se estabeleceu. Embora o objetivo do preparo do solo seja alterar algumas de suas propriedades físicas, o que proporciona novas condições que favoreçam o crescimento e o desenvolvimento das plantas, via de regra, observa-se deterioração dessas propriedades.

Os diferentes sistemas de manejo do solo têm a finalidade de criar condições favoráveis ao desenvolvimento das culturas. Todavia, o desrespeito às condições mais favoráveis para o preparo do solo e para o uso de máquinas, cada vez maiores e pesadas para essas operações, pode levar às modificações da sua estrutura; causando-lhe maior ou menor compactação, que poderá interferir na densidade do solo, na porosidade, na infiltração de água e no desenvolvimento radicular das plantas o que conseqüentemente, poderá reduzir sua produtividade.

Há tempos atrás, para implantação de qualquer cultura era necessário o preparo do solo, que quase sempre envolvia a utilização de arado e grades. Entretanto, com intuito de diminuir custos e o tempo de preparo do solo, o arado e a grade foram gradativamente substituídos por diferentes sistemas de manejo que diminuíssem as operações no campo.

Dentre os diferentes sistemas de manejo que podem ser adotados para o rendimento de forrageiras, o plantio direto e o cultivo mínimo tornaram-se ferramentas essenciais na intensificação dos sistemas de produção animal. Isso porque proporcionam uma melhor utilização do tempo, com redução de gastos com preparo do solo e com a contribuição para a melhoria das condições físicas e químicas do mesmo.

As vantagens do plantio direto e do cultivo mínimo sobre o preparo convencional são estudadas e relatadas por muitos pesquisadores, porém, são também observadas desvantagens, principalmente pela sua dependência no uso do herbicida, já que o controle das ervas daninhas é absolutamente necessário no plantio direto.

A geoestatística é uma ferramenta para apoiar o desenvolvimento econômico rural, através da obtenção de mapas das áreas e coletas de amostras previamente planejadas no tempo e espaço. Ela busca correlações existentes entre os atributos do solo e a produtividade das culturas agrícolas, sendo o diferencial para a decisão sobre o sistema de manejo do solo mais

adequado, aplicação de taxas variadas de adubos ou descompactação localizada do solo, reduzindo custos.

A distribuição espacial de propriedades de solo e de produtividade tem recebido atenção crescente por parte de pesquisadores de vários países e em muitas áreas do conhecimento. Estudos de solos foram os primeiros a serem realizados, evidenciando a influência da distância amostral em contraposição à crença vigente de aleatoriedade espacial. A variabilidade espacial das propriedades do solo tem sido objeto de estudo desde que os pesquisadores passaram a observar a pouca eficácia das ferramentas clássicas da estatística em estudos de solos e é justamente nestes casos que a geoestatística tem suas principais aplicações.

A distribuição espacial da produtividade de culturas, por muitos anos, foi estudada considerando a sua distribuição como aleatória e uniforme no espaço. Havia, normalmente, superestimativas de perdas nas culturas de interesse econômico, já que sua distribuição era considerada uniforme em toda a área (THORNTON et al., 1990). Estudos recentes mostram que a produtividade de culturas não tem arranjo uniforme nem tampouco estático no campo, mas sim, distribuição agregada, em manchas ou subáreas, o que remete a uma nova concepção de manejo, características e fertilidade do solo com objetivo de aumentar a produtividade. O manejo localizado, hoje conhecido como agricultura de precisão, tem sido utilizado desde o início da agricultura, pelos agricultores tradicionais, utilizando-se de vários métodos de manejo.

Em relação às propriedades físicas do solo, a maioria dos estudos tem demonstrado uma ampla diversidade de resultados, com variação de local para local, com presença ou ausência de continuidade espacial, provavelmente associada ao sistema de manejo de solo e de culturas adotadas e das características intrínsecas do solo, relacionadas com os fatores e processos de formação. O conhecimento da variabilidade de características de solo, clima e rendimento de culturas, em locais específicos é a base para a agricultura de precisão, e neste conceito está implícita a realização do manejo destas características em locais específicos dentro da área. O conhecimento da variabilidade espacial permite a descrição da correlação espacial entre as variáveis. Busca-se a descrição desta correlação através do semivariograma

cruzado e do ajuste de um modelo matemático explicativo da estrutura da variância. Quando uma das variáveis é amostrada em menor intensidade do que outra pode se usar, a partir dos parâmetros dos semivariogramas cruzados, a cokrigagem, para estimar os valores em locais não amostrados.

Em termos de variáveis físicas, o trabalho de Lima et al. (2007) envolve o estudo das variações de porosidade e densidade do solo conforme seu manejo. Foloni et al. (2003), Secco et al. (2005) e Freddi et al. (2006) mostram a correlação espacial entre a produtividade de forrageiras e as variáveis de solo, destacando-se como os principais estudos envolvendo variáveis de solo e de produtividade.

Este trabalho trata da investigação da dependência espacial entre as variáveis relacionadas às propriedades físicas de solo e a produtividade de plantas forrageiras, bem como a correlação espacial entre estas variáveis, em três sistemas de manejo do solo: plantio direto, cultivo mínimo e preparo convencional. A hipótese aqui formulada é a de que existe estrutura de dependência e correlação espacial entre as variáveis, sendo, portanto, possível o seu estudo através de ferramentas de geoestatística.

Dessa forma, o objetivo geral com este trabalho é determinar a influência de diferentes manejos de solo na produtividade de forrageiras e na variabilidade das propriedades físicas deste solo manejado.

1.1. Revisão bibliográfica

1.1.1. Influência dos sistemas de preparo de solo na produtividade

O preparo do solo é tradicionalmente realizado com uma aração e duas gradagens, o que pode trazer problemas de erosão, compactação e empobrecimento progressivo do solo, com conseqüente diminuição da produtividade dos cultivos (GABRIEL FILHO et al., 2000). O plantio direto ou o cultivo mínimo associado ao uso de plantas de cobertura do solo podem aumentar a sustentabilidade dos sistemas produtivos, além de oferecer condições mais favoráveis ao crescimento e desenvolvimento das plantas.

Estudando dois tipos de forrageiras, Bowman et al. (2008) verificaram que a maior produção de massa seca para a *Andropogon gayanus* e a

Brachiaria brizantha foi obtida no preparo do solo com grade aradora+arado de discos e grade aradora, respectivamente, sendo que os sistemas de preparo do solo entre as espécies *Andropogon gayanus* e *Brachiaria brizantha* diferiram na produção de massa seca, apenas na terceira semana de avaliação.

Analisando três sistemas de preparo de solo em termos de produtividade do *Panicum maximum*, Valência et al. (2008) verificaram que o plantio direto demonstrou um rendimento 17% superior em relação ao obtido no preparo que utilizou somente as grades pesada e leve, notando-se que os preparos conservacionistas que utilizaram o escarificador e o plantio direto, proporcionaram aumentos na produtividade da gramínea com o decorrer do tempo.

Para o milho, Salvador e Granato (1999) estudaram sua produtividade, em um Latossolo Vermelho Escuro, sob cinco sistemas de preparo do solo, com manejo de resíduos por meio de roçadora e sem manejo. A produtividade não foi influenciada pelo sistema de preparo do solo e manejo do resíduo.

O sistema de preparo do solo não influencia a produtividade da cana-de-açúcar de forma significativa ($p < 0,05$), porém o preparo do solo com implementos que permitem preparos mais profundos do solo propiciou as maiores produções de cana-de-açúcar (SILVA et al., 2005).

As produtividades da soja e do milho não diferiram significativamente ($p > 0,05$) entre cinco sistemas de manejo (plantio direto contínuo, plantio direto com escarificação a cada três anos, plantio direto no verão com escarificação no outono/inverno, preparo conservacionista: escarificador mais grade niveladora, e plantio convencional: arado de discos mais grade niveladora), indicando que para essas culturas mudanças no estado estrutural do solo não comprometeram sua produtividade (SECCO et al., 2005).

O pisoteio animal em regime de pastejo contínuo durante o inverno/primavera e o impacto dos sistemas de plantio direto e convencional na produção de silagem e grãos, e distribuição radicular foram estudados em Podzólico Vermelho Amarelo, no Estado do Paraná. No inverno foram semeadas a aveia e o azevém, de forma direta, no verão, milho. Verificou-se que a produção de grãos e de silagem não foi diferente entre os tratamentos. A porcentagem de raízes na camada superficial foi cerca de 10% maior no sistema de plantio direto.

Na produção de milho, o método do cultivo mínimo, com uso de um escarificador e do plantio direto, foram economicamente viáveis, porém o cultivo mínimo demonstrou maior receita líquida, menor custo/saca e maior relação benefício/custo.

1.1.2. Influência dos sistemas de preparo nas propriedades físicas do solo

Atualmente, utilização de práticas conservacionistas de manejo do solo tem recebido grande ênfase, basicamente no que se refere à manutenção e à melhoria das propriedades físicas, químicas e biológicas dos solos cultivados, bem como em suas implicações no rendimento das culturas.

O uso e o manejo do solo também influem em sua estrutura. Normalmente, solos de mata e campos nativos apresentam maior macroporosidade (ALBUQUERQUE et al., 2001), conteúdo de matéria orgânica e estabilidade dos agregados (SILVA et al., 2000) e menor temperatura máxima e amplitude térmica comparativamente aos solos cultivados (BRAGAGNOLO; MIELNICZUK, 1990; SALTON; MIELNICZUK, 1995; COSTA et al., 2003).

Em solos agrícolas, a pressão exercida na superfície pelo tráfego de máquinas em operações de preparo, aumenta normalmente a densidade do solo e diminui a porosidade total, em especial a macroporosidade (TSEGAYE; HILL, 1998). Essa degradação na estrutura é agravada, quando as operações de preparo e tráfego de máquinas nas lavouras são realizadas em solos com consistência plástica associadas a pressões superiores à de pré-consolidação (FIGUEIREDO et al., 2000; SILVA et al., 2000; SILVA et al., 2003b). Por outro lado, a redução do tráfego de máquinas e do revolvimento do solo, associado ao uso de plantas de cobertura, pode preservar e até mesmo recuperar a estrutura do solo, mantendo, desta forma, o sistema agrícola mais produtivo (BRAGAGNOLO; MIELNICZUK, 1990).

Em manejos com baixo grau de mobilização do solo como no plantio direto, observam-se menor macroporosidade e porosidade total na superfície e maior em subsuperfície, quando comparadas com as mesmas, após o preparo convencional (OLIVEIRA et al., 2003; BERTOL et al., 2004). As alterações causadas na porosidade do solo, além de modificar as taxas de trocas

gasosas, alteram a disponibilidade de água para as plantas. Oliveira et al. (2003) estudaram um Latossolo Vermelho distrófico e constataram que o uso em relação a uma condição natural modifica a retenção de água, por alterar a distribuição do tamanho dos poros e os teores de matéria orgânica.

As propriedades físicas e hídricas do solo, estudadas por diversos autores (SOUZA et al., 2001; JOAQUIM JÚNIOR et al., 2002), variaram de um local para outro, apresentando continuidade ou dependência espacial, conforme o manejo adotado e suas características de origem. Segundo Beutler et al. (2002), as propriedades hídricas, como a curva de retenção de água, dependem do tipo de solo, histórico de uso e preparo do solo. Solos manejados por diferentes preparos são alterados em profundidade e, principalmente neste caso, segundo Carvalho et al. (2002a), a profundidade é um fator importante no estudo de dependência espacial.

1.1.3. Geoestatística

A teoria das variáveis regionalizadas, mais conhecida como geoestatística, foi criada por John Krige, formalizada por Matheron em 1963. Este autor define variável regionalizada como uma função espacial numérica, que varia de um local para outro, com uma continuidade aparente e cuja variação não pode ser representada por uma função matemática simples. Essa continuidade ou dependência espacial pode ser estimada através do semivariograma (MATHERON, 1966 *apud* VIEIRA, 2000).

A geoestatística tem sido utilizada em muitas áreas do conhecimento relacionado à agronomia. Embora tudo tenha começado na área da mineração, na África do Sul, hoje esta ferramenta de análise é utilizada no estudo das variáveis da ciência do solo, da entomologia, das plantas daninhas, da produtividade de culturas, dentre outras. O uso da geoestatística, na obtenção de mapas de produtividade, é relativamente recente e tem despertado crescente interesse entre pesquisadores desta área. Seu uso permite estabelecer os padrões de produtividade, sendo assim um diferencial para a decisão de aplicação de taxas variadas de adubos ou descompactação localizada do solo, reduzindo custos no campo e buscando métodos de manejo integrado que permitam a redução dos custos de produção e do impacto

ambiental (JOHNSON et al., 1996; DONALD, 1994; CARDINA et al., 1996; HEISEL et al., 1996).

É fundamental, portanto, entender o formalismo da base teórica da geoestatística para a posterior compreensão dos conceitos aplicados às variáveis em estudo. Assim, conceitos de variável aleatória, variável regionalizada, estacionaridade, entre outros, serão revisados.

Variável aleatória: Considera-se variável aleatória uma função que associa a cada valor \underline{s} , em um espaço amostral \underline{S} , um número real $\underline{Z(s)}$ (GONÇALVES, 2000).

Variável regionalizada: É uma variável aleatória, que possui uma posição (coordenadas X e Y) dentro do espaço amostral \underline{S} e assume diferentes valores Z em razão das diferentes posições no espaço $\underline{Z(s)}$ (TRANGMAR et al., 1985; GONÇALVES, 2000).

Função aleatória: As realizações de uma variável regionalizada Z(s) medidas em todos os pontos (s) do espaço amostral podem ser consideradas uma função aleatória, cuja dependência espacial é especificada por algum mecanismo probabilístico (GONÇALVES, 2000). Supondo-se que a função aleatória Z(xi) tenha valores esperados $E\{Z(xi)\} = m(xi)$ e $E\{Z(xi+h)\} = m(xi+h)$ e variâncias $VAR \{Z(xi)\}$, e $VAR \{Z(xi+h)\}$, respectivamente, para os locais xi e xi+h e qualquer vetor h. Então a covariância C(xi, xi+h) entre Z(xi) e Z(xi+h) é definida por:

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

A variância de Z(xi) é representada pela equação (2):

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

e a variância de Z(xi+h) pela equação (3):

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

Vieira (2000), citando Journel e Huijbregts (1978), sintetiza estas definições: considere-se um campo de área \mathbf{S} , para o qual se tem um conjunto

de valores medidos $\{z(x_i), i=1, n\}$, onde x_i identifica uma posição no espaço ou no tempo, e representa pares de coordenadas (x_i, y_i) . Para uma dada posição fixa x_k , cada valor medido da variável em estudo, $z(x_k)$, pode ser considerado como uma realização de certa variável aleatória, $Z(x_k)$. A variável regionalizada $Z(x_k)$, para qualquer x_i dentro da área **S**, por sua vez, pode ser considerada uma realização do conjunto de variáveis aleatórias $\{Z(x_i), \text{ para qualquer } x_i \text{ dentro de } \mathbf{S}\}$. Esse conjunto de variáveis aleatórias é chamado uma função aleatória e é simbolizado por $Z(x_i)$.

Assim, de acordo com Vieira (2000), existem três hipóteses de estacionaridade de uma função aleatória $Z(x_i)$, e pelo menos uma delas deve ser satisfeita antes de se fazer qualquer aplicação de Geoestatística. A estacionaridade intrínseca ocorre quando a esperança de $Z(x)$ é constante e a variância do incremento entre $Z(x)$ e $Z(x + h)$ é finita. Assim,

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

Para qualquer x_i dentro da área **S** (HEISEL et al., 1996; GONÇALVES, 2000; VIEIRA, 2000). A estacionaridade de segunda ordem: a função aleatória $Z(x_i)$ possui estacionaridade de segunda ordem se atender a seguinte condição:

$$E\{z(x_i)\} = m$$

Desde que:

- o valor esperado $E\{Z(x_i)\}$ existir e não depender da posição x , ou seja para qualquer x_i dentro da área **S**;
- para cada par de variáveis aleatórias, $\{Z(x_i), Z(x_i+h)\}$, a função covariância, $C(h)$, existir e for função de h ,

$$C(h) = E \{Z(x_i) Z(x_i + h)\} - m^2$$

para qualquer x_i dentro da área **S** (VIEIRA, 2000).

O estimador da função de semivariância pode ser expresso por:

$$Y^*(h) = \frac{1}{2} N(h) \sum^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2$$

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, separados por um vetor h (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978 *apud* VIEIRA, 2000).

A estimativa da correlação espacial entre duas variáveis com todas as combinações possíveis, conforme Holmes et al. (2005), pode ser realizada através da construção do semivariograma cruzado que é expresso pela equação:

$$Y^{*12}(h) = \frac{1}{2} N(h) \sum^{N(h)} [Z_1(s_i) - Z_1(s_i + h)][Z_2(s_i) - Z_2(s_i + h)]$$

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z_1(s_i)$, $Z_1(s_i+h)$ e $Z_2(s_j)$, $Z_2(s_j+h)$ para as variáveis Z_1 e Z_2 , separados por uma distância amostral, vetor h (VIEIRA, 2000; WALTER et al., 2002).

A análise geoestatística permite estabelecer correlações entre variáveis aleatórias referenciadas no espaço. A análise dos parâmetros do semivariograma é a base fundamental para o estabelecimento de dependência espacial e para a obtenção de mapas de interpolação através do processo de crigagem, que é dito o 'melhor estimador linear não-tendencioso.

Gonçalves (2000) descreve o semivariograma que expressa a estrutura de dependência espacial da seguinte forma: o semivariograma começa com um baixo valor, denominado efeito pepita ou 'Nugget' (C_0) e cresce à medida que h cresce, até a distância 'a', denominada alcance ou 'Range', que determina a distância até a qual a propriedade se apresenta espacialmente dependente. Para distâncias maiores que o alcance, o semivariograma tende a se estabilizar em torno de um valor denominado patamar ($C + C_0$), em que C é denominado 'Sill' nos textos de geoestatística.

Algumas funções matemáticas são ditas 'autorizadas' para o ajuste dos semivariogramas de variáveis aleatórias. As funções que apresentam uma matriz de covariância positiva semidefinida são definidas como modelos autorizados. Assim, a função linear não pode ser utilizada no ajuste de semivariogramas bi e tridimensionais.

O modelo circular é adequado para uma ou duas dimensões, porém, não para três, e o esférico é ajustável para três dimensões. O modelo exponencial tem um uso mais generalizado na geoestatística, embora ele não apresente um alcance definido, já que a semivariância cresce continuamente. O modelo gaussiano tem sido pouco utilizado no ajuste de semivariogramas de variáveis de solo, porém indica forte dependência espacial em distâncias curtas. O modelo logarítmico foi largamente usado pela facilidade de transformação em uma forma linear e podia facilmente ser realizado sem o auxílio de recursos computacionais.

O método de interpolação por krigagem faz uma estimativa de valores para locais não amostrados a partir de uma combinação linear dos valores medidos em locais vizinhos. Vizinhos mais próximos do ponto a ser estimado têm pesos maiores do que vizinhos mais distantes.

1.1.4. Geoestatística e propriedades físicas do solo

As propriedades físicas estudadas têm demonstrado variação de um local para outro, apresentando continuidade espacial em função do manejo adotado e das características de origem do solo. As ferramentas geoestatísticas permitem detectar a existência da continuidade e distribuição espacial das variáveis estudadas, possibilitando uma descrição detalhada das propriedades do solo, sendo que o nível de dependência espacial é obtido por meio da distância entre os pontos amostrados.

Schaffrath (2006) estudou a variabilidade espacial da densidade do solo e das variáveis de porosidade em sistema de plantio direto e preparo convencional em Latossolo Vermelho distroférrico. Cento e vinte e oito pontos foram amostrados em cada sistema de manejo, em malha de 3 x 5 m e 3 x 2,5 m. As variáveis analisadas foram a densidade do solo, a macroporosidade, a microporosidade, a porosidade total, a capacidade de aeração da matriz do solo e o teor de água retida no solo à tensão de 100 cm, definido como a umidade do solo na capacidade de campo (CC). Os dados foram submetidos a análise exploratória e foram ajustados para a adequação à análise espacial. Todas as variáveis apresentaram-se espacialmente dependentes, com menor variabilidade espacial e maior alcance no plantio convencional. A correlação

espacial foi descrita nos dois sistemas de manejo, utilizando-se semivariogramas cruzados. Os alcances, em geral, foram maiores no plantio convencional.

Grego e Vieira (2005) realizaram um estudo em parcelas experimentais, na busca de estrutura de dependência espacial, que pode estar sendo ignorada ao instalar experimentos em áreas pequenas. Uma área de 900 m² foi amostrada em uma malha de 5 x 5 m. Amostras de solo deformadas e indeformadas foram coletadas nas profundidades de 0 a 25 e 25 a 50 cm. As variáveis analisadas foram teor gravimétrico de água no solo, resistência à penetração e densidade do solo. As variáveis foram analisadas exploratoriamente buscando descrever a sua distribuição espacialmente, através da construção de semivariogramas e ajuste de modelos matemáticos. Ocorreu dependência espacial principalmente nas variáveis amostradas na profundidade de 0 a 25 cm. Os alcances dos semivariogramas ficaram entre 8 e 20 m; e o efeito pepita representou valores entre 11 e 62% do total da variância, indicando de forte a média dependência espacial.

Souza et al. (2004a), trabalhando em uma área de Latossolo Vermelho eutroférico, cultivado com cana-de-açúcar por mais de 30 anos, determinaram a dependência espacial de variáveis físicas como porosidade total, macro e microporosidade e densidade do solo nas profundidades de 0,0 a 0,20, 0,20 a 0,40 e 0,40 a 0,60 m. As amostragens foram realizadas em uma malha de 10 x 10 m, com um total de 100 pontos amostrais. Os resultados mostram que todas as variáveis apresentaram dependência espacial, com exceção da macroporosidade e da densidade do solo na profundidade de 0,4 a 0,6 m. Na profundidade de 0,0 a 0,2 m, todas as variáveis se ajustaram ao modelo esférico, com alcances de 20 m para a macroporosidade e densidade do solo e 27 m para porosidade total e microporosidade. Na profundidade de 0,2 a 0,4 m, o modelo esférico foi ajustado às variáveis macro e microporosidade, com alcances de 21 e 34 m, e o modelo exponencial para a porosidade total e densidade do solo mostrou alcances de 47 e 70 m, respectivamente. Na profundidade de 0,4 a 0,6 m, o modelo esférico foi ajustado às variáveis porosidade total e microporosidade com alcances de 80 e 30 m, respectivamente. Os autores definiram uma zona dentro da área de estudo, de relevo mais homogêneo com uma menor variabilidade espacial e outra zona,

com relevo mais heterogêneo, sendo este fator condicionante da maior variabilidade das variáveis em estudo.

Carvalho et al. (2003) amostraram um pomar de videiras em uma malha hierárquica, com espaçamentos de 1 x 1 m na malha maior e de 0,35 x 0,35 m na malha menor, e uma transição na diagonal, com 0,35 m entre pontos amostrais, totalizando 156 pontos amostrais. As variáveis apresentaram dependência espacial, ajustando-se o modelo exponencial para a porosidade total com alcance de 2,55 m; e ajuste do modelo esférico para as demais variáveis, com alcance de 2,75 m para a macroporosidade, 2,55 m para a microporosidade e 4,32 m para a densidade do solo. Os autores sugerem que mapas de isolinhas podem ser construídos a partir dos alcances dos semivariogramas e as áreas com limitação de aeração – macroporosidade menor que $0,10 \text{ m}^3$ – podem ser escarificadas a fim de diminuir a densidade e aumentar a aeração do solo. Esta é uma possibilidade de executar manejo preciso e localizado das áreas com limitações físicas às plantas.

Souza et al. (2001), estudando uma área experimental sob plantio direto e amostrada em malha hierárquica, realizaram a coleta de amostras indeformadas em 103 pontos. As variáveis físicas estudadas foram macro e microporosidade, porosidade total, densidade do solo, resistência à penetração e umidade do solo. Aos semivariogramas estabelecidos, ajustou-se o modelo esférico, com alcances de 16,2 e 27,2 m para a macroporosidade e alcances de 20,9 e 14,4 m para a microporosidade. A densidade do solo teve alcances de 13,12 e 29,6 m e a porosidade total, alcances de 12,3 e 22,4 m nas profundidades de 0,0 a 0,05 e 0,15 a 0,20 m, respectivamente. A dependência espacial avaliada pela percentagem do efeito pepita sobre a variância total mostrou dependência espacial moderada, para todas as variáveis nas duas profundidades amostradas.

Vários autores estabeleceram e descreveram a estrutura de dependência espacial da densidade do solo, como Souza et al. (2004b) em malha regular de 10 x 10 m estabelecendo alcances de 20 e 70 m para as profundidades de 0,0 a 0,20 e 0,20 a 0,40 m, respectivamente. Johann et al. (2004), também estabeleceram a dependência espacial desta variável, com amostragens em parcelas e dentro destas de forma aleatória, denominada amostragem desalinhada sistemática. A estrutura de dependência espacial

descrita mostrou alcances de 126 e 60 m para as situações de parcelas sem manejo localizado e com manejo localizado, respectivamente.

O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos de um solo sob diferentes coberturas auxilia o estudo das alterações ocorridas em razão do manejo. Lima (2009b) apresentou os resultados de um estudo cujo objetivo foi determinar, com uso da estatística clássica e geoestatística, a variabilidade espacial das frações texturais de um solo cultivado com pastagem e vegetação nativa. Amostras de solo foram coletadas na profundidade de 0 a 0,20 m, nos pontos de cruzamento de uma malha, com intervalos regulares de 10 m, totalizando 64 pontos em cada área. Na área de pastagem, as frações areia grossa e total apresentaram valores médios maiores em relação à vegetação nativa e correlações negativas com as altitudes dos pontos amostrais nas duas áreas. Todas as frações texturais apresentaram dependência espacial de moderada a alta nas duas áreas e com o patamar definido, com exceção da areia fina e do silte na pastagem. Grande parte dessa variabilidade ocorre em função da erosão hídrica.

Portanto, o alcance da dependência espacial não pode ser ignorado nos estudos que preconizam a independência entre amostras, sob pena de se estar atribuindo ao acaso uma variação dos dados que é explicada pela vizinhança amostral.

1.1.5. Aplicações da geoestatística à produtividade das culturas

A discussão acerca da viabilidade do uso da geoestatística para o mapeamento de produtividade está na necessidade de amostragens intensas e em curtos espaçamentos para que o máximo da variabilidade da sua distribuição seja alcançado pelo método de análise. A geração de mapas por krigagem segue os seguintes passos: a) análise descritiva da produtividade para uma aproximação à distribuição normal; b) transformação dos dados se for necessário; c) construção do semivariograma que descreve a variação entre amostras separadas por certa distância; d) ajuste de um modelo de semivariograma; e) uso dos parâmetros do modelo de semivariograma para estimar a densidade da distribuição da produtividade nos pontos não amostrados. De forma geral, a localização no espaço e a construção de

semivariogramas permitiram a obtenção de mapas de distribuição de produtividade muito mais confiáveis do que a utilização da média aritmética da distribuição nos processos de interpolação. Com este procedimento a geração de mapas de distribuição de plantas passou a ser mais confiável, permitindo que o controle localizado de produtividade se tornasse realidade.

Lima et al. (2007) analisaram a produtividade em uma área irrigada por pivô central e manejada no sistema de integração agricultura-pecuária, com plantio direto de milho sobre brachiária. Os atributos analisados foram: produtividade de forragem do milho, macroporosidade, microporosidade, porosidade total, densidade, resistência à penetração e umidade gravimétrica de um Latossolo Vermelho Distrófico (Acrustróxico Háplico), nas profundidades 1 (0 a 0,10 m), 2 (0,10 a 0,20 m) e 3 (0,20 a 0,30 m). O objetivo foi estudar a variabilidade e as correlações lineares e espaciais entre os atributos da planta e do solo, visando selecionar um indicador da qualidade física do solo de boa representatividade para a produtividade da forragem. Foi instalada a malha geoestatística para a coleta dos dados do solo e da planta, contendo 125 pontos amostrais, numa área de 2.500 m² e declive homogêneo de 0,025 m/m. No geral, os atributos estudados, além de não terem revelado distribuição aleatória, apresentaram variabilidade entre baixa e muito alta. Seguiram padrões espaciais claramente definidos, com alcances da dependência espacial entre 6,6 e 31,1 metros. Apesar da correlação linear simples entre a produtividade da forragem com a microporosidade ter sido baixa, foi significativa ($p < 0,05$). Contudo, do ponto de vista espacial, houve elevada correlação inversa entre tais variáveis. Assim, a microporosidade apresentou-se como excelente indicador da qualidade física do solo, quando destinado à produtividade de forragem do milho.

Lima et al. (2009a) estudaram a variabilidade e as correlações lineares e espaciais entre os atributos da planta e do solo, visando selecionar um indicador da qualidade física do solo de boa representatividade para produtividade da forragem. Foi instalada a malha geoestatística, para coleta de dados do solo e planta, contendo 125 pontos amostrais, numa área de 2.500 m². Os atributos estudados, além de não terem variado aleatoriamente, apresentaram variabilidade dos dados entre média e baixa e seguiram padrões espaciais bem definidos, com alcance entre 6,8 e 23,7 m. Por sua vez, a

correlação linear entre o atributo da planta e os do solo, em razão do elevado número de observações, foi baixa. As observações de melhor correlação com a produtividade foram a densidade do solo e a porosidade total. Concluíram que a densidade global, avaliada na camada de 0 a 0,10 m, apresentou-se como satisfatório indicador da qualidade física do solo de Pereira Barreto (SP), quando destinado à produtividade de forragem do milho.

Queiroz (2009) estudou a variabilidade e a dependência espacial entre alguns atributos do solo e componentes de produção da soja, quando rotacionada após milho safrinha, sobre um Latossolo Vermelho Distroférico. Para tanto, instalou uma malha geoestatística contendo 124 pontos amostrais, com espaçamento de 10,0 x 10,0 m, 5,0 x 5,0 m e 1,67 x 1,67 m entre eles, numa área total de 4.000 m². Do ponto de vista linear e espacial, foi observada correlação direta entre a macroporosidade, avaliada de 0 a 0,10 m de profundidade e a produtividade de grãos de soja, sugerindo-a como indicadora da qualidade física do solo pesquisado.

O conhecimento da variação espacial de atributos de solo e de planta pode contribuir para o planejamento e a otimização na condução de experimentos, bem como para o planejamento de lavouras comerciais, objetivando a agricultura de precisão (SILVA et al., 2003a). Os autores avaliaram a distribuição e a dependência espacial de atributos químicos do solo e a produtividade de milho de um Argissolo Vermelho-Amarelo distrófico arênico e concluíram que todos os atributos estudados apresentaram de moderada a forte dependência espacial. O alcance da dependência espacial foi de 4,5 m para a produtividade de milho e foi muito próximo ao alcance da saturação por alumínio, H + Al e alumínio trocável. Para pH em água, índice SMP, potássio trocável, cálcio trocável, magnésio trocável, CTC efetiva e saturação por bases, o alcance foi de 20 m. É provável que o manejo recente da área tenha contribuído para o aumento da variabilidade dos atributos fósforo e potássio.

A produtividade vegetal depende de vários fatores, dentre eles a densidade e a porosidade do solo. Essa afirmação foi constatada por Santos et al. (2006), ao estudarem a produtividade de grãos de milho, irrigado com pivô central, as densidades da partícula e do solo e a porosidade total de um Latossolo Vermelho Distroférico, sob plantio direto com objetivo de estudar as

correlações lineares e espaciais entre os atributos. Foi instalada uma rede geoestatística, para a coleta dos dados do solo e da planta, contendo 120 pontos amostrais, numa área de 0,8 ha. Os atributos do solo apresentaram baixa variabilidade de seus dados, sendo média nos atributos da planta, concluíram que entre os atributos do solo, as correlações lineares simples variaram elasticamente. Contudo, quando correlacionados com a produtividade, tais correlações pouco variaram. Ainda que com reservas devido à baixa correlação, com o aumento da densidade do solo ocorreu uma diminuição da produtividade. Por outro lado, as correlações espaciais entre os atributos do solo e a produtividade foram praticamente nulas, sendo, contudo, elevadas quando exclusivamente entre aqueles do solo.

Molin (2000) conduziu um estudo com objetivo de definir as unidades de gerenciamento em uma gleba agrícola cultivada com milho safrinha, considerando as variações espaciais nos teores de macronutrientes e na saturação por bases no solo, bem como suas interações com as produtividades de grãos e as respectivas populações de plantas normais. Este autor concluiu que a definição de zonas de manejo pelo estudo da interação entre a produtividade de grãos e a população de plantas normais é importante ferramenta para a orientação da amostragem de solo.

Hurtado et al. (2009) avaliaram, numa perspectiva espacial, a resposta do milho (*Zea mays*) à adubação de cobertura com nitrogênio e relacionaram a produtividade de grãos com variáveis indicadoras do suprimento desse nutriente. Estes autores observaram altas correlações entre teor foliar de N e produtividade do milho, verificadas na análise de médias, não se confirmaram nos mapas que representam a variabilidade espacial dessas variáveis. A interpretação conjunta dos mapas de produtividade do milho permitiu identificar áreas com diferentes capacidades de suprimento de N pelo solo e subsidiar a delimitação de zonas para o manejo diferenciado do nitrogênio.

CAPÍTULO 1

VARIABILIDADE ESPACIAL DAS PROPRIEDADES FÍSICAS DE UM LATOSSOLO AMARELO EUTRÓFICO DA REGIÃO SERRANA DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO

1. INTRODUÇÃO

A quantificação da variabilidade das propriedades físicas do solo no espaço e no tempo é considerada, atualmente, o fundamento para o manejo preciso de áreas agrícolas. O uso de técnicas geoestatísticas permite quantificar a existência da variabilidade e a distribuição espacial das variáveis estudadas, possibilitando uma descrição detalhada das propriedades físicas do solo no espaço e, ou, no tempo.

A variabilidade espacial dessas propriedades tem sido objeto de estudo desde que os pesquisadores observaram deficiência das ferramentas clássicas da estatística em estudos de solos, e é justamente nestes casos que a geoestatística tem suas principais aplicações (VIEIRA, 2000). Em relação às propriedades físicas do solo, a maioria dos estudos tem demonstrado uma ampla diversidade de resultados, com variação de local para local, com presença ou ausência de continuidade espacial, provavelmente associada ao sistema de manejo de solo, das culturas e das características intrínsecas,

relacionadas com os fatores e os processos de formação dos solos (GREGO; VIEIRA, 2005).

O conhecimento da variabilidade das características do solo, clima e rendimento de culturas, em locais específicos, é base para a agricultura de precisão e neste conceito está implícita a realização do manejo destas características em locais específicos dentro da área (MULLA; SCHEPERS, 1997).

O uso da função da probabilidade da densidade implica na aceitação de que os valores obtidos por amostragem são independentes. Assim, a estatística clássica tem sido complementada pela geoestatística, que mostra que além do componente determinístico da distribuição de uma variável, há um componente, classicamente tratado como resíduo ou erro amostral, que possui uma estrutura de variação dependente da sua localização no espaço (TRANGMAR et al., 1985; WEBSTER, 1985; MULLA; McBRATNEY, 2002).

A geoestatística tem sido aplicada por diferentes pesquisadores no estudo da distribuição espacial e temporal das propriedades físicas de solo. Variáveis como densidade do solo, porosidade total, macro e microporosidade, além do conteúdo de água do solo têm sido muito estudadas (GONÇALVES et al., 2001; SOUZA et al., 2001).

Grego e Vieira (2005) avaliaram o teor de água no solo, a resistência do solo à penetração e a densidade do solo numa área de 900 m² amostrada em malha de 5 x 5 m, constatando dependência espacial das variáveis na profundidade até 0,25 m. Os alcances dos semivariogramas ficaram entre 8 e 20 m; e o efeito pepita representou valores entre 11 e 62% do total da variância, classificando a dependência espacial como forte até média.

Souza et al. (2004b) avaliaram a dependência espacial da porosidade total, macro e microporosidade e densidade do solo em profundidade, indicando dependência espacial das variáveis, em especial nas camadas mais superficiais. Os valores de alcance variaram de 20 m até 30 m, dependentes da profundidade de amostragem e da variável analisada. Com exceção da variável macroporosidade na profundidade de 0,2 a 0,4 m, todas as demais apresentaram forte estrutura de dependência espacial. Resultados similares foram obtidos por Souza et al. (2001) e Carvalho et al. (2003), tendo em conta a magnitude dos parâmetros geoestatísticos para as diferentes propriedades

físicas estudadas. Por outro lado, os resultados obtidos por Guimarães (2000) não indicaram dependência espacial da densidade do solo nos seus ambientes de estudo.

Uma grande variação na estratégia de amostragem tem sido observada nas diferentes pesquisas que envolvem a utilização da geoestatística na investigação das propriedades físicas do solo: amostragem em malha (VIEIRA, 2000; SOUZA et al., 2001; CARVALHO et al., 2003; JOHANN et al., 2004; BUTTAFUOCO et al., 2005; GREGO; VIEIRA, 2005; HOLMES et al., 2005) e em transectos (GONÇALVES et al., 2001) são mais comumente utilizadas.

Carvalho et al. (2003) utilizaram uma malha hierárquica, com espaçamentos de 1 x 1 m na malha maior e de 0,35 x 0,35 m na malha menor, e uma transeção na diagonal também com 0,35 m entre os pontos amostrais. No estudo de Souza et al. (2001), os espaçamentos adotados foram de 10 m na escala maior e 1 m na escala menor, também em malha hierárquica. A estrutura de dependência espacial da densidade do solo foi ainda definida e descrita por Souza et al. (2004a) em malha regular de 10 x 10 m. Por outro lado, Johann et al. (2004) estabeleceram a dependência espacial da densidade do solo utilizando amostragens aleatórias dentro de parcelas experimentais.

O conhecimento da variabilidade espacial de propriedades do solo permite a descrição da correlação espacial conjunta das variáveis. Busca-se a descrição desta correlação através do semivariograma cruzado e do ajuste de um modelo matemático explicativo da estrutura da variância (TRANGMAR et al., 1985; WEBSTER, 1985; McBRATNEY; WEBSTER, 1986; ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989). Quando uma das variáveis é amostrada em menor quantidade do que outra pode se usar, a partir dos parâmetros dos semivariogramas cruzados, a co-krigagem para estimar os valores para a variável amostrada em menor número, conforme descrito por Vauclin et al. (1983) e Trangmar et al. (1985).

A correlação espacial tem sido utilizada em diversos estudos envolvendo variáveis químicas do solo e a produtividade das culturas, variáveis químicas do solo e biomassa de plantas forrageiras; teor de fósforo foliar e produtividade da soja (VIEIRA; PAZ GONZALES, 2003); infiltração de água no solo e espessura do horizonte A (BERTOLANI; VIEIRA, 2000); teor de água no solo e textura do solo, produção de biomassa e produtividade de grãos; teor de

carbono e nitrogênio do solo (VIEIRA, 2000); pH, alumínio trocável, CTC e teores de cálcio (HOLMES et al., 2005). Em termos de variáveis físicas, o estudo de Buttafuoco et al. (2005) envolvem as variações no teor de água do solo durante um período de secamento/umedecimento.

O sistema de manejo do solo é considerado uma das fontes mais importantes de variabilidade das suas propriedades físicas. Alguns autores têm comparado sistemas de manejo com e sem revolvimento do solo (STONE e SILVEIRA, 2001; FALLEIRO et al., 2003; SEPASKHAH et al., 2005).

Neste contexto, a hipótese como estudo é fundamentada na dependência espacial das propriedades físicas de um Latossolo Amarelo Eutrófico da região serrana do Estado do Espírito Santo. Para confirmar ou negar esta hipótese, os objetivos deste estudo são: (1) estudar a distribuição das propriedades físicas do solo e ajustá-los às exigências das ferramentas geoestatísticas; (2) estabelecer e descrever a estrutura de dependência espacial de cada variável; e (3) gerar mapas de contorno de isolinhas para propriedades do solo que apresentem dependência espacial.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Este trabalho foi realizado na área experimental do Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Espírito Santo (IFES), Campus de Santa Teresa, localizada no município de Santa Teresa, região Serrana do Espírito Santo, situado entre as coordenadas 19°48'36" de latitude sul e 40°40'48" de longitude oeste de Greenwich, e altitude média de 150 m. O clima da região é temperado úmido com inverno seco e verão quente, Cwa, segundo a classificação de Köppen e Geiger (1928). A média de temperatura nos meses mais quentes está entre 27,8 e 30,7°C e a dos meses mais frios entre 9,4 e 11,8°C, com temperatura média anual entre 16 e 18°C. O índice pluviométrico para a área experimental é superior a 1.800 mm anuais. O solo é classificado como Latossolo Amarelo Eutrófico, textura arenosa, com 300 g kg⁻¹ de argila, 70 g kg⁻¹ de silte e 630 g kg⁻¹ de areia, conforme Neiro (2002).

A área experimental foi cultivada nos cinco anos anteriores a implantação do experimento, em um sistema de preparo conservacionista, rotação de cultura e cultivo mínimo do solo, com as culturas de sorgo (*Sorghum bicolor*) e Colonião (*Panicum maximum*). As adubações para as culturas foram realizadas conforme recomendações técnicas baseadas em análises de solo (Ug).

Foram definidas as direções dos eixos cartesianos da malha geoestatística experimental em uma área retangular de 40 x 50 m. Os pontos centrais foram alinhados e marcados, usando teodolito e trena para a abtenção

de uma malha regular de 5 x 5 m, devidamente referenciados em coordenadas X e Y (Figura 1). A área destinada para cada sistema de manejo foi de 2.000 m², com 40 m no eixo Y e 50 m no eixo X, com um total de 99 pontos amostrais. A coleta de dados foi realizada um mês após a colheita da safra de sorgo.



Figura 1 – Vista da área e marcação dos pontos da malha geoestatística.

As variáveis quantificadas foram a densidade do solo (Ds), a porosidade total (Pt), o volume de macroporos (Mac), o volume de microporos (Mic) e a resistência do solo à penetração (Rp). Foram coletadas amostras indeformadas por meio do método do anel volumétrico de Uhland em dois níveis de profundidade do perfil do solo: 0,0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 m, utilizando-se o ponto de cruzamento das coordenadas X, Y como local de amostragem (Figura 2). Após a coleta, as amostras foram colocadas em estufa por 24 horas, a 105°C para determinação da umidade solo.

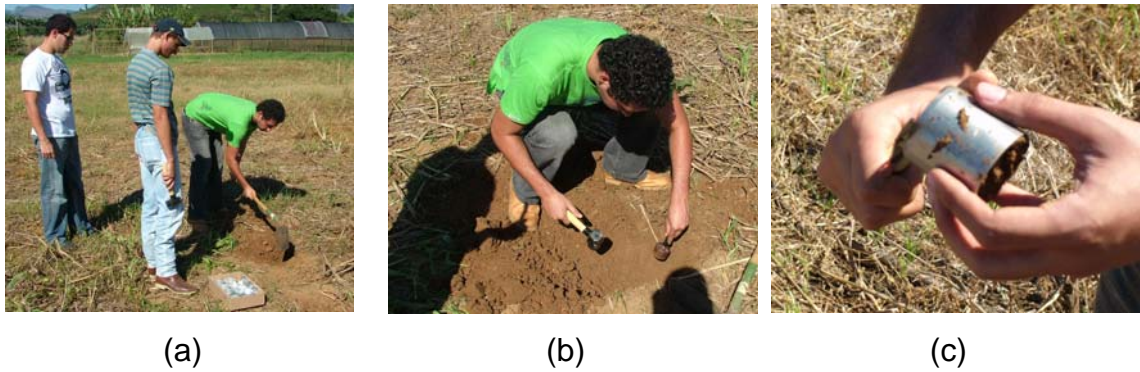


Figura 2 – Etapas de coleta das amostras indeformadas: (a) limpeza e escavação; (b) obtenção da estrutura indeformada; (c) amostra indeformada no anel volumétrico.

A densidade do solo foi determinada utilizando a seguinte expressão:

$$D_s = \frac{M_s}{V_a} \quad (1)$$

em que D_s é a densidade do solo (kg dm^{-3}); M_s , massa do solo seco em estufa a 105°C ; e V_a , volume do anel (cm^3).

A porosidade foi determinada pelo método indireto:

$$P_t = \left(1 - \frac{D_s}{D_p}\right) \times 100 \quad (2)$$

em que P_t é a porosidade total (%); D_s , densidade do solo (kg dm^{-3}); e D_p , densidade das partículas (kg dm^{-3}).

A densidade das partículas foi determinada pelo método do balão volumétrico, proposto por Kiehl (1979).

O volume de microporos foi determinado pelo método da mesa de tensão (EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA, 1999).

O volume de macroporos foi determinado pelo método indireto:

$$Mac = P_t - Mic \quad (3)$$

em que Mac é o volume de macroporos ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$); Mic, volume de microporos ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$).

A resistência do solo à penetração foram determinadas por meio de um penetrômetro marca DLG, modelo PNT-2000, com uma haste de 600 mm de comprimento, 9,53 mm de diâmetro, equipada com um cone de 129,3 mm^2 de área da base, 12,83 mm de diâmetro e 30 graus de ângulo sólido (Figura 3). Os locais de amostragem foram determinados pelos pontos de cruzamento das coordenadas X, Y. A resistência do solo à penetração foi expressa através do índice de cone (IC), nos intervalos de 0,0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 m, conforme metodologia da ASAE S 313, citada por Balastreire (1987).

Para a determinação do teor de água no solo utilizou-se o método padrão de estufa, seguindo a metodologia da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA (1999). As amostras foram coletadas nos pontos de cruzamento das coordenadas X, Y como local de amostragem.

A análise da composição química e textural do solo foram realizadas pelo Laboratório de Análises e Controle de Qualidade Ltda. (Agrolab), situado no município de Vila Velha, ES, de acordo com a metodologia descrita pela Embrapa (1999).

Os dados foram submetidos à análise exploratória, a partir da qual obtiveram-se a média, a mediana, os valores mínimos e máximo, a variância, o coeficiente de variação, a curtose, a assimetria e a distribuição de frequências. Os dados foram submetidos ao teste Kolmogorov-Smirnov, para a constatação da aproximação à distribuição normal. Estas análises foram realizadas com os *softwares Geostatistics for the Environmental* versão 9.0 (GEOSTATISTICS, 1996), *Statistical Analysis System* (SAS INSTITUTE, 2002) e Sistema para Análises Estatísticas em Genética - SAEG (UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA – UFV, 2007), considerando um nível de significância igual a 5%.



Figura 3 – Penetrômetro utilizado.

Os resíduos destas variáveis foram analisados para avaliar a sua distribuição normal, caso não se verificasse a distribuição normal, eram transformados para logaritmo natural. Procedeu-se ainda, a análise de “candidatos a outliers”, considerando-se ‘outlier verdadeiro’ somente aqueles valores que se afastavam dos dados em distribuição normal e que apresentavam uma posição espacial discrepante dos demais valores vizinhos.

Considerou-se neste trabalho que os dados atenderam à condição de estacionaridade intrínseca, que ocorre quando a esperança (E) de $Z(s)$ é constante e a variância (VAR) do incremento entre $Z(s)$ e $Z(s + h)$ é finita e independente da posição no espaço, dependendo apenas da distância de separação h . Assim,

$$VAR = \{Z(s_i) - Z(s_i + h)\} = E\{Z(s_i) - Z(s_i + h)\}^2 = 2\gamma(h) \quad (4)$$

para qualquer s_i (ponto amostral) dentro da área S (domínio) (VIEIRA, 2000). Este nível de estacionaridade dos dados é suficiente para a aplicação da geoestatística e, portanto, foi possível estimar a função de semivariância a partir do estimador clássico ou de Matheron (1966), expresso por:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2} N(h) \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(s_i) - Z(s_i + h)]^2 \quad (5)$$

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(s_i)$, $Z(s_i+h)$ para a variável, separados por uma distância amostral, vetor h (VIEIRA, 2000), e gerar os semivariogramas. A estimativa da correlação espacial entre duas variáveis com todas as combinações possíveis, conforme Holmes et al. (2005), foi realizada através da construção do semivariograma cruzado que é expresso pela equação:

$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2} N(h) \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_1(s_i) - Z_1(s_i + h)][Z_2(s_i) - Z_2(s_i + h)] \quad (6)$$

em que $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z_1(s_i)$, $Z_1(s_i+h)$ e $Z_2(s_i)$, $Z_2(s_i+h)$ para as variáveis Z_1 e Z_2 , separados por uma distância amostral, vetor h (VIEIRA, 2000; WALTER et al., 2002).

As funções matemáticas autorizadas, segundo McBratney e Webster (1986), utilizadas neste trabalho são descritas nas equações:

Modelo esférico

$$\gamma(h) = C_0 + C \left\{ 3h/2a - \frac{1}{2}(h/a)^3 \right\}, \text{ para } 0 < h < a \quad (7)$$

Modelo exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C \left\{ 1 - \text{Exp}(-3h/a) \right\}, \text{ para } h > 0 \quad (8)$$

Modelo gaussiano

$$\gamma(h) = C_0 + C \left\{ 1 - \text{Exp}(-3h/a)^2 \right\}, \text{ para } h > 0 \quad (9)$$

Os parâmetros do semivariograma são: C_0 – Efeito pepita ou ‘Nugget’ que é o valor de $\gamma(h)$ quando $h = 0$; $C_0 + C$ = patamar ou ‘Sill’ é o valor de $\gamma(h)$ quando a variância se estabiliza; C = variância estrutural ou a diferença entre o efeito pepita e o patamar e a = alcance ou ‘Range’ é a distância até onde o patamar se estabiliza e representa a amplitude da dependência espacial, a partir da qual a variável se distribui ao acaso (GREGO; VIEIRA, 2005).

A estimativa de valores das variáveis para locais não amostrados foi realizada pela krigagem, que usa a soma dos pesos igual à unidade, e variância mínima, garantindo que o estimador de krigagem é o melhor estimador linear não tendencioso (GONÇALVES, 2002). O ajuste do semivariograma cruzado entre as variáveis, independente da ordem, gera a mesma estrutura de variação conjunta no espaço, conforme discussão de Trangmar et al. (1985). Assim, a discussão se dará para as duas variáveis envolvidas, independente da ordem usada na construção do semivariograma cruzado.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados estatísticos das variáveis do solo analisadas estão no Quadro 1, enquanto os parâmetros do semivariograma das variáveis que apresentaram dependência espacial estão no Quadro 2.

As variáveis, em sua maioria, apresentaram assimetria e curtose compatíveis com a distribuição normal (valores próximos de zero) e coeficientes de variação de médios a baixos (< 20). A exceção foi a resistência do solo à penetração que apresentou valores para coeficiente de variação, maior que 20%, considerado alto, segundo a classificação adotada por Carvalho et al. (2002b). Considerando o tamanho da parcela, os coeficientes de variação demonstram a importância de uma amostragem bem feita em áreas pequenas.

Observa-se, também (Quadro 1), que a média da resistência do solo à penetração apresenta-se consideravelmente alta, equiparando-se aos valores encontrados por Souza et al. (2001) e Farias et al. (2004), obtidos em solos arenosos sob sistema de plantio direto com compactação na camada superficial do solo. A resistência do solo à penetração encontrada pode estar associada à compactação de subsuperfície que geralmente ocorre no preparo convencional.

Quadro 1 – Análise descritiva das propriedades físicas do solo

Parâmetros	Variável					
	Ds kg dm ⁻³	Pt m ³ m ⁻³	Rp MPa	Ug g kg ⁻¹	Mac m ³ m ⁻³	Mic m ³ m ⁻³
0 a 0,15 m						
Média	1,44	0,401	1,44	0,203	0,113	0,289
Mediana	1,45	0,390	1,50	0,202	,0109	0,281
Mínimo	1,18	0,220	0,440	0,17	0,062	0,158
Máximo	1,70	0,620	2,32	0,250	0,174	0,446
Variância	0,013	0,058	0,150	0,002	0,004	0,003
CV (%)	7,8	18,9	26,6	4,1	19,0	18,9
Assimetria	-0,59	0,40	-0,13	0,09	0,390	0,398
Curtose	-0,030	0,685	-0,224	1,55	0,685	0,680
d	0,151	0,126	0,071	0,047	0,126	0,126
0,15 a 0,30 m						
Média	1,58	0,322	2,40	0,243	0,039	0,283
Mediana	1,60	0,312	2,41	0,242	0,037	0,275
Mínimo	1,30	0,176	0,760	0,200	0,021	0,155
Máximo	1,87	0,496	4,20	0,300	0,060	0,436
Variância	0,016	0,004	0,49	0,0002	0,00005	0,003
CV (%)	7,9	5,4	29,2	6,7	5,5	5,6
Assimetria	-,57	0,39	0,17	-0,225	0,398	0,378
Curtose	-0,096	0,685	-0,283	1,117	0,685	0,631
d	0,034*	0,045*	0,045*	0,046*	0,048*	0,048*

Ds = densidade do solo; Pt = porosidade total; Rp = resistência do solo à penetração; Ug = umidade gravimétrica; Mac = macroporosidade; Mic = microporosidade

O modelo matemático exponencial ajustado à maioria dos semivariogramas é o que predomina nos trabalhos em ciência do solo (SOUZA et al., 2001; CARVALHO et al., 2002b). A respeito do Grau de Dependência Espacial (GDE), observa-se, no Quadro 2, que a maioria das variáveis apresenta forte dependência espacial, concordando com Souza et al. (2001) e Carvalho et al. (2002a).

Quadro 2 – Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos atributos físicos do solo

	Variável ¹					
	Ds	PT	Rp	Ug	Mac	Mic
0,0 a 0,15 m						
Modelo	Exponencial	Gaussiano	Esférico	Exponencial	Gaussiano	Esférico
Efeito pepita (C ₀)	1,5 x 10 ⁻⁴	9,5 x 10 ⁻⁴	1,0 x 10 ⁻⁴	8,0 x 10 ⁻⁵	7,5 x 10 ⁻⁵	1,3 x 10 ⁻³
Patamar (C + C ₀)	1,2 x 10 ⁻²	7,4 x 10 ⁻³	1,4 x 10 ⁻¹	2,4 x 10 ⁻⁴	6,0 x 10 ⁻⁴	4,9 x 10 ⁻³
Alcance (a)	10,4	22,4	6,0	26,9	22,3	22,8
GDE ⁽⁴⁾	Forte	Forte	Moderada	Moderada	Forte	Moderada
R ²	98,0	99,0	0,0	94,5	99,0	99,7
SQR ⁽³⁾	9,16 x 10 ⁻⁷	2,15 x 10 ⁻⁸	1,40 x 10 ⁻⁴	1,11 x 10 ⁻¹⁰	1,67 x 10 ⁻¹⁰	9,79 x 10 ⁻⁹
0,15 a 0,30 m						
Modelo	Exponencial	Gaussiana	epp ⁽²⁾	Exponencial	Exponencial	Exponencial
Efeito pepita (C ₀)	2,8 x 10 ⁻⁴	9,5 x 10 ⁻⁴	4,8 x 10 ⁻¹	1,0 x 10 ⁻⁶	1,9 x 10 ⁻⁵	1,0 x 10 ⁻⁵
Patamar (C + C ₀)	1,5 x 10 ⁻²	7,6 x 10 ⁻³	-	2,5 x 10 ⁻⁴	1,1 x 10 ⁻⁴	6,1 x 10 ⁻⁵
Alcance (a)	10,1	22,7	-	15,8	18,9	34,1
GDE ⁽⁴⁾	Forte	moderada	-	moderada	Forte	moderada
R ²	72,6	94,5	-	81,4	92,6	97,1
SQR ⁽³⁾	1,54 x 10 ⁻⁶	1,98 x 10 ⁻⁸	-	8,24 x 10 ⁻¹⁰	5,54 x 10 ⁻¹¹	1,91 x 10 ⁻⁷

¹ Ds = densidade do solo; Pt = porosidade total; Rp = resistência do solo à penetração; Ug = umidade gravimétrica; Mac = macroporosidade; Mic = microporosidade.

² epp = efeito pepita puro.

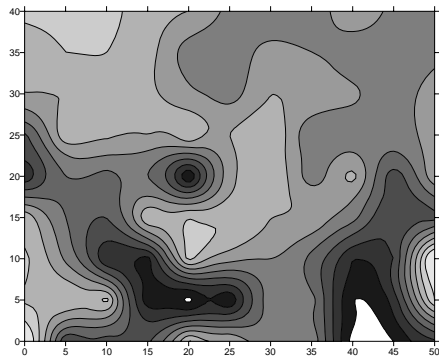
³ SQR = soma dos quadrados dos resíduos.

⁴ GDE = grau dependência espacial.

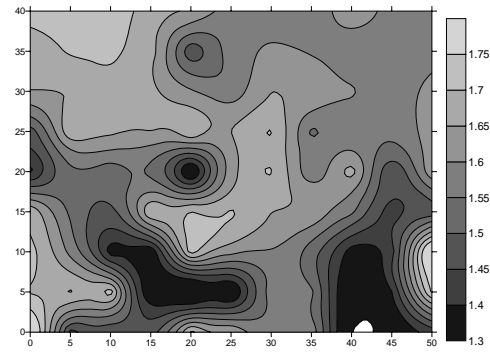
A dependência espacial ocorreu principalmente nas propriedades físicas na camada superior do solo de 0,0 a 0,15 m, concordando com a dependência encontrada por Vieira e Paz Gonzales (2003) para propriedades químicas, porém apenas a variável resistência do solo à penetração não apresentou dependência espacial na profundidade de 0,15 a 0,30 m, ocorrendo o que se denomina efeito pepita puro, segundo Souza et al. (2001), impossibilitando, portanto, o ajuste de um modelo ao semivariograma. A explicação para a ocorrência da dependência espacial na camada superficial pode estar associada ao preparo do solo convencional, onde os implementos de preparo, arado e grade mobilizam demasiadamente a camada superior afetando sua estrutura original, tornando pontos próximos entre si mais semelhantes do que os mais distantes, bem como ao fato de ser o solo ser arenoso e estruturado. De acordo com Prado (2003), os latossolos apresentam partículas bem estruturadas pedologicamente e, quando associadas ao revolvimento da camada superficial, podem ter favorecido ainda mais a dependência espacial encontrada, o que não aconteceu com todos os parâmetros na camada inferior, onde houve pouco ou nenhum revolvimento.

Os menores valores para o alcance foram para resistência do solo à penetração, densidade do solo e teor de água no solo, indicando que os pontos são mais semelhantes entre si num raio de 6,0, 10,4 e 15,8 m, respectivamente, já, para as demais variáveis, os raios aumentam na média superior a 20 m. Isto mostra que o alcance da dependência espacial depende da variável e que, se as amostragens realizadas nesta área considerassem este alcance, os dados obtidos poderiam representar melhor a realidade da área amostrada para variáveis como o teor de água, podem ser amostradas em espaçamentos maiores, pois o alcance obtido foi maior do que para as demais, ao passo que medições pontuais, como a resistência do solo à penetração, podem resultar em dependência espacial menor e devem ser amostradas em distâncias menores.

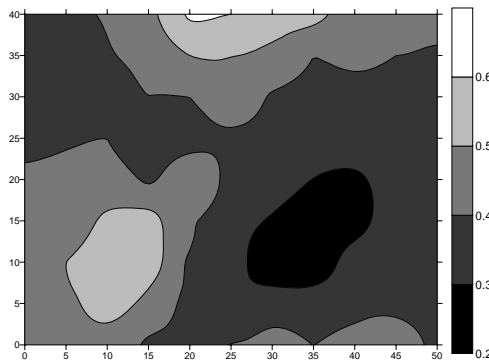
As Figuras 4a a 4k mostram os mapas das variáveis com valores estimados por krigagem agrupados em escalas de classes, após a análise de dependência espacial verificada nos semivariogramas. Fez-se a interpretação dos mapas visualmente, onde a direção do declive da área se dá com o decréscimo da distância y.



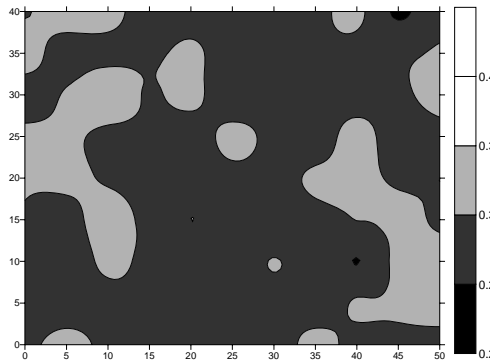
(a) Densidade do solo (kg dm^{-3}); 0,0 a 0,15 m



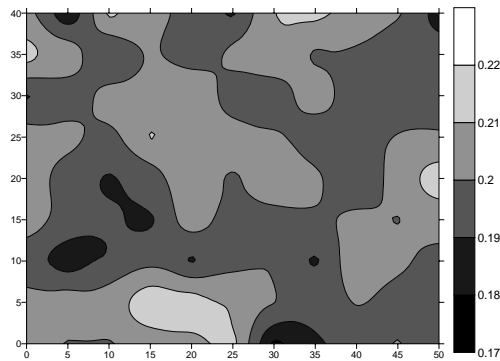
(b) Densidade do solo (kg dm^{-3}); 0,15 a 0,30 m



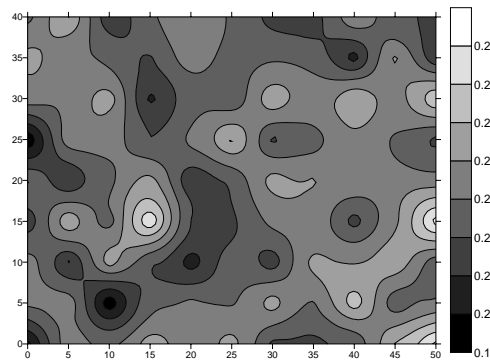
(c) Porosidade total ($\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$); 0,0 a 0,15 m



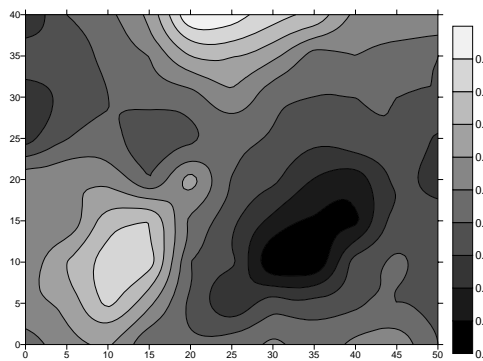
(d) Porosidade total ($\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$); 0,15 a 0,30 m



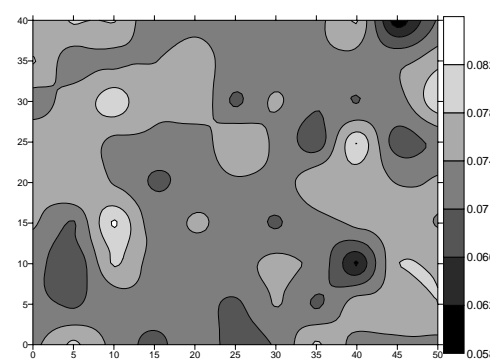
(e) Teor de água (g kg^{-1}); 0,0 a 0,15 m



(f) Teor de água (g kg^{-1}); 0,15 a 0,30 m



(g) Macroporosidade ($\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$); 0,0 a 0,15 m



(h) Macroporosidade ($\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$); 0,15 a 0,30 m

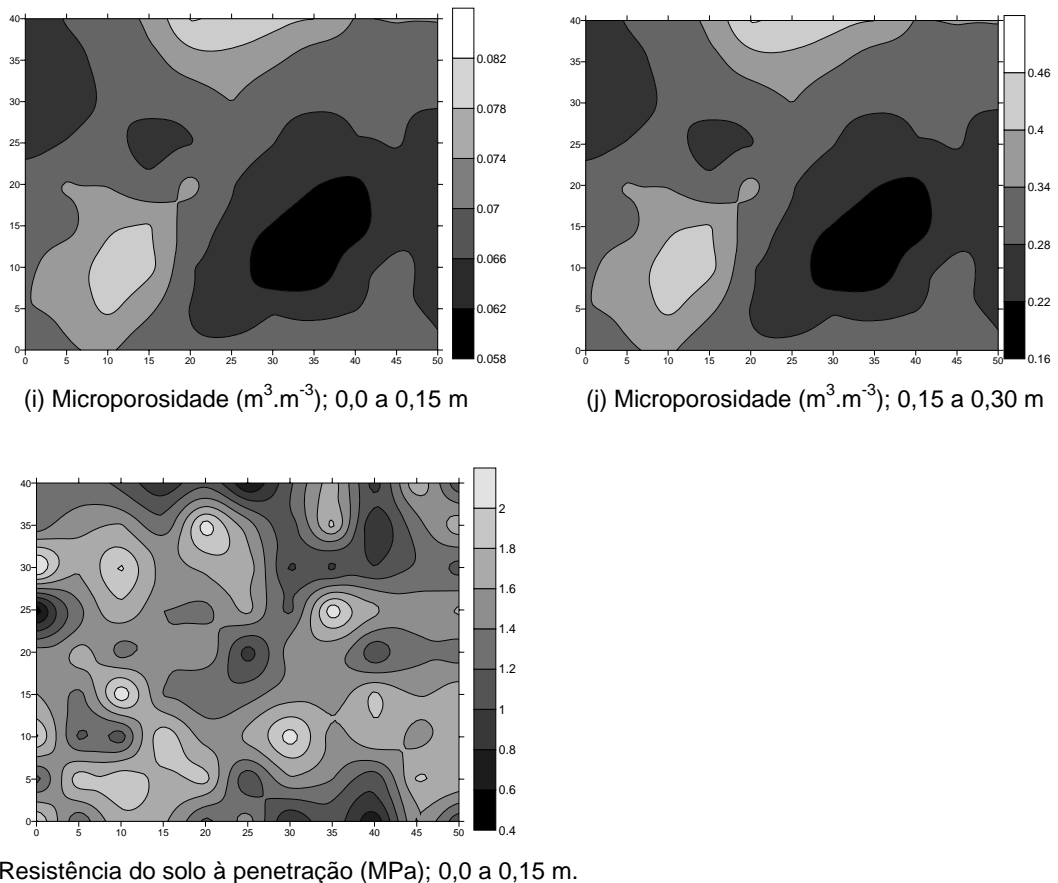


Figura 4 – Mapas das variáveis estudadas, a diferentes profundidades, com valores estimados por krigagem.

As Figuras 4a e 4b mostram que as variabilidades das densidades do solo nas profundidades de 0,0 a 0,15 m e de 0,15 a 0,30 m são bastante semelhantes. Além disso, observou-se correlação positiva da densidade (D_s) com o teor de água no solo (U_g) (Figuras 4e e 4f). Isto, pode ser verificado pela semelhança das manchas com os maiores valores para ambas as variáveis na parte central da parcela. No entanto, tal comportamento não seguiu o mesmo para a resistência média do solo à penetração (R_p), o qual apresentou maiores valores à medida que se aumentou a distância y (Figura 4k). Isso indica que a variabilidade da área adensada pode ser, neste caso, melhor representada pela resistência do solo à penetração do que pela densidade do solo, pelo fato desta última ter apresentado manchas mais dispersas.

Nos mapas de teor de água (Figuras 4e e 4f), existem áreas com valores maiores na região central, fato que pode ser explicado em função da

declividade do solo ser praticamente zero. Entretanto, à medida que se distância para a direção x, observa-se um comportamento também semelhante para as variáveis, e os valores tendem a diminuir. Este resultado reforça ainda mais a variabilidade encontrada nesta parcela por Falleiro et al. (2003) para as propriedades químicas do solo, apesar de ser considerada uma área relativamente pequena, ficando claro que não é o tamanho da parcela que determina seu grau de homogeneidade.

A existência de dependência espacial das variáveis, bem como a semelhança de comportamento entre elas, sugere que se analise a variabilidade espacial das propriedades do solo em conjunto, antes de adotar um delineamento experimental, visto que qualquer tratamento adotado nesta parcela que necessite da homogeneidade levará a falsos resultados.

4. CONCLUSÕES

- A parcela experimental apresentou variabilidade espacial com razão de dependência forte para a maioria das variáveis, principalmente na camada superficial (0,0 a 0,15 m) e alcance variando de 6 a 34 m.
- A dependência espacial encontrada para as variáveis, bem como a semelhança de comportamento entre elas, permite inferir que amostragem ao acaso resultaria em interpretações incorretas e falhas.
- O tamanho da área experimental adotado não permite a avaliação do grau de homogeneidade.

5. REFERÊNCIAS

BERTOLANI, F.C.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e da espessura do horizonte A, em um argissolo vermelho-amarelo, sob diferentes usos. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 25, p. 987-995, 2001.

BUTTAUFUOCO, G.; CASTRIGNANO, A.; BUSONI, E.; DIMASE, A.C. Studying the spatial structure evolution of soil water content using multivariate geostatistics. **J. Hydrology**, v. 311, p. 202-218, 2005.

CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M.; VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesq. Agropec. Bras.**, v. 37, p. 1151-1159, 2002a.

CARVALHO, M.P.; SORATTO, R.P.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos físicos em um latossolo vermelho distrófico sob preparo convencional em Selvíria, estado de Mato Grosso do Sul. **Acta Sci.**, v. 24, p. 1353-1361, 2002b.

CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **R. Bras. Ci. Solo**, v. 27, p. 695-703, 2003.

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

FARIAS, L.N. et al. Variabilidade espacial de alguns parâmetros físico-hídricos de solos de uma pastagem do sistema integrado de produção agroecológica (Fazendinha km-47). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO. 2004, Piracicaba. **CD-ROM...** Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2004.

GEOSTATISTICS for environmental science – GS+. 7.ed. Michigan, Plainwell, Gamma Design Software, 2004. 159 p.

GONÇALVES, A.C.A. **Características morfológicas e padrões de desfolhação em pastos de capim-Marandu submetidos a regimes de lotação contínua.** 2002. Dissertação (Mestrado em Agronomia – Ciência Animal e Pastagens) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP.

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

GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de propriedades físicas de solo em uma parcela experimental. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 29, n. 2, p. 169-177, 2005.

HOLMES, K.W.; KYRIAKIDIS, P.C.; CHADWICK, O.A.; SOARES, J.V.; ROBERTS, D.A. Multi-scale variability in tropical soil nutrients following land-cover change. **Biogeochemistry**, v. 74, p. 173-203, 2005.

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

JOHANN, J.A.; URIBE-OPAZO, M.A.; SOUZA, E.G.; ROCHA, J.V. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um latossolo bruno distrófico da região de Cascavel, PR. **R. Bras. Eng. Agríc. Amb.**, v. 8, p. 212-219, 2004.

KÖPPEN, W.; GEIGER, R. **Klimate der erde.** Gotha: Verlag Justus Perthes, 1928.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, v. 58, p. 1246-1266, 1966. McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **J. Soil Sci.**, v. 37, p. 617-639, 1986.

MULLA, D.J.; SCHEPERS, J.S. **Key processes and properties for site-specific soil and crop management.** p.1-18. In: P. C. Robert et al. (ed) Site-Specific management for agricultural systems. ASA Misc. Publ., ASA, CSSA, and SSSA, Madison, WI. 1997.

MULLA, D.J.; McBRATNEY, A.L. Soil spatial variability. In: WARRICK, A.W. (ed.). **Soil physics**. CRC Press, 2002.

NEIRO, E.S. **Propriedades físicas e químicas de um Latossolo Vermelho Distroférico, sob rotação e sucessão de culturas, sob semeadura direta**. 2002. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, PR.

PRADO, H. **Solos do Brasil: gênese, morfologia, levantamento, manejo agrícola e geotécnico**. 3.ed. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2003. 275 p.

SAS INSTITUTE. **SAS user's guide: statistics, version 9.1**. Cary, 2002.

SEPASKHAH, A.R.; AHMADI, S.H.; NIKBAKHT SHAHBAZI, A.R. Geostatistical analysis of sortivity for a soil under tilled and no-tilled conditions. **Soil Til. Res.**, v. 83, p. 237-245, 2005.

SOUZA, L.M.; SILVA, M.L.S.; GUIMARÃES, G.L.; CAMPOS, D.T.S.; CARVALHO, M.P.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um latossolo vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **R. Bras. Ci. Solo**, v. 25, p. 699-707, 2001.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 28, p. 937-944, 2004a.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; BENTO, M.J.C. Variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo vermelho sob cultivo de cana-de-açúcar. **R. Bras. Eng. Agríc. Amb.**, v. 8, p. 51-58, 2004b.

STONE, L.F.; SILVEIRA, P.M. Efeito do sistema de preparo e da rotação de culturas na porosidade e densidade do solo. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 25, p. 395-401, 2001.

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

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA – UFV. **SAEG: sistema para análises estatísticas, versão 9.1**. Viçosa, 2007.

VAUCLIN, S.; VIEIRA, S.R.; VACHAUD, G.; NIELSEN, D.R. The use of CoKriging with limited field soil observations. **Soil Sci. Soc. Am. J.**, v. 47, n. 2, p. 175-184, 1983.

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

VIEIRA, S.R.; PAZ GONZALES, A. Analysis of the spatial variability of crop yield and soil properties in small agricultural plots. **Bragantia**, Campinas, v. 62, n. 1, p. 127-138, 2003.

WALTER, A.M.; CHRISTENSEN, S.; SIMMELSGAARD, S.E. Spatial correlation between weed species densities and soil properties. **Weed Res.**, v. 42, p. 26-38, 2002.

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

CAPÍTULO 2

INFLUÊNCIA DO MANEJO DO SOLO NA PRODUTIVIDADE DE PLANTAS FORRAGEIRAS

1. INTRODUÇÃO

As espécies forrageiras representam as plantas de interesse econômico mais cultivadas no mundo. Contudo, o pequeno número de espécies forrageiras com valor nutricional satisfatório, aliado à baixa fertilidade e manejo inadequado do solo, constituem-se nos principais fatores limitantes da produção pecuária nas regiões tropicais.

Nos últimos anos o elevado potencial de produção das pastagens tropicais tem sido ressaltado e justificado pela disponibilidade de espécies forrageiras extremamente produtivas e adaptadas ao pastejo como é o caso dos capins dos gêneros *Brachiaria* e *Panicum*. De fato, essas espécies predominam nas áreas de pastagens do País e, sem dúvida, representam boa parte dos esforços e dos recursos investidos em programas de pesquisa, melhoramento e introdução de novas espécies e cultivares.

No entanto, em termos práticos, os benefícios desse potencial de produção dificilmente têm sido realizados, uma vez que os indicadores produtivos e zootécnicos apontam para aumentos de produtividade muito modestos em relação ao que poderia ser obtido (NASCIMENTO JÚNIOR et al.,

2004). A explicação para o fato reside no argumento de que a informação e o conhecimento, disponíveis para uso e manejo dessas plantas em pastagens, não estão sendo utilizados de maneira adequada e, ou, apresentam limitações que se tornam aparentes quando de sua implementação em situações específicas e particulares de produção.

Aparentemente, o mesmo fator positivo, que permite e possibilita às plantas desses gêneros, alta produção de forragem (altas taxas de acúmulo), é que faz com que práticas e recomendações generalistas de formação e de manejo do pastejo (adubação, preparo do solo, períodos de descanso, taxas de lotação e ofertas de forragem fixas) sejam ineficazes e inconsistentes; causando prejuízos de ordem quantitativa e qualitativa para a produção animal.

As plantas do gênero *Brachiaria* são caracterizadas pela sua grande flexibilidade de uso e manejo, sendo tolerantes a uma série de limitações e, ou, condições restritivas de utilização para um grande número de espécies forrageiras. Dentre as braquiárias, a *Brachiaria brizantha* cv Marandu (capim-Marandu) adquiriu uma grande expressividade nas áreas de pastagens cultivadas e, por essa razão, tornou-se uma das plantas forrageiras mais detalhadamente estudadas no meio científico nacional (DA SILVA; CORSI, 2003; GONÇALVES, 2002).

As plantas do gênero *Panicum* são caracterizadas pelo seu grande potencial de produção de forragem sendo, porém, menos flexíveis que plantas como as do gênero *Brachiaria* por apresentarem limitações e, ou, dificuldades para serem manejadas sob lotação contínua, prevalecendo, de uma forma geral, o seu uso na forma de pastejo rotacionado. Dentre os diversos cultivares, *Panicum maximum* cv Mombaça (capim-Mombaça) e cv Tanzânia (capim-Tanzânia) adquiriram grande destaque nas áreas de pastagens cultivadas do país e, por essa razão, têm concentrado boa parte dos esforços e recursos investidos em pesquisa em anos recentes (BARBOSA, 2004).

A intensificação da mecanização é usada constantemente com intuito de melhorar as condições de implantação e desenvolvimento de plantas forrageiras. Entretanto, muitas vezes, a produtividade é comprometida pelo excesso ou pela inadequação de práticas às quais o solo é submetido, desde o seu preparo até a colheita da cultura que nele se estabeleceu. Embora o objetivo do manejo do solo seja alterar algumas de suas propriedades físicas,

conferindo-lhes novas condições que favoreçam o crescimento e o desenvolvimento das plantas, via de regra, tem proporcionado deterioração dessas propriedades.

Os diferentes sistemas de manejo do solo têm a finalidade de criar condições favoráveis ao desenvolvimento das culturas. Todavia, o desrespeito às condições mais favoráveis para o manejo do solo e para o uso de máquinas cada vez maiores e pesadas para essas operações pode levar às modificações da sua estrutura; causando-lhe maior ou menor compactação, que poderá interferir na densidade do solo, na porosidade, na infiltração de água e no desenvolvimento radicular das culturas, e, conseqüentemente, reduzir sua produtividade.

O sistema de manejo do solo com grade aradora tem sido o mais usado na implantação de forrageiras. Normalmente, a grade trabalha o solo a pouca profundidade e apresenta alto rendimento de campo, porém o uso contínuo desse implemento pode levar à formação de camadas compactadas, chamadas “pé-de-grade” (SILVA, 1992). O arado de aiveca é pouco usado porque requer maior tempo e energia para a sua operação que os demais implementos, embora se tenha obtido maior produtividade de milho, de soja e de trigo (KLUTHCOUSKI et al., 2000) quando comparado com o plantio direto ou com o preparo com grade aradora. Isto ocorreu devido ao pior desenvolvimento do sistema radicular nesses sistemas de manejo, por causa da compactação do solo na camada superficial ou subsuperficial, respectivamente.

O plantio direto pode ser uma alternativa ao sistema convencional de preparo do solo e contribuir para a sustentabilidade de sistemas agrícolas intensivos, por manter o solo coberto por restos culturais ou por plantas vivas o ano inteiro, minimizando os efeitos da erosão e, ainda, manter o conteúdo de matéria orgânica (ALBUQUERQUE et al., 2001).

No sistema plantio direto em geral, os solos apresentam, na camada superficial, após três a quatro anos, maiores valores de densidade e de microporosidade; e menores valores de macroporosidade e porosidade total, quando comparados com o preparo convencional, decorrente, sobretudo, do arranjo natural do solo, quando não é mobilizado, e da pressão provocada pelo trânsito de máquinas e de implementos agrícolas; em particular

quando realizado em solos argilosos e com teores elevados de umidade (VIEIRA et al., 2002).

Em condições de clima temperado, Cruz et al. (2009) verificaram que, após três a quatro anos, o solo sob plantio direto apresentou maior porosidade que o preparado com arado de aiveca. Assim, em condições de plantio direto estabilizado, maiores produtividades de forrageiras, de milho, de soja e de trigo foram obtidas em relação aos manejos que mobilizavam mais o solo (SANTOS et al., 2006).

Verifica-se que, para algumas culturas, o preparo mínimo do solo propicia maiores produções em comparação com o convencional. No entanto, são as avaliações de efeitos dos sistemas de manejo do solo (FALLEIRO et al., 2003).

Estudando dois tipos de forrageiras, Bowman et al. (2008) verificaram maior produção de biomassa para o *Andropogon gayanus* e *Brachiaria brizantha* foi obtida no manejo do solo com grade aradora+arado de discos e grade aradora, respectivamente, sendo que os sistemas de manejo do solo entre as espécies *Andropogon gayanus* e *Brachiaria brizantha brizantha* diferiram na produção de biomassa, apenas na terceira semana de avaliação.

Analisando três sistemas de manejo do solo em termos de produtividade da *Panicum maximum*, Valência et al. (2008) verificaram que o plantio direto proporcionou um rendimento 17% superior em relação ao manejo que utilizou somente grades pesada e leve, notando-se que práticas conservacionistas que utilizaram o escarificador e o plantio direto, proporcionaram aumentos na sua produtividade com o decorrer do tempo.

Martins et al. (2006), estudaram a produtividade do milho, em Latossolo Vermelho Escuro, sob cinco sistemas de manejo do solo, com e sem manejo do resíduo por meio de roçadora, observaram que a produtividade dessa gramínea não foi influenciada por nenhum dos sistemas de manejo estabelecidos.

O sistema de manejo do solo não influencia a produtividade da cana-de-açúcar de forma significativa ($p > 0,05$), porém o manejo do solo com implementos que permite exploração em maiores profundidades, o que propicia as maiores produções dessa cultura (SILVA et al., 2005).

As produtividades da soja e do milho não diferiram significativamente ($p > 0,05$) sob efeito de cinco sistemas de manejo (plantio direto contínuo, plantio direto com escarificação a cada três anos, plantio direto no verão com escarificação no outono/inverno, preparo conservacionista: escarificador mais grade niveladora, e plantio convencional: arado de discos mais grade niveladora), indicando que para essas culturas, mudanças no estado estrutural do solo, não comprometeram sua produtividade (SECCO et al., 2005).

O pisoteio animal em regime de pastejo contínuo durante o inverno/primavera e o impacto dos sistemas de plantio direto e convencional na produção de silagem e de grãos, e na distribuição radicular foram estudados em Podzólico Vermelho Amarelo. No inverno foram semeadas conjuntamente a aveia e o azevém, e milho no verão. Verificou-se que a produção de grãos e de silagem não foi diferente entre os tratamentos. A porcentagem de raízes na camada superficial foi cerca de 10% maior no sistema de plantio direto (GUIMARÃES, 2000).

Na produção de milho, o método do cultivo mínimo, com o uso de um escarificador e do plantio direto, foram economicamente viáveis. Porém o cultivo mínimo demonstrou maior receita líquida, menor custo/saca e maior relação benefício/custo (MELO FILHO et al., 2006).

Neste contexto, a hipótese deste estudo é de que o sistema de manejo do solo influencia a produtividade e o índice de área foliar de forrageiras. Para negar ou confirmar esta hipótese, os objetivos com este trabalho foram: (1) verificar, em condições experimentais, se o preparo convencional, o cultivo mínimo e o plantio direto têm influência na produtividade das forrageiras (capim-brachiaria e capim-mombaça) em termos de produção de biomassa e índice de área foliar; (2) obter as correlações entre produtividade de matéria seca e índice de área foliar em função do período de crescimento após semeadura para cada manejo do solo.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Este trabalho foi realizado na área experimental do Instituto Federal de Ensino Superior, Campus de Santa Teresa, localizada no município de Santa Teresa, região Serrana do Espírito Santo, situado entre as coordenadas 19°48'36" de latitude sul e 40°40'48" de longitude oeste de Greenwich, e altitude média de 150 m. O clima da região é temperado úmido com inverno seco e verão quente, Cwa, segundo a classificação de Köppen e Geiger (1928). A média de temperatura nos meses mais quentes está entre 27,8 e 30,7°C e a dos meses mais frios entre 9,4 e 11,8°C, com temperatura média anual entre 16 e 18°C. O índice pluviométrico para a área experimental é superior a 1.800 mm anuais. O solo é classificado como Latossolo Amarelo Eutrófico, textura arenosa, com 300 g kg⁻¹ de argila, 70 g kg⁻¹ de silte e 630 g kg⁻¹ de areia, conforme Neiro (2002).

A área experimental foi cultivada nos cinco anos anteriores à implantação do experimento, em um sistema de preparo conservacionista, rotação de cultura e cultivo mínimo do solo, com as culturas de sorgo (*Sorghum bicolor*) e Colônia (*Panicum maximum*). As adubações para as culturas foram realizadas conforme recomendações técnicas baseadas em análises de solo.

Para a caracterização do solo da área experimental, as variáveis quantificadas foram a densidade do solo (Ds), a porosidade total (Pt), o volume de macroporos (Mac), o volume de microporos (Mic) e a resistência do solo à penetração (Rp), além da umidade gravimétrica do solo (Ug). A densidade e a

umidade gravimétrica do solo foram determinadas no Laboratório de Física do Solo do Instituto de Educação, Ciência e Tecnologia do Espírito Santo (IFES), Campus Santa Teresa-ES; a porosidade total, volume de macroporos e microporos foram determinadas no Laboratório de Física do Solo da Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

Para análise da densidade do solo foram coletadas amostras indeformadas por meio do método do anel volumétrico de Uhland em dois níveis de profundidade do perfil do solo, 0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 m, utilizando-se o ponto de cruzamento das coordenadas X, Y como local de amostragem. Após a coleta, as amostras foram colocadas em estufa durante 24 horas, a 105°C. A densidade do solo foi determinada utilizando a seguinte expressão:

$$D_s = \frac{M_s}{V_a} \quad (1)$$

em que D_s é a densidade do solo (kg dm^{-3}); M_s , massa do solo secado em estufa a 105°C; e V_a , volume do anel (cm^3).

A porosidade foi determinada pelo método indireto:

$$P_t = \left(1 - \frac{D_s}{D_p}\right) \times 100 \quad (2)$$

em que P_t é a porosidade total (%); D_s , densidade do solo (kg dm^{-3}); e D_p , densidade das partículas (kg dm^{-3}).

A densidade das partículas foi determinada pelo método do balão volumétrico, proposto por Kiehl (1979) e o volume de microporos foi determinado pelo método da mesa de tensão (EMBRAPA, 1999). O volume de macroporos foi determinado pelo método indireto:

$$Mac = P_t - Mic \quad (3)$$

em que Mac é o volume de macroporos ($\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$); Mic , volume de microporos ($\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$).

A resistência do solo à penetração foi determinada por meio de um penetrômetro marca DLG, modelo PNT-2000, com uma haste de 600 mm de

comprimento, 9,53 mm de diâmetro, equipada com um cone de 129,3 mm² de área da base, 12,83 mm de diâmetro e 30 graus de ângulo sólido. Foram determinados nos pontos de cruzamento das coordenadas X, Y como local de amostragem. A resistência do solo à penetração foi expressa através do índice de cone (IC), nos intervalos de 0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 m, conforme metodologia da ASAE S 313, citada por Balastreire (1987).

Para a determinação do teor de água no solo utilizou-se o método padrão de estufa, seguindo a metodologia da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA (1999). As amostras foram coletadas nos pontos de cruzamento das coordenadas X, Y como local de amostragem.

A análise da composição química e textural do solo foram realizadas pelo Laboratório de Análises e Controle de Qualidade Ltda. (Agrolab), situado no município de Vila Velha, ES, de acordo com a metodologia descrita pela Embrapa (1999).

Antes do plantio, foi feito um teste de germinação das sementes no Laboratório de Pesquisa em Sementes do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa. Utilizou-se como substrato, o papel germitest, umedecido com água destilada na proporção de 2,5:1. Foram retiradas, ao acaso, da porção semente pura de cada amostra, quatro repetições de 100 sementes e colocadas para germinar à temperatura alternada de 20 a 30°C de acordo com as Regras para Análise de Sementes (BRASIL, 1992). As contagens foram realizadas aos sete dias. Durante as contagens, observou-se a sanidade e a porcentagem de germinação das sementes, essas anotadas em respectiva ficha de análise. O Quadro 1 apresenta as características das sementes das forrageiras utilizadas no experimento.

O Quadro 2 apresenta as características das máquinas e implementos utilizados nas operações de cultivo, manejo do solo e plantio.

Quadro 1 – Características das sementes das forrageiras

Forrageira	Pureza (%)	Germinação (%)	Valor cultural (%)
<i>Braquiaria brizantha</i> (Marandu)	40,3	81	32
<i>Panicum Maximum</i> (Mombaça)	40	40	16

Quadro 2 – Especificações técnicas das máquinas e implementos utilizados

Máquina e, ou, implemento	Especificações técnicas
Trator	Marca New Holland, modelo TL 85 E, tração dianteira auxiliar; motor MWM, potência de 83 cv a 2400 rpm; turbo aspirado.
Arado de discos	Marca Baldan, reversível modelo AR-PR; largura de corte de 800 a 900 mm; três discos de 28 polegadas, massa total 560 kg.
Grade niveladora	Marca Baldan, tipo offset, modelo NV; largura de trabalho 2.350 mm; 28 discos de 20 polegadas, massa total 630 kg.
Escarificador	Marca Super Tatu, modelo CE; 9 hastes, comprimento do chassis de 2.800 mm; massa total 188 kg.
Pulverizador	Marca Jacto, modelo JP-402-A; pressão máxima da bomba 21 kgf cm ⁻² a 540 rpm; comprimento da barra de pulverização de 10 m; distância entre bicos de 50 cm; bicos de jato plano.
Semeadora	Marca Semeato, plantio direto, modelo SHMA/11; 11 linhas; capacidade do depósito de sementes de 38 L, capacidade do depósito de fertilizante de 366 L.

O experimento foi instalado em blocos casualizados em esquema de parcela sub-subdividida, sendo as parcelas constituídas pelos três sistemas de manejo do solo (preparo convencional, cultivo mínimo e plantio direto); as subparcelas constituídas por duas forrageiras (*Brachiaria brizantha* e mombaça); e as sub-subparcelas por cinco períodos de avaliação de produtividade (30, 45, 60, 75 e 90 dias após plantio), com quatro repetições. As unidades experimentais tinham 6 metros de largura e 20 metros de comprimento, espaçadas três metros entre si.

Aplicou-se a dose de 3,0 L ha⁻¹ de Glifosato Potássico para dessecação pré-semeadura na área de aproximadamente 0,5 ha, onde o experimento foi implantado (Figura 1). Quinze dias após a aplicação, com a palhada completamente seca e acamada sobre o solo, o experimento de campo foi implantado.



Figura 1 – Aplicação de herbicida pré-semeadura.

O manejo de solo convencional (PC) foi feito com uma passada do arado de discos, com objetivo de revolver a leiva do solo e incorporar o resto de cultura e palhada dessecada, seguida de duas passadas com a grade niveladora para nivelar o solo e destorroá-lo ao ponto de receber as sementes das forrageiras (Figura 2).



(a)



(b)

Figura 2 – Preparo convencional do solo na área experimental: (a) aração; (b) gradagem.

Para o cultivo mínimo (CM) utilizou-se uma passada do escarificador com hastes espaçadas de 0,20 m, o mesmo espaçamento utilizado na semeadura das forrageiras com intuito que as sementes fossem depositadas apenas na local onde o solo foi trabalhado, conforme Figuras 3a e 3b.



(a)



(b)

Figura 3 – Escarificador usado no cultivo mínimo do solo.

No plantio direto (PD) as sementes das forrageiras foram depositadas diretamente sobre a palhada dessecada utilizando-se uma semeadora-adubadora específica para esta finalidade, conforme Figura 4. A semeadora-adubadora foi regulada para um espaçamento entre linhas de 0,20 m e as sementes foram depositadas no solo em uma profundidade média de 0,02 m, tanto para capim-brachiaria quanto para o capim-mombaça.



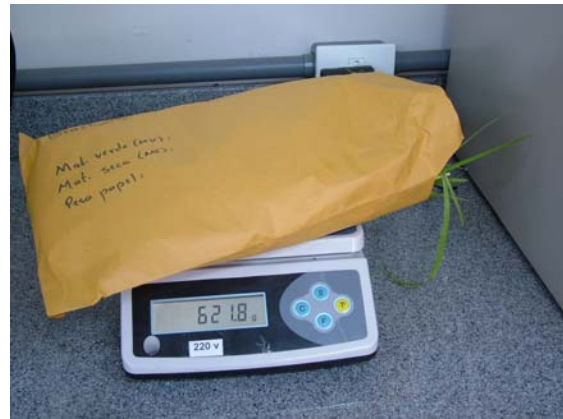
Figura 4 – Semeadora de plantio direto usada. (a) discos de corte da palhada; (b) rodas compactadoras; (c) detalhe de espaçamento entre linhas; (d) plantio propriamente dito.

A semeadura das forrageiras nas áreas preparadas convencionalmente (PC) e naquelas submetidas ao cultivo mínimo foi realizado por meio de semeadora-adubadora usada no plantio direto com mesmo espaçamento e regulagem entre linhas.

As variáveis de produtividade analisadas foram matéria seca total (MS) e índice de área foliar (IAF) avaliados em cada um dos períodos após o plantio, ou seja, 30, 45, 60, 75 e 90 dias. Para determinação da produção de matéria seca, as forrageiras foram cortadas, em média, a 0,10 m do solo. O corte foi feito em pontos aleatórios em cada unidade experimental, utilizando-se um gabarito de 1 m² (1 x 1 m), conforme a Figura 5a. O material coletado foi colocado em saco de papel identificado e pesado (Figura 5b) e levado à estufa de ventilação forçada, às temperaturas entre 58 e 65°C para determinação de sua matéria seca e estimativa da produção de matéria seca total.



(a)



(b)

Figura 5 – Corte, identificação e pesagem.

O índice de área foliar foi determinado indiretamente com aparelho analisador (ceptômetro) de dossel AccuPAR, modelo LP-80, mostrado na Figura 6. As medições foram realizadas a partir de uma leitura de referência sobre o dossel forrageiro e uma das leituras feitas abaixo do dossel (no nível do solo). As medições foram realizadas sempre ao amanhecer, evitando uma superestimativa recorrente da elevada radiação transmitida pelas folhas quando a luz incide diretamente. Em cada unidade experimental foram realizadas 10 leituras acima e 10 leituras abaixo do dossel. A partir destas leituras, o aparelho estimou o índice de área foliar foi estimado na aparelho (ceptômetro) por meio de equações matemáticas (WELLES, 1991).

Os dados de produção de biomassa e índice de área foliar foram submetidos à análise exploratória, a partir da qual se obteve a média e a mediana como medidas de tendência central; a variância e o coeficiente de variação como medidas de dispersão. Também foram avaliados os coeficientes de assimetria e curtose para a verificação da posição dos dados em relação à distribuição normal. Os dados foram submetidos ao teste Kolmogorov-Smirnov, para a constatação da aproximação à distribuição normal.



Figura 6 – Ceptômetro para obtenção de leituras de radiação acima e abaixo do dossel da forrageira.

Os efeitos dos sistemas de manejo do solo sobre a produtividade das forrageiras foram interpretados por meio de análise de variância, segundo o delineamento de blocos casualizados. A diferença entre médias dos tratamentos foi avaliada pelo teste de Tukey, considerando uma significância de 5%. Com finalidade de ajustar as curvas de produtividade nos diferentes períodos avaliados, foi realizada a análise de regressão. Os modelos foram escolhidos com base na significância dos coeficientes de regressão e coeficiente de determinação, utilizando o *Statistical Analysis System* (SAS INSTITUTE, 2002) e Sistema para Análises Estatísticas (UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA – UFV, 2007), considerando um nível de significância igual a 5%.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O Quadro 1 apresenta os resultados da análise química do solo. Estas não foram corrigidas, pois se apresentavam dentro da faixa considerada adequada para implantação das forrageiras.

As frações de areia, silte e argila, obtidas pela análise granulométrica do solo da área experimental são apresentadas no Quadro 2. O solo foi classificado como de textura areno-argilosa, seguindo as descrições da Embrapa (1999).

No Quadro 3 são apresentadas médias das propriedades físicas do solo na área experimental. As características analisadas foram teor de água (Ug), densidade do solo (Ds), porosidade total (Pt), macroporosidade (Mac) e microporosidade (Mic), sendo determinadas em duas faixas de profundidade (0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 m). O maior teor percentual de água foi observada na faixa de 0,15 a 0,30 m, enquanto o maior valor de densidade foi observado na faixa de 0 a 0,15 m de profundidade.

Os valores médios de resistência do solo à penetração, em função da profundidade são apresentados na Figura 7. A resistência do solo a penetração e profundidade são diretamente proporcionais, sendo que valor máximo obtido foi de 2,44 MPa.

O resumo da análise de variância para variáveis analisadas, matéria seca (MS) e índice de área foliar (AF) são apresentados no Quadro 4.

Quadro 1 – Propriedades químicas do solo da área experimental na faixa de 0 a 0,20 m de profundidade

Propriedade química	Valor na área experimental	Faixa recomendada
pH	6,0	6,0 – 6,9
P	21,5	20,1 – 30
K	80	71 – 120
Ca ⁺²	5,05	≥ 4,0
Mg ⁺²	1,69	≥ 1,5
Al ⁺³	0,00	≤ 20
SB	6,45	≥ 6,0
(t)	6,70	4,61 – 8,0
(T)	11,13	8,61 – 15,0
V	64,0	60,1 – 80,0
m	0,0	≤ 15
P-rem	36,0	≥ 30

pH = potencial hidrogeniônico; P = fósforo, em mg.dm⁻³; K = potássio, em mg.dm⁻³; Ca⁺² = cálcio, em mg.dm⁻³; Mg⁺² = magnésio, em mg.dm⁻³; Al⁺³ = alumínio, em mg.dm⁻³; SB = soma de bases, em mg.dm⁻³; (t) = capacidade de troca de cátions efetiva, em mg.dm⁻³; (T) = capacidade de troca de cátions em pH 7, em mg.dm⁻³; V = saturação de bases, %; m = saturação por alumínio, %; P-rem = disponibilidade de fósforo.

Quadro 2 – Análise granulométrica do solo da área experimental, na faixa de 0 a 0,20 m

Partícula	Fração (g kg ⁻¹)	Fração (%)
Areia	630	63
Silte	70	7
Argila	300	30

Quadro 3 – Media \pm desvio padrão para as variáveis teor de água no solo (Ug), densidade do solo (Ds), porosidade total (Pt), macroporosidade (Mac) e microporosidade (Mic).

Faixa de profundidade (m)	Ds (kg dm ⁻³)	Pt (m ³ m ⁻³)	Ug (kg kg ⁻¹)	Mac (m ³ m ⁻³)	Mic (m ³ m ⁻³)
0 a 0,15	1,40 \pm 0,079	0,371 \pm 0,073	0,200 \pm 0,008	0,093 \pm 0,018	0,278 \pm 0,055
0,15 a 0,30	1,55 \pm 0,081	0,294 \pm 0,016	0,230 \pm 0,015	0,073 \pm 0,004	0,278 \pm 0,055

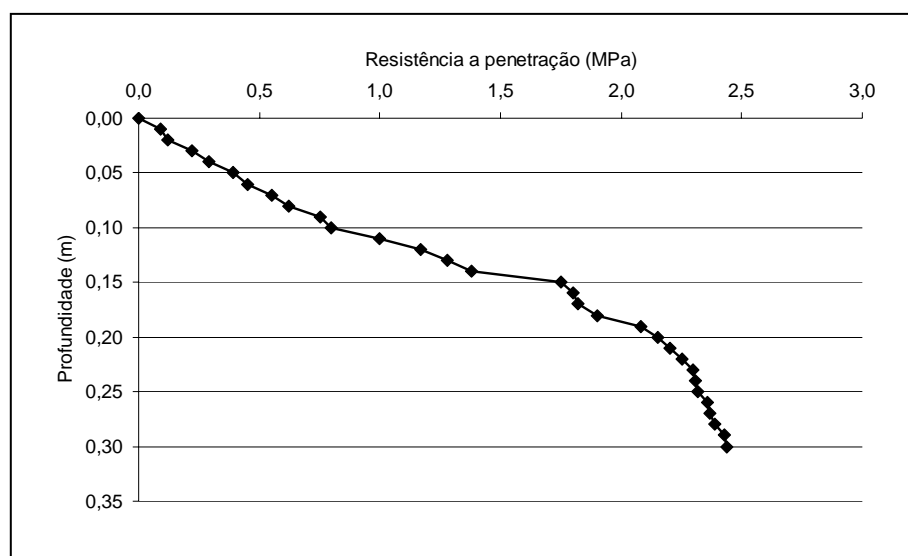


Figura 7 – Resistência do solo à penetração, em função da profundidade.

Quadro 4 – Resumo da análise de variância da matéria seca e índice de área foliar para os fatores analisados e as diferentes interações

Fonte de variação	Graus de liberdade	MS	IAF
		Quadrado médio	
Bloco	3	58.959,3*	0,22*
Preparo (P)	2	93.036,1*	1,79*
Erro A	6	12.887,3	0,03
Forageira (F)	1	8.217.620,0 ^{ns}	6,12 ^{ns}
P x F	2	135,4 ^{ns}	0,05 ^{ns}
Erro B	9	4.806,9	0,046
Período (PER)	4	0,00*	90,69*
PER x P	8	3.440,99 ^{ns}	0,052 ^{ns}
PER x F	4	1.009572,0*	0,33*
PER X P X F	8	3.619,0 ^{ns}	0,039 ^{ns}
Resíduo	120	8635,8	0,043
CV (%)		3,54	5,64
Sistema de manejo (P)			
Preparo convencional		2.671,9 a	3,87 a
Cultivo mínimo		2.609,6 b	3,69 b
Plantio direto		2.598,6 b	3,52 c

Em cada coluna para cada fator, médias seguidas de mesmas letras minúsculas não diferem entre si, pelo Teste de Tukey, a 5% de probabilidade. ns: não significativo ($p > 0,05$); * significativo ($p \leq 0,05$).

Nos resultados apresentados no Quadro 4 verifica-se que somente o manejo do solo, o período e a interação entre período e a forrageira apresentaram diferença considerada significativa ($p < 0,05$) em relação à produção de matéria seca e índice de área foliar. Porém, estatisticamente o manejo do solo não apresentou diferença significativa ($p > 0,05$) na interação com espécie forrageira. O fato de não ter ocorrido interação significativa entre os sistemas de manejo do solo, período e forrageira na resposta de matéria seca e índice de área foliar pode ser explicado pelo manejo adequado do solo na área experimental nos períodos anteriores a implantação do experimento. Brustolin et al. (2001), Leite (2002) e Silva (2003) não obtiveram diferenças significativas ($p > 0,05$) na produtividade do milho forrageiro em função do manejo do solo e do espaçamento entre linhas de plantio.

Estudando sistemas de manejo do solo na cultura de milho, Marques (2002) e Silva (2003), não encontraram nenhuma influência destes na produtividade. Moreira Filho et al. (2008), em estudo sobre o crescimento vegetativo da capim-mombaça submetido a diferentes manejos do solo, não encontraram diferenças significativas ($p > 0,05$) no acúmulo de matéria seca, altura de corte e índice de área foliar. Cruz et al. (2009) estudaram o consórcio de milho com *Brachiaria brizantha* e concluíram que a semeadura direta e o cultivo mínimo não proporcionaram diferenças significativas entre si, contudo apresentaram resultados inferiores ao do sistema convencional. Aguiar et al. (2004), Pequeno (2006) e Benett (2008) concluíram que o acúmulo de matéria seca e o índice de área foliar em forrageiras depende da adubação, da fertilidade do solo, da disponibilidade de água e, em menor grau, do sistema de manejo do solo.

Os resultados médios de produção de matéria seca e de índice de área foliar das forrageiras submetidas ao preparo convencional foram significativamente maiores do que os encontrados para o cultivo mínimo e para o plantio direto, o que pode ser explicado pelo fato da quebra da camada compactada na superfície, propiciando o melhor contato das sementes com solo. Conclusão semelhante a essa foi apresentada por Kluthcouski et al. (2000) que constataram a indução de maiores produtividades sob preparo convencional, nos primeiros anos de produção. A produção de matéria seca e o índice de área foliar maiores, registrados no preparo convencional e no cultivo mínimo quando, comparados ao plantio direto, também pode estar relacionados à maior mineralização da matéria orgânica nos primeiros manejos. Isto pela mobilização do solo, o que gera maior nitrogênio disponível para as culturas. O rendimento menor das forrageiras sob plantio direto pode ser atribuído à formação de camadas compactadas induzidas por esse sistema de manejo, principalmente próximo a superfície do solo, fato observado por Suzuki e Alves (2004).

A matéria seca e o índice de área foliar apresentaram diferenças significativas em função do período da avaliação e da e da forrageira, embora o sistema de manejo do solo não tenha manifestado diferenças quando sob efeito da interação com a forrageira. Observou-se uma tendência do preparo convencional proporcionar maiores produtividades tanto para *Brachiaria*

brizantha como para o capim-mombaça. O Quadro 5 apresenta os resultados de produção de matéria seca e de índice de área foliar em função do período pós plantio. Trinta dias após a semeadura não se observou diferença entre a produção de matéria seca entre a *Brachiaria brizantha* e o capim-mombaça, o que pode ser explicado pelo fato do sistema radicular das forrageiras serem semelhantes nos primeiros 30 dias. Nos demais períodos, a produção de matéria seca do capim-mombaça foi significativamente superior a da *Brachiaria brizantha*. Em relação ao índice de área foliar, não se observou diferença significativa ($p > 0,05$) entre as forrageiras, porém a diferença é significativa quando comparadas por período.

Quadro 5 – Matéria seca e índice de área foliar em função do período após semeadura e forrageira

Parâmetro avaliado	Forrageira	Período após a semeadura (dias)				
		30	45	60	75	90
Matéria seca (kg ha ⁻¹)	<i>Brachiaria brizantha</i>	605,6 aA	915,2aB	1736,1aC	3910,6 aD	4897,1 aE
	Mombaça	652,8 aA	1111,7 bB	2079,1 bC	4717,6 bD	5640,1 bE
Índice de área foliar	<i>Brachiaria brizantha</i>	1,31 aA	2,64 aB	3,74 aC	4,78 aD	5,01 aE
	Mombaça	1,41 aA	3,25 aB	4,20 aC	5,15 aD	5,39 aE

Médias seguidas pela mesma letra minúscula na coluna e mesma letra maiúscula na linha não apresentam diferenças significativas entre si, considerando um nível de 5% de probabilidade pelo teste de Tukey.

A análise de regressão permitiu a obtenção do modelo explanatório “raiz quadrada” que demonstra a tendência do acúmulo de matéria seca e índice de área foliar durante o período do experimento (Figuras 8a e 8b).

As taxas de acúmulo em matéria seca superam aquelas obtidas por diversos autores citados por Miller et al. (2002): Bryan e Sharpe (1965) obtiveram 2,24 kg ha⁻¹ dia⁻¹ para o capim Pangola (*Digitaria decumbens* Stent); Singh e Chatterjee (1968) reportaram taxas de 7,0; 5,4 e 1,1 kg ha⁻¹ dia⁻¹ para os capins *Brachiaria brizantha*, *Andropogon gayanus* e *Paspalum notatum*, respectivamente; Pedreira (1973) obteve, para o capim Colonião, taxas de 2,0; 3,6 e 8,7 kg ha⁻¹ dia⁻¹, nos meses de julho, agosto e setembro, respectivamente; enquanto Pedreira (1979), ainda para o capim Colonião, reporta taxas de 1,7; 7; 12,2; 22,3 e 39,6 kg ha⁻¹ dia⁻¹, nos meses de agosto, setembro, outubro, novembro e dezembro, respectivamente.

4. CONCLUSÕES

- Os sistemas de manejo do solo utilizados influenciam na produção de matéria seca e no índice de área foliar, independente da forrageira, sendo que o preparo convencional apresentou melhores resultados.
- O preparo convencional proporcionou maiores produções de biomassa e de índice de área foliar quando comparado ao cultivo mínimo e o plantio direto.
- O manejo do solo não pode ser considerado isoladamente como fator relevante na produção de matéria seca e de índice de massa foliar.

5. REFERÊNCIAS

AGUIAR, A.P.A. et al. Crescimento de uma pastagem de capim braquiarião (*Brachiaria brizantha* brizantha cv marandu) irrigada e manejada intensivamente. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 41., 2004, Campo Grande. **CD-ROM...** Campo Grande: SBZ, 2004.

ALBUQUERQUE, J.A. et al. Efeitos da integração lavoura-pecuária nas propriedades físicas do solo e características da cultura do milho. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 25, p. 717-723, 2001.

BALASTREIRE, L.A. **Máquinas agrícolas**. São Paulo: Manole, 1987. 307 p.

BARBOSA, R.A. **Características morfofisiológicas e acúmulo de forragem em capim-Tanzânia (*Panicum maximum* Jacq. cv. Tanzânia) submetido a freqüências e intensidades de pastejo**. 2004. Tese (Doutorado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

BENETT, C.G.S. Resposta da *Brachiaria brizantha* brizantha cv. Marandu a diferentes tipos de adubação. **Revista de Ciências Agro-Ambientais**, Alta Floresta, v. 6, n. 1, p. 13- 20, 2008.

BOWMAN, M.T.; BECK, P.A.; WATKINS, K.B.; ANDERS, M.M.; GADBERRY, M.S.; LUSBY, K.S.; GUNTER, S.A.; HUBBELL, D.S. Tillage systems for production of small-grain pasture. **Agronomy Journal**, v. 100, p. 1289-1295, 2008.

BRASIL. Ministério da Agricultura e Reforma Agrária. **Regras para análise de sementes**. Brasília: SNDA/DND/CLAV, 1992. 365 p.

BRUSTOLIN, R. et al. Desenvolvimento e rendimento do milho safrinha cultivando em diferentes espaçamentos entre linhas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 30., 2001, Foz do Iguaçu. **CD-ROM...** Foz do Iguaçu: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 2001.

CRUZ, S.C.S. et al. Consórcio de milho e *Brachiaria brizantha decumbens* em diferentes preparos de solo. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 31, n. 4, p. 633-639, 2009.

DA SILVA, S.C.; CORSI, M. Manejo do pastejo. In: SIMPÓSIO SOBRE MANEJO DE PASTAGENS, 20., 2003, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: FEALQ, 2003. p. 155-186.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro, 1999. 412 p.

GONÇALVES, A.C.A. **Características morfogênicas e padrões de desfolhação em pastos de capim-Marandu submetidos a regimes de lotação contínua**. 2002. Dissertação (Mestrado em Agronomia – Ciência Animal e Pastagens) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP.

GUIMARÃES, E.C. **Variabilidade especial de atributos de um Latossolo Vermelho Escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao planto direto e ao plantio convencional**. 2000. 90 p. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, SP.

KLUTHCOUSKI, J.; FANCELLI, A.L.; DOURADO-NETO, D.; RIBEIRO, C.M.; FERRARO, L.A. Manejo do solo e o rendimento da soja, milho, feijão e arroz em plantio direto. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 57, n. 1, p. 97-104, 2000.

KÖPPEN, W.; GEIGER, R. **Klimate der erde**. Gotha: Verlag Justus Perthes, 1928.

LEITE, M.A.S. **Efeitos do preparo do solo e de dois espaçamentos entre fileiras sobre a cultura do milho**. 2002. 115 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia - Energia na Agricultura) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Federal Paulista, Botucatu, SP.

MARQUES, J.P. **Efeito dos sistemas de manejo do solo e da cobertura de entressafra na cultura da soja**. 2002. 233 p. Tese (Doutorado em Agronomia - Energia na Agricultura) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Federal Paulista, Botucatu, SP.

MARTINS, G.C.; FERREIRA, M.M.; VITORINO, C.T.; SILVA, M.L.N. Campos nativos a matas adjacentes da região de Humaitá (AM): atributos diferenciais dos solos. **Ciênc. Agrotc.**, Lavras, v. 30, n. 2, p. 221-227, 2006.

MELO FILHO, J.F.; OLIVEIRA, A.S.; LOPES, L.C.; VELLAME, L.M. Análise estatística exploratória e variabilidade da densidade do solo em um perfil de latossolo amarelo coeso dos tabuleiros costeiros da Bahia. **Ci. Agrotec.**, v. 30, p. 199-205, 2006.

MILLER, D.K. et al. Weed control and cotton tolerance with CGA 362622. In: SOUTHERN WEED SCIENCE SOCIETY, 55., 2002, Atlanta. **Proceedings...** Atlanta: Hyatt Regency, 2002. p. 30.

MOREIRA FILHO, A. et al. Crescimento vegetativo da mombaça submetida a diferentes manejos de solo, densidade de plantio e alturas e corte. **Revista Caatinga**, v. 21, n. 4, p. 147-153, 2008.

NASCIMENTO JÚNIOR, D.; DA SILVA, S.C.; ADESE, B. Perspectivas futuras do uso de gramíneas em pastejo. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 41.; SIMPÓSIO FORRAGEIRAS E PRODUÇÃO EM PASTAGENS, 2004, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande, MS: EMBRAPA CNPGC, 2004. p. 130-141.

NEIRO, E.S. **Propriedades físicas e químicas de um Latossolo Vermelho Distroférico, sob rotação e sucessão de culturas, sob semeadura direta.** 2002. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, PR.

PEQUENO, D.N.L. Efeito da época de semeadura da *Brachiaria brizantha* Brizantha em consórcio com milho, sobre caracteres agrônômicos da cultura anual e da forrageira em Gurupi, Tocantins. **Amazônia: Ci. & Desenvolv.**, Belém, v. 2, n. 3, 2006.

SANTOS, M.L.; CARVALHO, M.P.; RAPASSI, R.M.A.; MURAISHI, C.T.; MALLER, A.; MATOS, F.A. Correlação linear e espacial entre produtividade de milho (*Zea mays* L.) e atributos físicos de um latossolo vermelho distroférico sob plantio direto do cerrado brasileiro. **Acta Sci.**, v. 28, n. 3, p. 313-321, 2006.

SAS INSTITUTE. **SAS user's guide:** statistics, version 9.1. Cary, 2002.

SECCO, D.; DA ROS, C.O.; SECCO, J.K.; FIORIN, J.E. Atributos físicos e produtividade de culturas em um latossolo vermelho argiloso sob diferentes sistemas de manejo. **Rev. Bras. Ci. Solo**, v. 29, p. 407-414, 2005.

SILVA, J.G. **Ordens de gradagem e sistemas de aração do solo: desempenho operacional, alterações na camada mobilizada e respostas do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.).** 1992. 180 p. Tese (Doutorado) – Universidade do Estado de São Paulo, Botucatu, SP.

SILVA, P.R.A. **Mecanismos sulcadores de semeadura-adubadora na cultura do milho no sistema de plantio direto**. 2003. 90 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia - Energia na Agricultura) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Federal Paulista, Botucatu, SP.

SILVA, A.J.N.; CABEDA, M.S.V.; LIMA, J.F.W.F. Efeito de sistemas de uso e manejo nas propriedades físico-hídricas de um argissolo amarelo de tabuleiro costeiro. **Rev. Bras. Ci. Solo**, v. 29, n. 6, p. 833-842, 2005.

SUZUKI, L.E.A.S.; ALVES, M.C. Produtividade do milho (*Zea mays* L.) influenciada pelo preparo do solo e por plantas de cobertura em um latossolo vermelho. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 26, n. 1, p. 61-65, 2004.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA – UFV. **SAEG**: sistema para análises estatísticas, versão 9.1. Viçosa, 2007.

VALÊNCIA, E.; RODRIGUEZ, A.; ALMODOVAR, L. Tillage effects on botanical composition of bluepea (*Clitoria ternatea*) – guineagrass (*Panicum maximum* Jacq.) pastures. In: 2008 JOINT ANNUAL MEETING, 2008, Houston. **Proceedings...** Houston, 2008.

VIEIRA, S.R.; MILLETE, J.; TOPP, G.C.; REYNOLDS, W.D. Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: ALVAREZ V., V.H.; SCHAEFER, C.E.G.R.; BARROS, N.F.; MELLO, J.W.V.; COSTA, L.M. (Eds.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002. v. 2, p.1-45.

WELLES, J.M.; NORMAN, J.M. Instrument for indirect measurement of canopy architecture. **Agronomy Journal**, v. 83, n. 5, p. 818-825, 1991.

CAPÍTULO 3

CORRELAÇÃO LINEAR E ESPACIAL ENTRE PRODUTIVIDADE DE *BRACHIARIA BRIZANTHA*, DENSIDADE DO SOLO E POROSIDADE TOTAL EM FUNÇÃO DO SISTEMA DE MANEJO DO SOLO

1. INTRODUÇÃO

O Brasil se destaca na produção pecuária mundial como detentor do maior rebanho bovino comercial do mundo. Além disso, mereceu relevância os reduzidos custos nos sistemas de produção pecuários brasileiros, relativamente mais baixos dada a exploração ser predominantemente de forma extrativista em pastagens. Por isso o Brasil tem grande capacidade de competição internacional e se destaca como maior exportador mundial de carne bovina.

As espécies forrageiras representam as plantas de interesse econômico mais cultivadas no mundo. Contudo, o pequeno número de espécies forrageiras com valor nutricional satisfatório, aliado à baixa fertilidade e manejo inadequado do solo, constitui um dos principais fatores limitantes da produção pecuária nas regiões tropicais.

O uso intensivo da mecanização é praticado constantemente com intuito de melhorar as condições de implantação e de desenvolvimento das plantas forrageiras. Entretanto, muitas vezes, a produtividade é comprometida

pelo excesso ou pela inadequação de práticas às quais o solo é submetido, desde o seu manejo até a colheita da cultura que nele se estabeleceu. Embora o objetivo do manejo do solo seja alterar algumas de suas propriedades físicas, o que proporciona novas condições que favoreçam o crescimento e o desenvolvimento das plantas, via de regra, observa-se a deterioração dessas propriedades.

Dentre os diferentes sistemas de manejo que podem ser adotados para o rendimento das forrageiras, o plantio direto e o cultivo mínimo tornaram-se ferramentas essenciais na intensificação dos sistemas de produção animal; uma vez que proporcionam uma melhor utilização do tempo, o que reduz os gastos com o manejo do solo e contribui para a melhoria das condições físicas e químicas do mesmo.

O manejo do solo é tradicionalmente realizado por meio de uma aração e duas gradagens, o que pode trazer problemas de erosão, compactação e empobrecimento progressivo do solo, com conseqüente diminuição da produtividade das culturas estabelecidas (GABRIEL FILHO et al., 2000). O plantio direto ou o cultivo mínimo associados ao uso de plantas para a cobertura do solo podem aumentar a sustentabilidade dos sistemas produtivos, além de oferecerem condições mais favoráveis ao crescimento e desenvolvimento das plantas.

Em relação às propriedades físicas do solo, a maioria dos estudos tem demonstrado ampla diversidade de resultados, com variação de local para local, com presença ou ausência de continuidade espacial. Esta, provavelmente associada ao sistema de manejo de solo, de culturas adotadas e das características intrínsecas do solo, relacionadas com os fatores e processos de formação. O conhecimento da variabilidade de características de solo, clima e rendimento de culturas, em locais específicos é a base para a agricultura de precisão. Neste conceito está implícita a realização do manejo destas características em locais específicos dentro de cada área. O conhecimento da variabilidade espacial permite descrever a correlação espacial das variáveis. Busca-se descrever esta correlação, por meio do semivariograma cruzado e do ajuste de um modelo matemático explicativo da estrutura da variância. Quando uma das variáveis é amostrada em menor intensidade do que a outra pode se usar, a partir dos parâmetros dos

semivariogramas cruzados, a cokrigagem, para estimar os valores em locais não amostrados.

Em termos de variáveis físicas, o trabalho de Lima et al. (2007) envolve o estudo das variações de porosidade e de densidade do solo como resultado de seus manejos diferenciados do solo. Foloni et al. (2003), Secco et al. (2005) e Freddi et al. (2006) mostram a correlação espacial entre produtividade de forrageiras e variáveis de solo, destacando-se como os principais estudos envolvendo variáveis de solo e de produtividade.

A utilização de práticas conservacionistas de manejo do solo tem recebido grande ênfase atualmente, basicamente no que se refere à manutenção e à melhoria das propriedades físicas, químicas e biológicas dos solos cultivados, bem como suas implicações no rendimento das culturas. A cobertura do solo por plantas e, resíduos vegetais determinam também maior conteúdo de água no solo, pelo aumento da capacidade de retenção e de redução da evaporação (BRAGAGNOLO; MIELNICZUK, 1990; CAMPOS et al., 1994). Como consequência, a maior umidade e a menor temperatura em solos cobertos por resíduos de culturas (SALTON; MIELNICZUK, 1995) favorecem a germinação das sementes e o desenvolvimento inicial das plantas.

A discussão acerca da utilidade da geoestatística no mapeamento de produtividade necessita de amostragens intensas em curtos espaçamentos para que, o máximo de variabilidade da sua distribuição seja alcançado pelo método de análise. A geração de mapas por krigagem segue os seguintes passos: a) análise descritiva da produtividade para uma aproximação à distribuição normal; b) transformação dos dados se for necessário; c) construção do semivariograma que descreve a variação entre amostras separadas por certa distância; d) ajuste de um modelo de semivariograma; e) uso dos parâmetros do modelo de semivariograma para estimar a densidade da distribuição da produtividade nos pontos não amostrados. De forma geral, a localização no espaço e a construção de semivariogramas permitiram a obtenção de mapas de distribuição de produtividade muito mais confiáveis do que a utilização da média aritmética da distribuição nos processos de interpolação. Com este procedimento, a geração dos mapas de distribuição de plantas passou a ser mais confiável, permitindo que o controle localizado da produtividade se tornasse realidade.

Lima et al. (2007) analisaram a produtividade em uma área irrigada por pivô central e manejada no sistema de integração agricultura-pecuária, com plantio direto de milho sobre brachiária. Os atributos analisados foram: produtividade de forragem do milho, macroporosidade, microporosidade, porosidade total, densidade, resistência do solo à penetração e umidade gravimétrica de um Latossolo Vermelho Distrófico nas profundidades 1 (0 a 0,10 m), 2 (0,10 a 0,20 m) e 3 (0,20 a 0,30 m). O objetivo foi estudar a variabilidade e as correlações lineares e espaciais entre os atributos da planta e do solo, visando selecionar um indicador da qualidade física do solo de boa representatividade para a produtividade da forragem. No geral, os atributos estudados, além de não terem revelado distribuição aleatória, apresentaram variabilidade entre baixa e muito alta.

Queiroz (2009) estudou a variabilidade e a dependência espacial entre alguns atributos do solo e componentes de produção da soja, quando implantada após milho safrinha, em um Latossolo Vermelho Distroférrico. Para tanto, instalou uma malha geoestatística contendo 124 pontos amostrais, com espaçamento de 10,0 x 10,0 m, 5,0 x 5,0 m e 1,67 x 1,67 m entre eles, numa área total de 4.000 m². Do ponto de vista linear e espacial, foi observada correlação direta entre a macroporosidade, avaliada de 0 a 0,10 m de profundidade e a produtividade de grãos da soja, sugerindo-a como indicadora da qualidade física do solo pesquisado.

A produtividade vegetal depende de vários fatores, dentre eles a densidade e a porosidade do solo. Esta afirmação foi constatada por Santos et al. (2006) ao estudarem a produtividade, do milho em grãos, irrigado por pivô central, às densidades de partícula e do solo, além da porosidade total em um Latossolo Vermelho Distroférrico, sob plantio direto com objetivo de estudar as correlações lineares e espaciais entre esses atributos. Foi instalada uma rede geoestatística, para a coleta dos dados do solo e da planta, contendo 120 pontos amostrais, numa área de 0,8 ha. Os atributos do solo apresentaram baixa variabilidade de seus dados, sendo média nos da planta. Esses autores concluíram que, entre os atributos do solo, as correlações lineares simples variaram de forma significativa. Contudo, quando correlacionados com a produtividade, tais correlações pouco variaram. Ainda que, com reservas devido à baixa correlação, o aumento da densidade do solo promoveu uma

diminuição da produtividade do milho. Por outro lado, as correlações espaciais entre os atributos do solo e a produtividade foram praticamente nulas, sendo, contudo, elevadas quando exclusivamente entre aqueles do solo.

O sistema de manejo do solo é considerado uma das fontes mais importantes de variabilidade de suas propriedades físicas as quais podem influenciar a produtividade de culturas. Alguns autores têm comparado sistemas de manejo com e sem revolvimento do solo (SILVEIRA, 2001; FALLEIRO et al., 2003; SEPASKHAH et al., 2005). Neste contexto, a hipótese deste estudo é de que a utilização do preparo convencional, do cultivo mínimo e do plantio direto determinam a amplitude da dependência espacial das propriedades físicas do solo e, por conseqüência, a variabilidade da produtividade de matéria seca e do índice de área foliar. Para confirmar ou negar esta hipótese, os objetivos com este estudo foram: (1) estudar a distribuição dos dados e ajustá-los às exigências das ferramentas geoestatísticas; (2) estabelecer e descrever a estrutura de dependência espacial de cada variável, por meio dos semivariogramas, usando a validação cruzada para escolher o melhor modelo de estimativa por krigagem; (3) gerar mapas de contorno de isolinhas para todas as variáveis com dependência espacial e (4) descrever a correlação espacial entre as variáveis que apresentarem maior correlação espacial, duas a duas, por meio dos semivariogramas cruzados, nos três sistemas de manejo de solo.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Este trabalho foi realizado na área experimental do Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Espírito Santo, Campus de Santa Teresa, localizada no município de Santa Teresa, região Serrana do Espírito Santo, situado entre as coordenadas 19°48'36" de latitude sul e 40°40'48" de longitude oeste de Greenwich, e altitude média de 150. O clima da região é temperado úmido com inverno seco e verão quente, Cwa, segundo a classificação de Köppen e Geiger (1928). A média de temperatura nos meses mais quentes Está entre 27,8 e 30,7°C e a dos meses mais frios entre 9,4 e 11,8°C, com temperatura média anual entre 16 e 18°C. O índice pluviométrico para a área experimental é superior a 1800 mm anuais. O solo é classificado como Latossolo Amarelo Eutrófico, textura arenosa, com 300 g kg⁻¹ de argila, 70 g kg⁻¹ de silte e 630 g kg⁻¹ de areia, conforme Neiro (2002).

A área experimental foi cultivada nos cinco anos anteriores a implantação do experimento, em um sistema de preparo conservacionista, rotação de cultura e cultivo mínimo do solo, com as culturas de sorgo (*Sorghum bicolor*) e capim-colonião (*Panicum maximum*). As adubações para as culturas foram realizadas conforme recomendações técnicas baseadas em análises de solo.

Foram definidas as direções dos eixos cartesianos da malha geoestatística experimental em uma área retangular de 40 x 50 m. Os pontos centrais foram alinhados e marcados com auxílio de um teodolito e uma trena

para se obter uma malha regular de 5 x 5 m, devidamente referenciada em coordenadas X e Y. A área total para cada sistema de manejo constou de 2.000 m², com 40 m no eixo Y e 50 m no eixo X, com um total de 99 pontos amostrais.

Para caracterização do solo da área experimental, as variáveis quantificadas foram a densidade do solo (Ds), a porosidade total (Pt), o volume de macroporos (Mac), o volume de microporos (Mic) e a resistência do solo à penetração (Rp), além da umidade gravimétrica do solo (Ug). A densidade do solo e a porosidade total também foram determinadas 90 dias após a semeadura.

A densidade e a umidade gravimétrica do solo foram determinadas no Laboratório de Física do Solo do Instituto de Ensino Superior, Campus Santa Teresa, ES; a porosidade total, volume de macroporos e microporos foram determinadas no Laboratório de Física do Solo da Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

Para análise da densidade do solo foram coletadas amostras indeformadas, por meio do método do anel volumétrico de Uhlund, em dois níveis de profundidade do perfil do solo, 0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 cm, utilizando-se o ponto de cruzamento das coordenadas X, Y como local de amostragem. Após a coleta, as amostras foram colocadas em estufa durante 24 horas, a 105°C. A densidade do solo foi determinada utilizando a seguinte expressão:

$$D_s = \frac{M_s}{V_a} \quad (1)$$

em que Ds é a densidade do solo (kg dm⁻³); Ms, massa do solo secado em estufa a 105°C; e Va, volume do anel (cm³).

A porosidade foi determinada pelo método indireto:

$$P_t = \left(1 - \frac{D_s}{D_p}\right) \times 100 \quad (2)$$

em que Pt é a porosidade total (%); Ds, densidade do solo (kg dm⁻³); e Dp, densidade das partículas (kg dm⁻³).

A densidade das partículas foi determinada pelo método do balão volumétrico, proposto por Kiehl (1979) e o volume de microporos foi determinado pelo método da mesa de tensão (EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA, 1999). O volume de macroporos foi determinado pelo método indireto:

$$Mac = Pt - Mic \quad (3)$$

em que Mac é o volume de macroporos ($m^3.m^{-3}$); Mic, volume de microporos ($m^3.m^{-3}$).

A resistência do solo à penetração foi determinada por meio de um penetrômetro marca DLG, modelo PNT-2000, com uma haste de 600 mm de comprimento, 9,53 mm de diâmetro, equipada com um cone de 129,3 mm² de área da base, 12,83 mm de diâmetro e 30 graus de ângulo sólido. Os locais de amostragem foram determinados pelos pontos de cruzamento das coordenadas X, Y. A resistência do solo à penetração foi expressa através do índice de cone (IC), nos intervalos de 0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 cm, conforme metodologia da ASAE S 313, citada por Balastreire (1987).

Para determinação umidade gravimétrica no solo utilizou-se o método padrão de estufa, seguindo a metodologia da Embrapa (1999). As amostras foram coletadas nos pontos de cruzamento das coordenadas X, Y como local de amostragem.

A análise da composição química e textural do solo foram realizadas pelo Laboratório de Análises e Controle de Qualidade Ltda. (Agrolab), situado no município de Vila Velha, ES, de acordo com a metodologia descrita pela Embrapa (1999).

Antes do plantio, foi feito o teste de germinação das sementes no Laboratório de Pesquisa em Sementes do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa. Utilizou-se como substrato o papel germitest, umedecido com água destilada na proporção de 2,5:1. Foram retiradas, ao acaso, da porção semente pura de cada amostra, quatro repetições de 100 sementes e colocadas para germinar na temperatura alternada de 20 a 30°C de acordo com as Regras para Análise de Sementes (BRASIL, 1992). As

contagens foram realizadas aos sete dias, durante essas, observou-se a sanidade das sementes e anotou-se na respectiva ficha de análise.

O Quadro 1 apresenta as características das sementes da forrageira utilizada no experimento.

Quadro 1 – Características das sementes das forrageiras

Forrageira	Pureza (%)	Germinação (%)	Valor cultural (%)
<i>Braquiaria brizantha</i> (cv. Marandu)	40,3	81	32

O Quadro 2 apresenta as características das máquinas e implementos utilizados nas operações de cultivo, preparo do solo e plantio.

Aplicou-se a dose de 3,0 L/ha de Glifosato Potássico para dessecação pré-semeadura na área de aproximadamente 0,5 ha na qual o experimento foi implantado (Figura 1). Quinze dias após a aplicação, com a palhada completamente seca e acamada sobre o solo, o experimento de campo foi implantado.

O preparo convencional do solo (PC) foi feito com uma passada do arado de discos, com objetivo de revolver a leiva do solo e incorporar o resto de cultura e palhada dessecada, seguida de duas passadas com a grade niveladora para nivelar o solo e destorroá-lo ao ponto de receber as sementes das forrageiras (Figura 2).

No cultivo mínimo (CM) utilizou-se uma passada do escarificador com hastes espaçadas de 0,20 m, o mesmo espaçamento utilizado na semeadura das forrageiras com intuito que as sementes fossem depositadas apenas no local onde o solo foi trabalhado, conforme Figuras 3a e 3b.

Quadro 2 – Especificações técnicas das máquinas e implementos utilizados

Máquina e, ou, implemento	Especificações técnicas
Trator	Marca New Holland, modelo TL 85 E, tração dianteira auxiliar; motor MWM, potência de 83 cv a 2400 rpm; turbo aspirado.
Arado de discos	Marca Super Tatu, reversível modelo AR-PR; largura de corte de 800 a 900 mm; três discos de 28 polegadas, massa total 560 kg.
Grade niveladora	Marca Baldan, tipo offset, modelo NV; largura de trabalho 2350 mm; 28 discos de 20 polegadas, massa total 630 kg
Escarificador	Marca Super Tatu, modelo CE; 9 hastes, comprimento do chassis de 2800 mm; massa total 188 kg.
Pulverizador	Marca Jacto, modelo JP-402-A; pressão máxima da bomba 21 kgf cm ⁻² a 540 rpm; comprimento da barra de pulverização de 10 m; distância entre bicos de 50 cm; bicos de jato plano.
Semeadora	Marca Semeato, plantio direto, modelo SHMA/11; 11 linhas; capacidade do depósito de sementes de 38 L, capacidade do depósito de fertilizante de 366 L.



(a)



(b)

Figura 1 – Aplicação de herbicida pré-semeadura.



(a)



(b)

Figura 2 – Preparo convencional do solo na área experimental: (a) aração; (b) gradagem.

No plantio direto (PD), as sementes das forrageiras foram depositadas diretamente sobre a palhada dessecada utilizando-se uma semeadora-adubadora específica para esta finalidade, conforme Figura 4. A semeadora-adubadora foi regulada para um espaçamento entre linhas de 0,20 m e as sementes foram depositadas no solo em uma profundidade média de 0,02 m, para *Brachiaria brizantha*.



(a)



(b)

Figura 3 – Escarificador usado no cultivo mínimo do solo.



Figura 4 – Semeadora de plantio direto usada. (a) discos de corte da palhada; (b) rodas compactadoras; (c) detalhe de espaçamento entre linhas; (d) plantio propriamente dito.

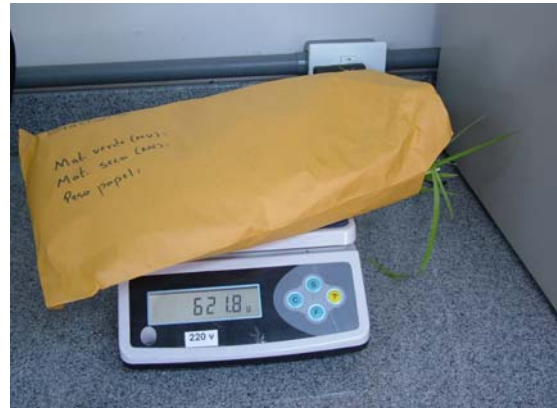
A semeadura das forrageiras nas áreas preparadas convencionalmente e naquelas submetidas ao cultivo mínimo foi realizado, por meio de semeadora-adubadora usada no plantio direto com mesma regulagem e espaçamento entre linhas e regulagem

As variáveis de produtividade analisadas foram matéria seca total (MS) e índice de área foliar (IAF) avaliados em cada um dos períodos após o plantio, ou seja, 30, 45, 60, 75 e 90 dias. Para determinação da produção de matéria seca, as forrageiras foram cortadas, em média, a 0,10 m do solo, em pontos aleatórios em cada unidade experimental. Utilizou-se um gabarito de 1 m² (1 x 1m), conforme a Figura 5a. O material coletado foi colocado em saco de papel identificado e pesado (Figura 5b), e levado em estufa com ventilação forçada, às temperaturas entre 58 e 65°C para determinação de sua matéria seca e estimativa da produção de matéria seca total.

O índice de área foliar foi determinado indiretamente com aparelho analisador (ceptômetro) de dossel marca AccuPAR, modelo LP-80, mostrado na Figura 6. As medições foram realizadas a partir de uma leitura de referencia sobre o dossel forrageiro e uma das leituras feitas abaixo do dossel (no nível do solo). As medições foram realizadas sempre ao amanhecer, evitando uma superestimativa recorrente da elevada radiação transmitida pelas folhas quando a luz incide diretamente. Em cada unidade experimental foram realizadas 10 leituras acima de 10 leituras abaixo do dossel. A partir destas o índice de área foliar foi estimado no aparelho (ceptômetro) por meio de equações matemáticas (WELLES; NORMAN, 1991).



(a)



(b)

Figura 5 – Corte, identificação e pesagem.



Figura 6 – Ceptômetro para obtenção de leituras medidas de radiação acima e abaixo do dossel da forrageira.

Os dados de produção de biomassa e de índice de área foliar foram submetidos à análise exploratória, a partir da qual se obteve a média e a mediana como medidas de tendência central; e a variância e o coeficiente de variação como medidas de dispersão. Também foram avaliados os coeficientes de assimetria e curtose para a verificação da posição dos dados em relação à distribuição normal. Os dados foram submetidos ao teste Kolmogorov-Smirnov, para a constatação da aproximação à distribuição normal.

Para cada atributo estudado, efetuou-se a análise descritiva clássica, com auxílio do software *Statistical Analysis System* (SAS INSTITUTE, 2002), em que foram calculados a média, mediana, valores mínimo e máximo, desvio-padrão, coeficiente de variação, curtose, assimetria e distribuição de frequência. Posteriormente, realizou-se a identificação dos *outliers*, efetuando a substituição dos seus valores pelo valor médio dos circunvizinhos contidos na malha.

A hipótese de normalidade, ou de lognormalidade, foi realizado com o teste de Kolmogorov-Smirnov, a 5% de probabilidade. Também, foi montada matriz de correlação, objetivando efetuar as correlações lineares simples para as combinações, duas a duas, entre todos os atributos estudados. Assim, selecionaram-se aqueles de maior correlação linear e que, portanto, poderiam apresentar semivariograma cruzado e a conseqüente co-krigagem. Também, conjuntamente para todas as camadas estudadas do solo, efetuou-se a regressão linear múltipla entre as variáveis dependentes (produtividade de matéria seca e índice de área foliar) e as independentes (densidade do solo e porosidade total), objetivando selecionar aquelas que, nos devidos casos, proporcionariam as melhores relações entre causa e efeito, avaliadas por meio de seus coeficientes de determinação. Para isso, por intermédio do *step wise*, foi utilizada a planilha de cálculos do programa Excel.

Isoladamente para cada atributo, foi analisada sua dependência espacial, pelo cálculo do semivariograma simples. Contudo, para aqueles que apresentaram interdependência espacial, calcularam-se também seus semivariogramas cruzados, com base nos pressupostos de estacionaridade da hipótese intrínseca, pelo uso do pacote *Gamma Design Software* (GEOSTATISTICS, 2004).

As variáveis que apresentaram um componente determinístico, ou uma dependência em relação a direção X ou Y ou ambos, a qual foi identificada por uma análise de regressão linear, realizada no software estatístico SAS (SAS INSTITUTE, 1999). O componente determinístico foi removido diminuindo-se, do valor medido, o valor obtido com o modelo de regressão linear ajustado, obtendo-se resíduos livres de tendência. Os resíduos destas variáveis foram analisados para avaliar a sua distribuição normal e aqueles que não se aproximaram desta distribuição foram transformadas para logaritmo natural. Procedeu-se, ainda, a análise de “candidatos a outliers”, considerando-se valor discrepante na distribuição somente aqueles valores que afetavam efetivamente a distribuição, afastando da distribuição normal e que apresentavam uma posição espacial discrepante dos demais valores vizinhos (LIBARDI et al., 1996). Os dados considerados discrepantes foram excluídos da análise variográfica e da validação cruzada, porém mantidos no processo de interpolação por krigagem.

Os ajustes dos semivariogramas simples e cruzados, em função de seus modelos, foram efetuados pela seleção inicial de: menor soma dos quadrados dos desvios (SQD); maior coeficiente de determinação (R^2); e maior avaliador da dependência espacial. A decisão final do modelo que representou o ajuste foi realizada pela validação cruzada, assim como para a definição do tamanho da vizinhança que proporcionou a melhor malha de krigagem e, ou, co-krigagem. Para cada atributo, foram relacionados o efeito pepita (C_0), o alcance (a) e o patamar ($C_0 + C$). A análise do avaliador da dependência espacial (ADE) foi efetuada conforme a seguinte expressão:

$$ADE = \frac{C}{C + C_0} \times 100 \quad (4)$$

em que ADE é o avaliador da dependência espacial; C, variância estrutural; $C+C_0$, patamar.

A interpretação proposta para o ADE foi a seguinte: $ADE \leq 25\%$ indica variável espacial fracamente dependente; $25\% \leq ADE \leq 75\%$ indica variável espacial moderadamente dependente; e $ADE > 75\%$ indica variável espacial fortemente dependente. Por outro lado, sabe-se que a validação cruzada é

uma ferramenta destinada a avaliar modelos alternativos de semivariogramas simples e cruzados, que efetuarão, respectivamente, a krigagem e a co-krigagem. Na sua análise, cada ponto contido dentro do domínio espacial é removido individualmente, sendo seu valor estimado como se ele não existisse. Dessa forma, pode-se construir um gráfico de valores estimados versus observados, para todos os pontos.

O coeficiente de correlação (r) entre tais valores reflete a eficiência do ajuste, dado pela técnica da soma dos quadrados dos desvios, representando a equação de regressão linear em questão. Um ajuste perfeito teria coeficiente de regressão igual a 1 e a linha do melhor ajuste coincidiria com o modelo perfeito, isto é, com o coeficiente linear igual a zero e o angular igual a 1 (GEOSTATISTICS..., 2004). Assim, trabalhando-se na obtenção do número ideal de vizinhos, foram obtidos, por meio da interpolação, os mapas de krigagem e de co-krigagem, para análise da dependência e da interdependência espacial entre os atributos.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O Quadro 1 apresenta os resultados na análise química do solo. Estas não foram corrigidas, pois se apresentavam dentro da faixa considerada adequada para implantação das forrageiras.

As frações de areia, silte e argila, obtidas pela granulometria do solo da área experimental são apresentadas no Quadro 2. O solo foi classificado como de textura areno-argilosa, seguindo as descrições da Embrapa (1999).

No Quadro 3 são apresentadas propriedades físicas médias do solo na área experimental. As características analisadas foram teor de água (Ug), densidade do solo (Ds), porosidade total (Pt), macroporosidade (Mac) e microporosidade (Mic); sendo determinadas em duas faixas de profundidade (0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 m). O maior teor percentual de água foi observado na faixa de 0,15 a 0,30 m, enquanto o maior valor de densidade foi observado na faixa de 0 a 0,15 m de profundidade.

Os valores médios de resistência do solo à penetração, em função da profundidade, são apresentados na Figura 7. A resistência do solo à penetração e profundidade são diretamente proporcionais, sendo que o valor máximo obtido foi 2,40 MPa.

Quadro 1 – Propriedades químicas do solo da área experimental na faixa de 0 a 0,20 m de profundidade

Propriedade química	Valor na área experimental	Faixa recomendada
pH	6,0	6,0 – 6,9
P	21,5	20,1 – 30
K	80	71 – 120
Ca ⁺²	5,05	≥ 4,0
Mg ⁺²	1,69	≥ 1,5
Al ⁺³	0,00	≤ 20
SB	6,45	≥ 6,0
(t)	6,70	4,61 – 8,0
(T)	11,13	8,61 – 15,0
V	64,0	60,1 – 80,0
m	0,0	≤ 15
P-rem	36,0	≥ 30

pH = potencial hidrogeniônico; P = fósforo, em mg.dm⁻³; K = potássio, em mg.dm⁻³; Ca⁺² = cálcio, em mg.dm⁻³; Mg⁺² = magnésio, em mg.dm⁻³; Al⁺³ = alumínio, em mg.dm⁻³; SB = soma de bases, em mg.dm⁻³; (t) = capacidade de troca de cátions efetiva, em mg.dm⁻³; (T) = capacidade de troca de cátions em pH 7, em mg.dm⁻³; V = saturação de bases, %; m = saturação por alumínio, %; P-rem = disponibilidade de fósforo.

Quadro 2 – Análise granulométrica do solo da área experimental, na faixa de 0 a 0,20 m

Partícula	Fração (g kg ⁻¹)	Fração (%)
Areia	630	63
Silte	70	7
Argila	300	30

Quadro 3 – Media \pm desvio padrão das variáveis teor de água no solo (Ug), densidade do solo (Ds), porosidade total (Pt), macroporosidade (Mac) e microporosidade (Mic).

Faixa de profundidade (m)	Ds (kg dm ⁻³)	Pt (m ³ m ⁻³)	Ug (kg kg ⁻¹)	Mac (m ³ m ⁻³)	Mic (m ³ m ⁻³)
0 a 0,15	1,41 \pm 0,074	0,366 \pm 0,070	0,210 \pm 0,013	0,098 \pm 0,028	0,268 \pm 0,055
0,15 a 0,30	1,54 \pm 0,086	0,290 \pm 0,012	0,234 \pm 0,019	0,088 \pm 0,014	0,202 \pm 0,045

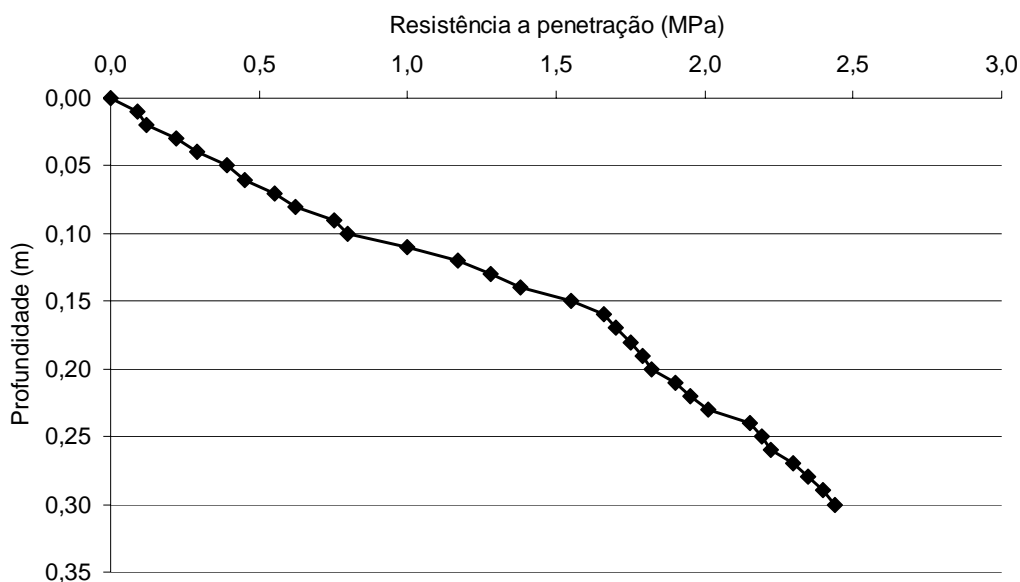


Figura 7 – Resistência do solo à penetração, em função da profundidade da área experimental.

Os dados relativos à estatística descritiva para as variáveis produtividade de biomassa, do índice de área foliar, da densidade do solo e porosidade total, 90 dias após a semeadura são apresentados no Quadro 4. De acordo com Freddi et al. (2006), a variabilidade de um atributo pode ser classificada conforme a magnitude do seu coeficiente de variação, sendo assim é possível observar que as variáveis matéria seca e índice de área foliar apresentaram baixa a moderada variabilidade, as baixas registradas no

preparo convencional e o cultivo mínimo, e a moderada pelo plantio direto, o que pode ser explicado pela desuniformidade na distribuição das sementes ao solo do plantio direto. De modo geral, esses dados ficaram em consonância com os de Carvalho et al. (2002b e 2003), Mesquita et al. (2003), Johann et al. (2004), Souza et al. (2004a e 2004b), Andrade et al. (2005), Grego e Vieira (2005), Siqueira (2006) e Schaffrath (2006).

A variabilidade do solo é produto da interação entre os fatores e os processos de sua formação. Assim, o manejo do solo, quando analisado pela ação que o implemento de preparo proporciona, constitui-se num fato decisivo para o aumento da sua heterogeneidade (FREDDI et al., 2006).

Em relação às propriedades físicas do solo, a variabilidade verificada pelo coeficiente de variação apresentou-SE baixa para as variáveis Ds2 e Pt2, 7,5 e 14,4%, respectivamente e, moderada para as variáveis, Ds1 e Pt1, 21,0% em ambas, no preparo convencional. No cultivo mínimo observou-se uma baixa variabilidade para as variáveis Ds1, Ds2 e Pt2, com coeficientes de variação de 7,7, 8,8 e 14,4%, respectivamente; e variabilidade moderada para a variável Pt1 com coeficiente de variação igual a 19,3%. A variabilidade observada no plantio direto foi moderada para variável Ds1, coeficiente igual a 21,0%; e baixa para Ds2, Pt1 e Pt2, com coeficientes de 14,7%, 7,9% e 14,0%, respectivamente. Os resultados encontrados são semelhantes aos observados por Freddi et al. (2006). De acordo com estes autores, tanto para a DS quanto para a Pt, aliados ao mínimo revolvimento no solo que a semeadora de plantio direto tenha realizado, os maiores coeficientes de variação observados na primeira camada atestaram que o sistema plantio direto proporcionou aumento da heterogeneidade da superfície do solo.

Costa et al. (2003), comparando a variabilidade de propriedades físicas do solo em função do seu manejo, concluíram que o sistema de preparo convencional degradou as propriedades relacionadas com a forma e com a estabilidade estrutural do solo em relação a aqueles mesmo, coberto por mata nativa; indicadas pelo aumento de sua densidade e resistência do solo à penetração e pela diminuição da estabilidade de seus agregados.

Observou-se, na camada superficial do solo (0,0 a 0,15 m) elevado enraizamento, originado das culturas anteriormente implantadas, denotando aspecto muito poroso e positivo ao solo. Esse fato pôde ser comprovado uma

vez que, do ponto de vista das propriedades do solo, Ds1 foi melhor do que Ds2, assim como Pt1 também o foi em relação à Pt2 nos três sistemas de manejo do solo (Quadro 4).

Quanto ao tipo de distribuição as variáveis MS e IAF apresentaram-se em distribuição normal, independente do tipo de manejo do solo, ficando o valor dentro da faixa de produtividade média observada por Lima et al. (2007 e 2009b) e Cruz et al. (2001).

Com relação à densidade do solo, a distribuição de frequência foi normal para Ds2 e indefinida para Ds1, sendo esse fato também observado por Johann et al. (2004), Souza et al. (2004a), Grego e Vieira (2005) e Melo Filho et al. (2006). Por outro lado, concordou com os dados de Carvalho et al. (2002a), os quais a apresentaram com distribuição normal e lognormal, indistintamente em profundidade.

Os valores médios de densidade, independente do manejo do solo, seguem uma tendência linear positiva, em relação ao aumento em profundidade do solo, indicando que a camada de maior compactação é a que se encontrou entre 0,15 a 0,30 m. Esse fato ficou em consonância com os trabalhos de Souza et al. (2001) e Carvalho et al. (2002a), cujos dados também apresentaram aumento da densidade com a profundidade do solo, muito provavelmente devido à redução do seu teor de matéria orgânica, ao passo que discordaram dos trabalhos de Carvalho Júnior et al. (1998), Grego e Vieira (2005) e Melo Filho et al. (2006), que encontraram gradiente decrescente para a densidade do solo em profundidade.

Os valores de densidade no presente trabalho ficaram acima da faixa de variação geral apontada para solos arenosos, mais densos do que os argilosos relatados entre 1,20 e 1,40 kg dm⁻³, e muito próximos dos níveis críticos de densidade do solo indicados por Kiehl (1979) e Camargo e Alleoni (1997): situados em torno de 1,70 kg dm⁻³ – como capazes de afetar o crescimento das plantas, uma vez que tais características impõem barreiras ao seu desenvolvimento adequado (FOLONI et al., 2003; SECCO et al., 2005).

Quadro 4 – Análise descritiva da produtividade de matéria seca e índice de área foliar, da densidade e da porosidade total 90 dias após a semeadura

Parâmetros	Variáveis ¹					
	MS kg ha ⁻¹	IAF	Ds1 kg dm ⁻³	Ds2 kg dm ⁻³	Pt1 m ³ m ⁻³	Pt2 m ³ m ⁻³
Preparo convencional						
Média	4990,08	5,21	1,43	1,57	0,399	0,319
Mediana	4964,5	5,22	1,45	1,55	0,392	0,312
Mínimo	3881,4	4,12	1,21	1,30	0,212	0,180
Máximo	6815,4	6,01	1,82	1,87	0,560	0,522
Variância	290566,2	0,22	0,09	0,014	0,070	0,021
CV (%)	10,8	9,0	21,0	7,5	21,0	14,4
Assimetria	0,65	-0,206	-0,88	-0,51	0,93	0,392
Curtose	1,51	-0,76	-0,030	-0,026	0,550	0,521
d	0,028	0,035	0,088	0,033	0,133	0,045
DF ⁽²⁾	No	No	In	No	In	No
Cultivo mínimo						
Média	4647,7	4,96	1,43	1,57	0,390	0,318
Mediana	4669,9	4,97	1,44	1,52	0,388	0,313
Mínimo	3004,9	3,94	1,21	1,26	0,219	0,176
Máximo	5932,3	5,96	1,67	1,77	0,540	0,511
Variância	315128,7	0,19	0,012	0,019	0,059	0,021
CV (%)	12,1	8,8	7,7	8,8	19,3	14,4
Assimetria	-0,09	0,238	-0,49	-0,59	0,39	0,299
Curtose	0,57	0,22	-0,11	-0,015	0,44	0,402
d	0,048*	0,045*	0,180 ^{ns}	0,024*	0,153 ^{ns}	0,035*
DF ⁽²⁾	No	No	In	No	In	No
Plantio direto						
Média	4624,4	4,90	1,43	1,54	0,391	0,315
Mediana	4607,3	4,89	1,45	1,50	0,388	0,311
Mínimo	2988,5	3,33	1,20	1,25	0,230	0,174
Máximo	6505,8	6,38	1,74	1,71	0,526	0,499
Variância	643940,9	0,40	0,09	0,034	0,001	0,002
CV (%)	17,4	12,9	21,0	14,7	7,9	14,0
Assimetria	0,26	-0,02	-0,72	-0,61	0,69	0,303
Curtose	-0,31	0,34	-0,45	-0,26	0,52	0,420
d	0,041*	0,039*	0,111 ^{ns}	0,043*	0,212 ^{ns}	0,038*
DF ²	No	No	In	No	In	No

¹ MS: produtividade de matéria seca; IAF: Índice de área foliar; Ds: densidade do solo; Pt: porosidade total;

² DF: distribuição de frequência, sendo No e In do tipo normal e indeterminada, respectivamente.

A porosidade do solo, a exemplo da densidade, apresentou distribuição de frequência do tipo indeterminado na superfície (PT1), estando tal fato de acordo com Carvalho et al. (2003). Na camada de 0,15 a 0,30 m, foi observada distribuição normal, concordando com os dados de Carvalho et al. (2003), Mesquita et al. (2003) e Siqueira (2006). Seus valores foram decrescentes em profundidade, independentes do sistema de manejo do solo. Assim, esses valores apresentaram-se de forma lógica com os valores de densidade, os quais aumentaram substancialmente em profundidade, denotando evidente estado de maior compactação do solo na segunda e terceira camadas, em relação à primeira, concordando com os trabalhos de Souza et al. (2001), Carvalho et al. (2002a) e Melo Filho et al. (2006). Esse fato provavelmente tenha ocorrido devido à grande concentração de raízes da cultura na camada superficial. Assim, os referidos valores de porosidade total, observados em profundidade do solo, ficaram muito próximos do limite inferior estabelecido para o solo agrícola ideal, preconizado por Kiehl (1979). Dessa forma, isso poderia ter influenciado a capacidade produtiva da planta, de modo a proporcionar redução da sua produtividade.

Em relação às correlações entre a produtividade de matéria seca, índice de área foliar, densidade do solo porosidade total, apresentadas no Quadro 5, é importante ressaltar que a maioria foi baixa, fato que pode ser justificado pelo elevado número de observações. Aquelas que, embora baixas, apresentaram resultados significativos foram as seguintes: MS x Ds1 ($r = -0,201^*$), MS x Pt1 ($r = 0,189^*$) e IAF x Ds1 ($r = 0,159^*$) observadas no preparo convencional; MS x Ds1 ($r = 0,167^*$) e IAF x Ds1 ($r = 0,247^*$) no cultivo mínimo; MS x Ds1 ($r = -0,195^*$), MS x Pt1 ($r = 0,295^*$) e IAF x Ds1 ($r = 0,307^*$) no plantio direto.

As correlações significativas entre a produtividade de matéria seca e a densidade na camada superficial indicaram função decrescente entre causa e efeito nos três sistemas de manejo do solo, ou seja, quanto menor a densidade do solo, na camada de 0,0 a 0,15 m, maior produção de biomassa, mesma observação é válida para o índice de área foliar e a densidade na camada superficial. Isso está de acordo com Santos et al. (2006) e Lima et al. (2007), que estudaram a produtividade de milho forrageiro.

Quadro 5 – Matriz de correlação linear simples entre a produtividade de matéria seca, índice de área foliar, densidade do solo e porosidade total

Atributo ¹	Coeficiente de correlação					
	MS	IAF	Ds1	Ds2	Pt1	Pt2
Preparo convencional						
MS	1					
IAF	0,890*	1				
Ds1	- 0,201*	- 0,159*	1			
Ds2	0,012 ^{ns}	0,044 ^{ns}	0,152*	1		
Pt1	0,189*	0,215 ^{ns}	-0,823*	-0,196*	1	
Pt2	0,195 ^{ns}	0,098 ^{ns}	-0,068 ^{ns}	0,209*	0,059 ^{ns}	1
Cultivo mínimo						
MS	1					
IAF	0,811*	1				
Ds1	- 0,167*	- 0,247*	1			
Ds2	0,121 ^{ns}	0,078 ^{ns}	0,182*	1		
Pt1	0,095 ^{ns}	0,178 ^{ns}	-0,800*	-0,236*	1	
Pt2	0,123 ^{ns}	0,162 ^{ns}	-0,140 ^{ns}	0,199*	0,069 ^{ns}	1
Plantio direto						
MS	1					
IAF	0,798*	1				
Ds1	-0,195*	- 0,307*	1			
Ds2	0,021 ^{ns}	0,088 ^{ns}	0,192*	1		
Pt1	0,295*	0,171 ^{ns}	-0,772*	-0,289*	1	
Pt2	0,166 ^{ns}	0,142 ^{ns}	-0,145 ^{ns}	0,169*	0,108 ^{ns}	1

¹MS: produtividade de matéria seca; IAF: índice de área foliar; Ds: densidade do solo; Pt: porosidade total, sendo 1 e 2 nas camadas 0,0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 m, respectivamente.

* significativo a 5%.

^{ns} não significativo.

Quanto à produtividade de matéria seca e porosidade total, observou-se correlação positiva entre causa e efeito no preparo convencional e no plantio direto, indicando incremento da matéria seca com aumento da porosidade total na camada de 0,0 a 0,15 m, justificado pelo possível aumento da aeração das raízes da forrageira e, por conseguinte, a absorção radicular, conforme Santos et al. (2006).

Em relação às correlações entre as propriedades físicas do solo, vale destacar a alta correlação decrescente entre a densidade do solo e a porosidade na camada de 0,0 a 0,15 m, independente do tipo de sistema de manejo do solo, os coeficientes foram -0,823, -0,800 e -0,772 para o preparo convencional, cultivo mínimo e plantio direto, respectivamente. Pode-se observar também que as demais correlações significativas entre os atributos do solo, embora baixas, apresentaram uma correlação decrescente entre densidade do solo e porosidade total, constatando-se que em relação as duas camadas estudadas houve aumento da densidade do solo e diminuição da porosidade total, estando de acordo com Kiehl (1979), Camargo e Alleoni (1997), Carvalho et al. (2003), Secco et al. (2005) e Lima et al. (2007).

A análise geoestatística das krigagens apresentada no Quadro 6 mostra excelentes semivariogramas nos três sistemas de manejo do solo, tanto para produtividade de matéria seca e índice de área foliar, quanto para densidade do solo e porosidade total, sendo que o melhor foi registrado para a densidade na camada 0,0 a 0,15 m (Ds1) no plantio direto, com coeficiente de determinação espacial de 0,841, e o menor para densidade na camada 0,15 a 0,30 m (Ds2) no cultivo mínimo, com coeficiente igual a 0,692. Desse modo, evidenciaram que suas distribuições no espaço não foram aleatórias uma vez que os graus de dependência foram fortes ou moderados, concordando com os trabalhos de Carvalho et al. (2002b e 2003), Souza et al. (2004a e 2004b), Grego e Vieira (2005), Santos et al. (2006), Schaffrath (2006) e Siqueira (2006), os quais apresentaram classes semelhantes de dependência espacial para os mesmos atributos.

Quadro 6 – Parâmetros dos semivariogramas simples ajustados para produtividade de matéria seca, índice de área foliar, densidade do solo e porosidade total

	Variável ¹					
	MS	IAF	Ds1	Ds2	Pt1	Pt2
	Preparo convencional					
Modelo	Exponencial	Exponencial	Esférico	Exponencial	Gaussiano	Esférico
Efeito pepita (C ₀)	1,27 x 10 ⁻⁶	1,25 x 10 ⁻⁶	7,62 x 10 ⁻⁴	8,0 x 10 ⁻⁴	3,88 x 10 ⁻⁴	3,3 x 10 ⁻⁵
Patamar (C + C ₀)	4,72 x 10 ⁻⁶	4,60 x 10 ⁻⁶	2,36 x 10 ⁻³	2,4 x 10 ⁻³	6,0 x 10 ⁻³	1,87 x 10 ⁻⁴
Alcance (a)	22,0	21,8	25,0	13,5	22,2	16,2
GDE ⁽⁴⁾	Moderada	Moderada	Moderada	Moderada	Forte	Forte
R ²	0,791	0,762	0,707	0,702	0,805	0,795
SQR ⁽³⁾	1,68 x 10 ⁻¹¹	2,15 x 10 ⁻¹²	1,15 x 10 ⁻⁵	1,11 x 10 ⁻⁷	1,67 x 10 ⁻¹⁰	3,19 x 10 ⁻⁹
	Cultivo mínimo					
Modelo	Exponencial	Exponencial	Esférico	Exponencial	Gaussiano	Esférico
Efeito pepita (C ₀)	1,92 x 10 ⁻⁶	1,89 x 10 ⁻⁶	7,61 x 10 ⁻⁴	6,05 x 10 ⁻⁴	7,01 x 10 ⁻⁴	6,20 x 10 ⁻⁵
Patamar (C + C ₀)	6,20 x 10 ⁻⁶	5,22 x 10 ⁻⁶	2,44 x 10 ⁻³	2,45 x 10 ⁻³	6,08 x 10 ⁻³	1,78 x 10 ⁻⁴
Alcance (a)	20,2	20,3	19,4	16,7	19,9	16,2
GDE ⁽⁴⁾	Forte	Forte	Forte	Moderada	Forte	Moderada
R ²	0,721	0,792	0,801	0,692	0,792	0,705
SQR ⁽³⁾	1,44 x 10 ⁻¹¹	2,24 x 10 ⁻¹²	4,15 x 10 ⁻⁵	3,05 x 10 ⁻⁷	2,99 x 10 ⁻¹⁰	3,91 x 10 ⁻⁹
	Plantio direto					
Modelo	Exponencial	Exponencial	Esférico	Exponencial	Gaussiano	Esférico
Efeito pepita (C ₀)	3,92 x 10 ⁻⁶	2,02 x 10 ⁻⁶	5,00 x 10 ⁻⁴	6,05 x 10 ⁻⁴	7,96 x 10 ⁻⁴	6,29 x 10 ⁻⁵
Patamar (C + C ₀)	7,03 x 10 ⁻⁶	9,22 x 10 ⁻⁶	7,44 x 10 ⁻³	2,45 x 10 ⁻³	8,08 x 10 ⁻³	1,91 x 10 ⁻⁴
Alcance (a)	24,2	21,4	19,2	16,7	18,5	17,7
GDE ⁽⁴⁾	Moderada	Forte	Forte	Forte	Forte	Moderada
R ²	0,821	0,792	0,841	0,792	0,755	0,782
SQR ⁽³⁾	4,44 x 10 ⁻¹¹	1,04 x 10 ⁻¹²	2,18 x 10 ⁻⁵	3,95 x 10 ⁻⁷	5,33 x 10 ⁻¹⁰	3,61 x 10 ⁻⁹

92

¹ MS: produtividade de matéria seca; IAF: Índice de área foliar; Ds: densidade do solo; Pt: porosidade total, sendo 1 e 2 nas camadas 0,0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 m. ² epp = efeito pepita puro. ³ SQR = soma dos quadrados dos resíduos. ⁴ GDE = grau dependência espacial.

Analisando os resultados dos valores de efeito pepita e patamar é possível observar um elevado percentual da variação total da produtividade de matéria seca e índice de área foliar que é explicado pela dependência espacial nos três sistemas de manejo do solo. Para as propriedades físicas do solo, os modelos ajustados foram o esférico (Ds1, Pt2), o exponencial (Ds2) e o gaussiano (Pt1) igualmente nos três sistemas de manejo do solo. Estes modelos ajustados concordam parcialmente com os de Carvalho et al. (2002a), Johann et al. (2004), Souza et al. (2004b), Andrade et al. (2005), Santos et al. (2006), Schaffrath (2006) e Siqueira (2006), uma vez que neles, ora um ora outro modelo foi observado.

Em relação ao alcance da dependência espacial da produtividade de matéria seca os valores encontrados foram 22,0, 20,4 e 24,2 m no preparo convencional, cultivo mínimo e plantio direto, respectivamente; e 21,8, 20,3 e 21,4 m de alcance da dependência do índice de área foliar nos três manejos. Os valores extremos observados de alcance para as propriedades físicas do solo foram 13,5 e 25,0 m para as densidades Ds1 e Ds2, respectivamente, ambas no preparo convencional, valores estes semelhantes obtidos por Lima et al. (2009a).

As Figuras 8 a 10 mostram os mapas das variáveis com valores estimados por krigagem agrupados, após a análise de dependência espacial verificada nos semivariogramas. As variabilidades das densidades do solo e porosidade total na camada de 0,0 a 0,15 m e 0,15 a 0,30 m são bastante semelhantes. Observa-se que uma distribuição espacial heterogênea tanto da produtividade de matéria seca quanto o índice de área foliar.

A análise geoestatística das co-krigagens apresentadas no Quadro 4 indicou que os três melhores semivariogramas cruzados foram para produtividade de matéria seca em função da densidade na camada superficial (0,0 a 0,15 m) para os três sistemas de manejo do solo, com coeficientes de determinação espacial de 0,602, 0,592 e 0,613 no preparo convencional, no cultivo mínimo e plantio direto, respectivamente. Também revelou ajuste esférico para os atributos $MS = f(Ds2)$, $MS = f(Pt1)$ e $MS = f(Pt2)$ nos três sistemas de manejo, cujos alcances variaram entre 13,9 e 20,9 m, assim como com elevado grau de dependência espacial para todos.

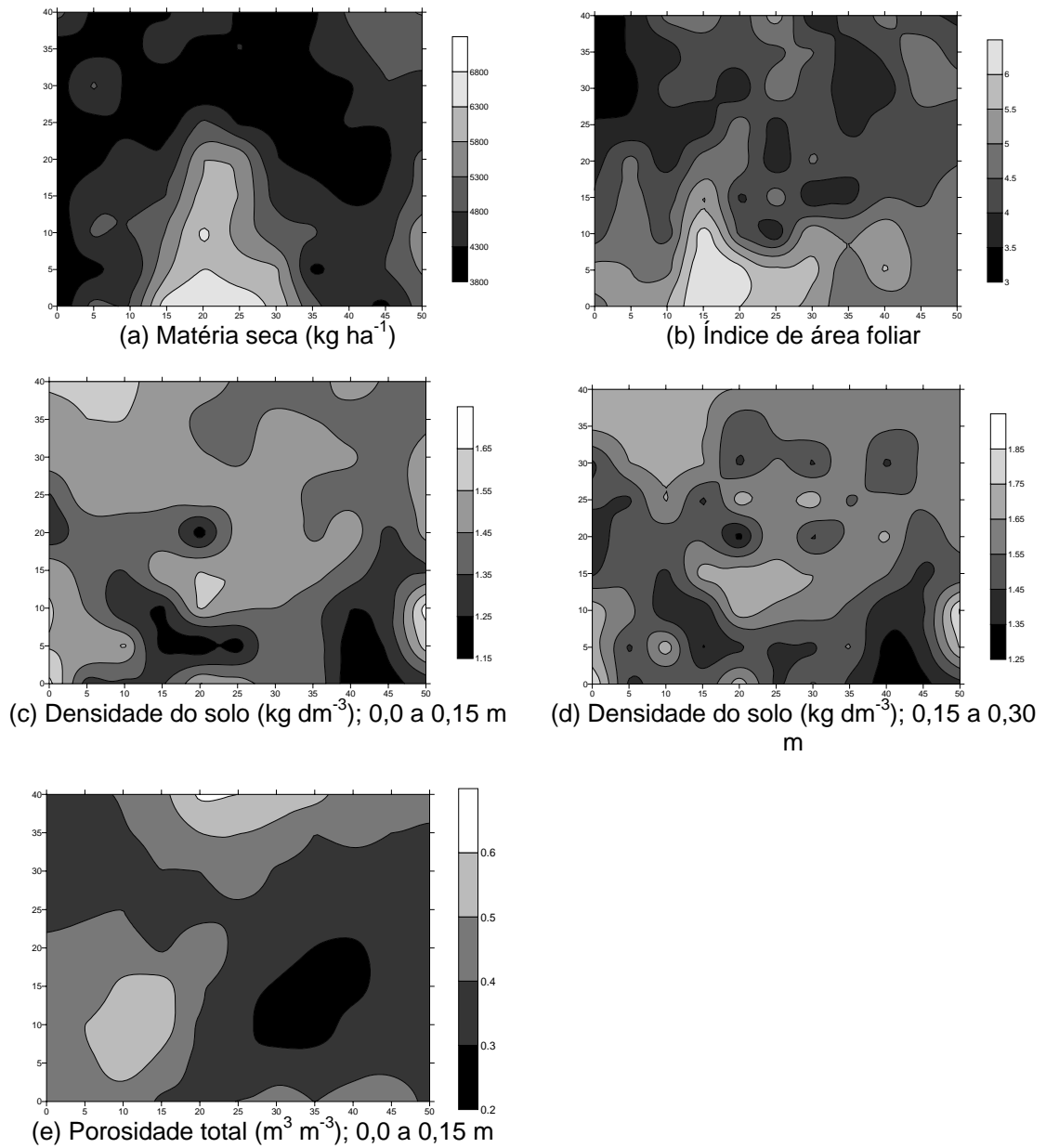


Figura 8 – Mapas de krigagem da produtividade de matéria seca da forragem, índice de área foliar, densidade do solo e porosidade total na área preparada com preparo convencional.

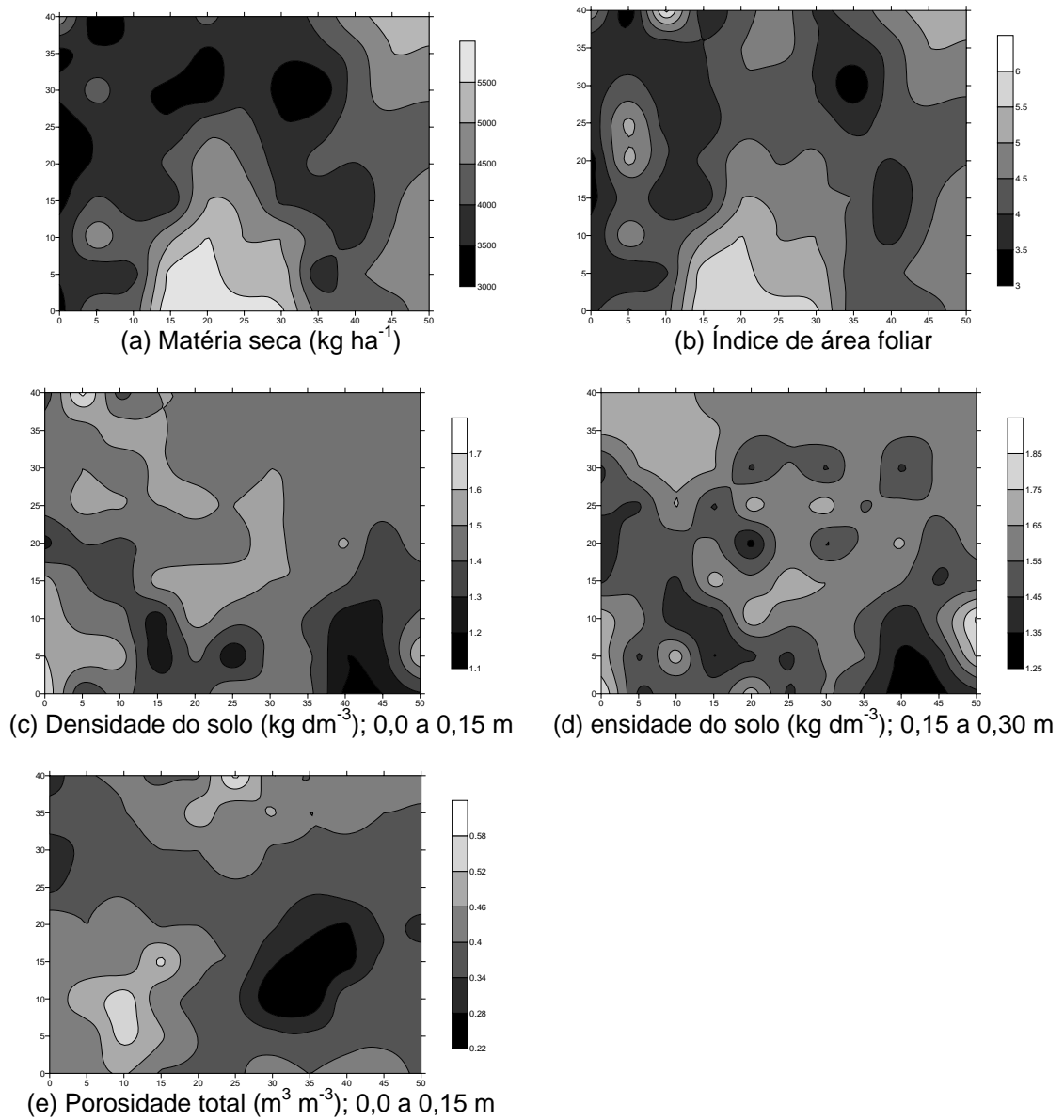


Figura 9 – Mapas da produtividade de matéria seca da forragem, índice de área foliar, densidade do solo e porosidade total na área de cultivo mínimo.

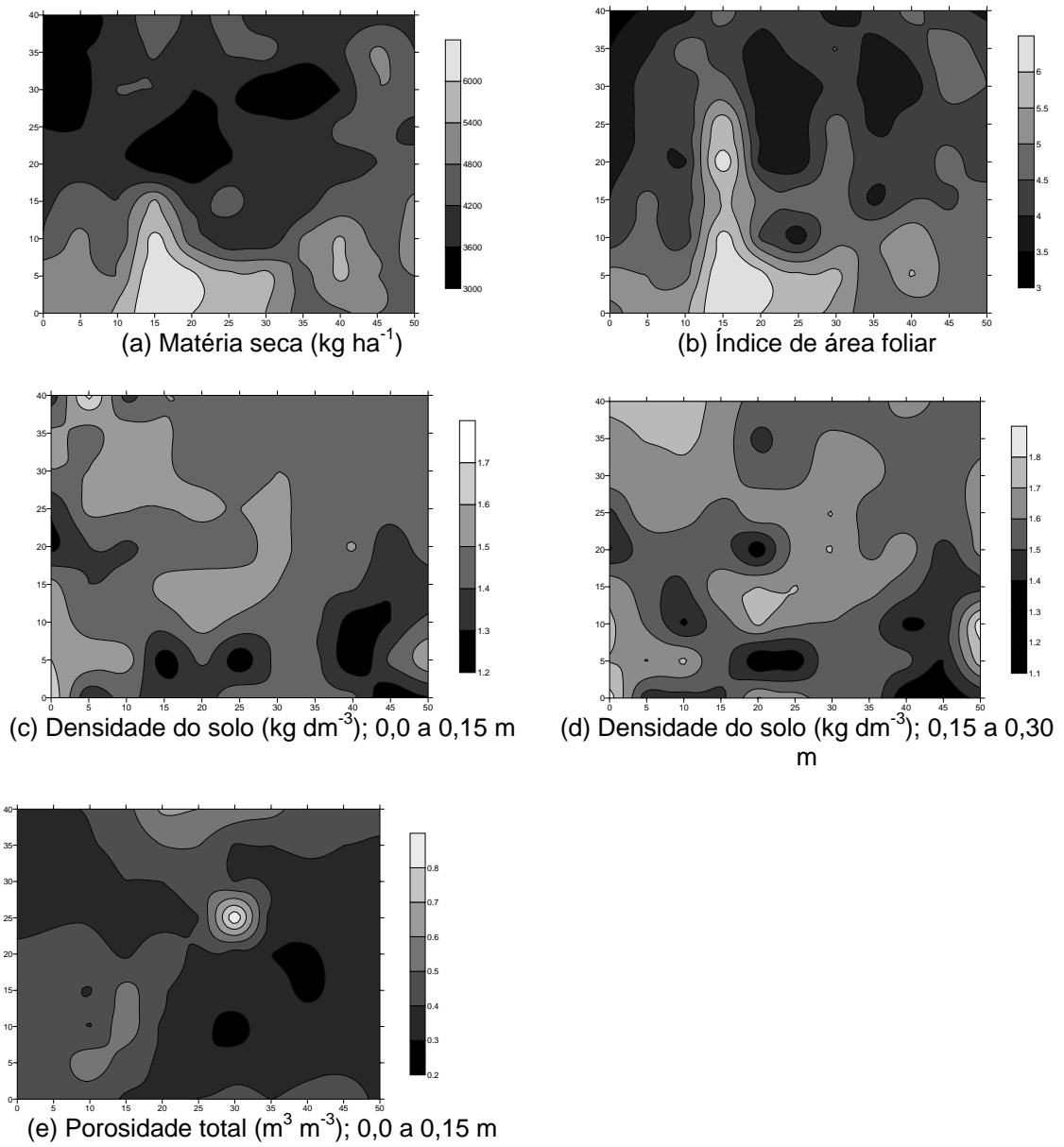
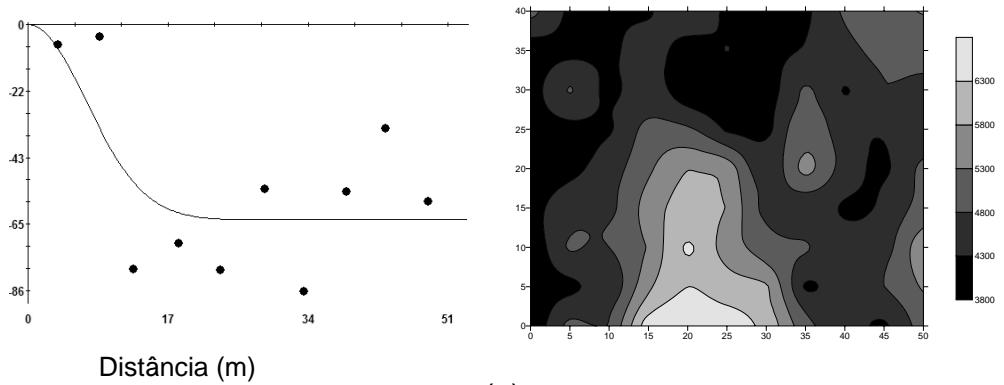


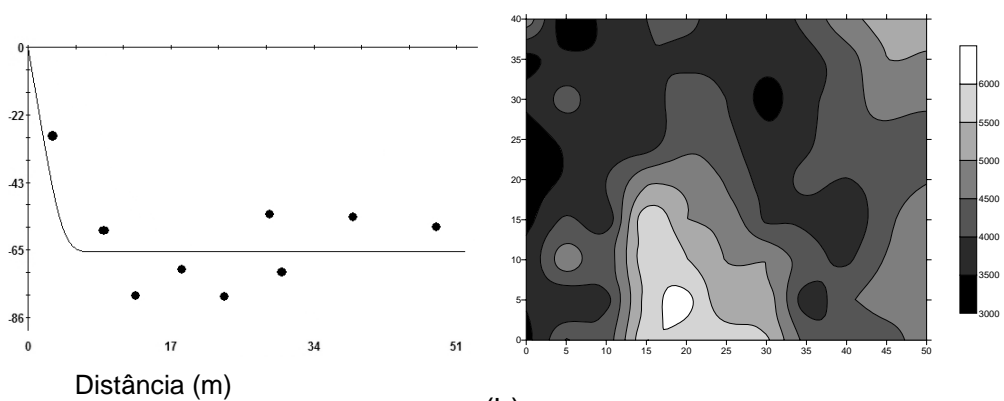
Figura 10 – Mapas da produtividade de matéria seca da forragem, índice de área foliar, densidade do solo e porosidade total na área de plantio direto.

Quadro 7 – Parâmetros dos semivariogramas cruzados ajustados para produtividade de matéria seca, índice de área foliar em função da densidade do solo e porosidade total para cada sistema de manejo do solo

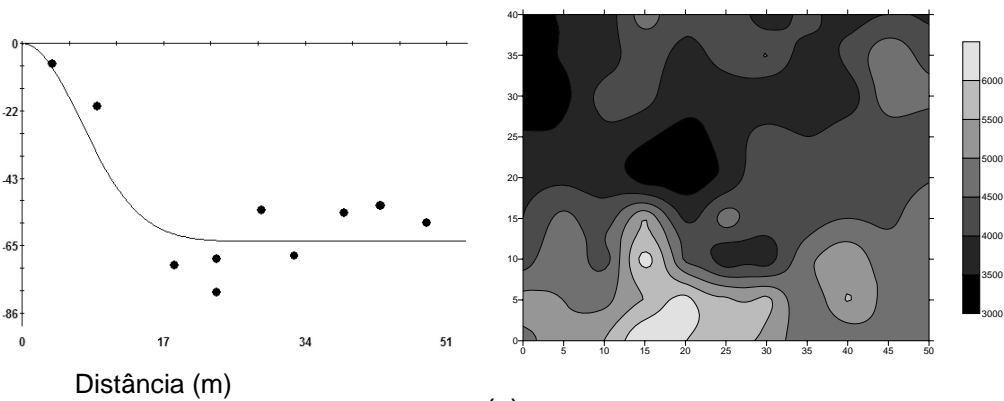
	Atributos cruzados			
	MS = f(Ds1)	MS = f(Ds2)	MS = f(Pt1)	MS = f(Pt2)
	Preparo convencional			
Modelo	Gaussiano	Esférico	Esférico	Esférico
Efeito pepita (C_0)	$- 1,00 \times 10^{-1}$	$1,00 \times 10^{-2}$	$- 1,00 \times 10^{-2}$	$- 1,00 \times 10^{-2}$
Patamar ($C + C_0$)	$- 6,22 \times 10^1$	$5,9 \times 10^1$	$2,73 \times 10^1$	$- 7,73 \times 10^1$
Alcance (a)	17,3	11,7	11,7	20,1
GDE ⁴	Forte	Forte	Forte	Forte
R ²	0,602	0,217	0,556	0,472
SQR ³	$3,70 \times 10^3$	$5,28 \times 10^2$	$1,33 \times 10^2$	$5,59 \times 10^2$
	Cultivo mínimo			
Modelo	Esférico	Esférico	Esférico	Esférico
Efeito pepita (C_0)	$- 1,00 \times 10^{-1}$	$-1,00 \times 10^{-2}$	$- 1,00 \times 10^{-2}$	$- 1,00 \times 10^{-2}$
Patamar ($C + C_0$)	$- 4,48 \times 10^1$	$2,33 \times 10^1$	$-5,13 \times 10^1$	$- 3,68 \times 10^1$
Alcance (a)	18,3	12,5	10,8	16,5
GDE ⁴	Forte	Forte	Forte	Forte
R ²	0,592	0,336	0,489	0,470
SQR ³	$3,66 \times 10^3$	$4,29 \times 10^2$	$3,45 \times 10^2$	$2,51 \times 10^2$
	Plantio direto			
Modelo	Gaussiano	Esférico	Esférico	Esférico
Efeito pepita (C_0)	$- 1,00 \times 10^{-2}$	$-1,00 \times 10^{-2}$	$- 1,00 \times 10^{-2}$	$- 1,00 \times 10^{-2}$
Patamar ($C + C_0$)	$- 5,00 \times 10^1$	$4,23 \times 10^1$	$- 8,09 \times 10^1$	$- 2,96 \times 10^1$
Alcance (a)	19,9	13,2	11,5	20,9
GDE ⁴	Forte	Forte	Forte	Forte
R ²	0,613	0,198	0,509	0,398
SQR ³	$3,07 \times 10^3$	$4,13 \times 10^2$	$4,24 \times 10^2$	$5,57 \times 10^2$



(a)



(b)



(c)

Figura 11 – Semivariogramas e mapas de co-krigagem da produtividade de matéria seca em função da densidade ($MS = f(Ds1)$) nos diferentes sistemas de manejo do solo. (a) preparo convencional; (b) cultivo mínimo; (c) plantio direto.

4. CONCLUSÕES

- A produtividade de matéria seca, o índice de área foliar, a densidade do solo e a porosidade total não variaram aleatoriamente, e apresentaram variabilidade dos dados entre baixa e média, independente do sistema de manejo do solo.
- A correlação linear entre a produtividade de matéria seca e a densidade do solo na camada superficial, ainda que tenha sido baixa, é altamente significativa do ponto de vista espacial, independente do manejo do solo.

5. REFERÊNCIAS

ANDRADE, A.R.S.; GUERRINI, I.A.; GARCIA, C.J.B.; KATEZ, I.; GUERRA, H.O.C. Variabilidade espacial da densidade do solo sob manejo da irrigação. **Ci. Agrotec.**, v. 29, p. 322-329, 2005.

BALASTREIRE, L.A. **Máquinas agrícolas**. São Paulo: Manole, 1987. 307 p.

BRAGAGNOLO, N.; MIELNICZUK, J. Cobertura do solo por resíduos de oito seqüências de culturas e seu relacionamento com a temperatura e umidade do solo, germinação e crescimento inicial do milho. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 14, p. 91-98, 1990.

BRASIL. Ministério da Agricultura e Reforma Agrária. **Regras para análise de sementes**. Brasília: SNDA/DND/CLAV, 1992. 365 p.

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

CAMPOS, B.C.; REINERT, D.J.; ALBUQUERQUE, J.A.; NICOLODI, R. Avaliação temporal da umidade do solo como consequência do tipo e percentagem de cobertura vegetal. **Ci. Rural**, v. 24, p. 459-463, 1994.

CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M.; VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesq. Agropec. Bras.**, v. 37, p. 1151-1159, 2002a.

CARVALHO, M.P.; SORATTO, R.P.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos físicos em um latossolo vermelho distrófico sob preparo convencional em Selvíria, estado de Mato Grosso do Sul. **Acta Sci.**, v. 24, p. 1353-1361, 2002b.

CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **R. Bras. Ci. Solo**, v. 27, p. 695-703, 2003.

CARVALHO JÚNIOR, I.A.; FONTES, L.E.F.; COSTA, L.M. Modificações causadas pelo uso e a formação de camadas compactadas e, ou, adensadas em um Latossolo Vermelho-Escuro textura média, na região do cerrado. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 22, p. 505-514, 1998.

COSTA, F.S.; ALBUQUERQUE, J.A.; BAYER, C.; FONTOURA, S.M.V.; WOBETO, C. Propriedades físicas de um latossolo Bruno afetadas pelos sistemas de plantio direto e preparo convencional. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 27, n. 3, p. 527-535, 2003.

CRUZ, J.C.; PEREIRA FILHO, I.A.; RODRIGUES, J.A.S.; FERREIRA, J.F. (Eds.). **Produção e utilização de silagem de milho e sorgo**. Sete Lagoas: Embrapa Milho e Sorgo, 2001. 544 p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro, 1999. 412 p.

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

FOLONI, J.S.S.; CALONEGO, J.C.; LIMA, S.L. Efeito da compactação do solo no desenvolvimento aéreo e radicular de cultivares de milho. **Pesq. Agropec. Bras.**, v. 38, p. 947-953, 2003.

FREDDI, O.S.; CARVALHO, M.P.; VERONESI JÚNIOR, V.; CARVALHO, G.J. Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. **Eng. Agríc.**, v. 26, p. 113-121, 2006.

GABRIEL FILHO, A.; PESSOA, A.C.S.; STROHHAECKER, L.; HELMICH, J.J. Preparo convencional e cultivo mínimo do solo na cultura da mandioca em condições de adubação verde com ervilhaca e aveia. **Ciência Rural**, v. 30, p. 953-957, 2000.

GEOSTATISTICS for environmental science – GS+. 7.ed. Michigan, Plainwell, Gamma Design Software, 2004. 159 p.

GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de propriedades físicas de solo em uma parcela experimental. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 29, n. 2, p. 169-177, 2005.

JOHANN, J.A.; URIBE-OPAZO, M.A.; SOUZA, E.G.; ROCHA, J.V. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um latossolo bruno distrófico da região de Cascavel, PR. **R. Bras. Eng. Agríc. Amb.**, v. 8, p. 212-219, 2004.

KIEHL, E.J. **Manual de edafologia**: relações solo-planta. Piracicaba: Agronômica Ceres, 1979. 264 p.

KÖPPEN, W.; GEIGER, R. **Klimate der erde**. Gotha: Verlag Justus Perthes, 1928.

LIMA, C.G.R.; CARVALHO, M.P.; MELLO, L.M.M.; LIMA, R.C. Correlação linear e espacial entre a produtividade de forragem, a porosidade total e a densidade do solo de Pereira Barreto (SP). **R. Bras. Ci. Solo**, v. 31, p. 1233-1244, 2007.

LIMA, R.C.; MELLO, L.M.M.; CARVALHO, M.P.; LIMA, C.G.R.; MELLO, A.M. Aspectos lineares e espaciais da correlação entre a produtividade de forragem de milho e a porosidade do solo sob plantio direto. **Eng. Agríc.**, Jaboticabal, v. 29, n. 1, p. 40-51, 2009a.

LIMA, J.S.S.; SATTTLER, M.A.; PASSOS, R.R.; OLIVEIRA, P.C.; SOUZA, G.S. Variabilidade espacial de atributos físicos de um argissolo vermelho-amarelo sob pastagem e vegetação secundária em regeneração natural. **Eng. Agríc.**, Jaboticabal, v. 29, n. 2, p. 185-195, 2009b.

MELO FILHO, J.F.; OLIVEIRA, A.S.; LOPES, L.C.; VELLAME, L.M. Análise estatística exploratória e variabilidade da densidade do solo em um perfil de latossolo amarelo coeso dos tabuleiros costeiros da Bahia. **Ci. Agrotec.**, v. 30, p. 199-205, 2006.

MESQUITA, M.G.B.F.; MORAES, S.O.; CORRENTE, J.E. Caracterização estatística de variáveis físicas do solo. **Acta Sci.**, v. 25, p. 35-44, 2003.

NEIRO, E.S. **Propriedades físicas e químicas de um Latossolo Vermelho Distroférico, sob rotação e sucessão de culturas, sob semeadura direta**. 2002. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, PR.

QUEIROZ, R.P. **Inter-relação da produtividade da soja com atributos de um latossolo vermelho distroférico sob plantio direto no cerrado**. 2009. 90 p. Tese (Doutorado) – Universidade do Estado de São Paulo, Ilha Solteira, SP.

SALTON, J.C.; MIELNICZUK, J. Relações entre sistemas de preparo, temperatura e umidade de um podzólico vermelho-escuro de Eldorado do Sul (RS). **R. Bras. Ci. Solo**, v. 19, p. 313-319, 1995.

SANTOS, M.L.; CARVALHO, M.P.; RAPASSI, R.M.A.; MURAISHI, C.T.; MALLER, A.; MATOS, F.A. Correlação linear e espacial entre produtividade de milho (*Zea mays* L.) e atributos físicos de um latossolo vermelho distroférico sob plantio direto do cerrado brasileiro. **Acta Sci.**, v. 28, n. 3, p. 313-321, 2006.

SAS INSTITUTE. **SAS user's guide**: statistics, version 9.1. Cary, 2002.

SCHAFFRATH, V.R. **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo e de variáveis de plantas daninhas em sistemas de manejo de solo**. 2006. 91 p. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual do Paraná, Maringá, PR.

SECCO, D.; DA ROS, C.O.; SECCO, J.K.; FIORIN, J.E. Atributos físicos e produtividade de culturas em um latossolo vermelho argiloso sob diferentes sistemas de manejo. **Rev. Bras. Ci. Solo**, v. 29, p. 407-414, 2005.

SEPASKHAH, A.R.; AHMADI, S.H.; NIKBAKHT SHAHBAZI, A.R. Geostatistical analysis of sortivity for a soil under tilled and no-tilled conditions. **Soil Til. Res.**, v. 83, p. 237-245, 2005.

SIQUEIRA, G.M. **Variabilidade de atributos físicos do solo determinados por métodos diversos**. 2006. 163 p. Dissertação (Mestrado) – Instituto Agrônomo de Campinas, Campinas, SP.

SOUZA, L.M.; SILVA, M.L.S.; GUIMARÃES, G.L.; CAMPOS, D.T.S.; CARVALHO, M.P.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um latossolo vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **R. Bras. Ci. Solo**, v. 25, p. 699-707, 2001.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 28, p. 937-944, 2004a.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; BENTO, M.J.C. Variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo vermelho sob cultivo de cana-de-açúcar. **R. Bras. Eng. Agríc. Amb.**, v. 8, p. 51-58, 2004b.

WELLES, J.M.; NORMAN, J.M. Instrument for indirect measurement of canopy architecture. **Agronomy Journal**, v. 83, n. 5, p. 818-825, 1991.

2. CONCLUSÕES GERAIS

- A produtividade de matéria seca, o índice de área foliar, a densidade do solo e a porosidade total não variaram aleatoriamente, e apresentaram variabilidade dos dados entre baixa e média, independente do sistema de manejo do solo.
- A correlação linear entre a produtividade de matéria seca e a densidade do solo na camada superficial, ainda que tenha sido baixa, é altamente significativa do ponto de vista espacial, independente do manejo do solo.
- A parcela experimental apresentou variabilidade espacial com razão de dependência forte para a maioria das variáveis, principalmente na camada superficial (0,0 a 0,15 m) e alcance variando de 6 a 34 m.
- A dependência espacial encontrada para as variáveis, bem como a semelhança de comportamento entre elas, permite inferir que amostragem ao acaso resultaria em interpretações incorretas e falhas.
- O grau de homogeneidade não foi determinado pelo tamanho da área experimental.
- Os sistemas de manejo do solo utilizados influenciam na produção de matéria seca e no índice de área foliar, independente da forrageira, sendo que o preparo convencional apresentou melhores resultados.
- O preparo convencional tende a proporcionar maiores médias de matéria seca e índice de área foliar quando comparado ao cultivo mínimo e o plantio direto.
- O manejo do solo não pode ser considerado isoladamente como fator relevante na produção de matéria seca e índice de massa foliar.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, A.P.A. et al. Crescimento de uma pastagem de capim braquiarião (*Brachiaria brizantha* brizantha cv marandu) irrigada e manejada intensivamente. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 41., 2004, Campo Grande. **CD-ROM...** Campo Grande: SBZ, 2004.

ALBUQUERQUE, J.A. et al. Efeitos da integração lavoura-pecuária nas propriedades físicas do solo e características da cultura do milho. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 25, p. 717-723, 2001.

ANDRADE, A.R.S.; GUERRINI, I.A.; GARCIA, C.J.B.; KATEZ, I.; GUERRA, H.O.C. Variabilidade espacial da densidade do solo sob manejo da irrigação. **Ci. Agrotec.**, v. 29, p. 322-329, 2005.

BALASTREIRE, L.A. **Máquinas agrícolas**. São Paulo: Manole, 1987. 307 p.

BARBOSA, R.A. **Características morfofisiológicas e acúmulo de forragem em capim-Tanzânia (*Panicum maximum* Jacq. cv. Tanzânia) submetido a frequências e intensidades de pastejo**. 2004. Tese (Doutorado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

BENETT, C.G.S. Resposta da *Brachiaria brizantha* brizantha cv. Marandu a diferentes tipos de adubação. **Revista de Ciências Agro-Ambientais**, Alta Floresta, v. 6, n. 1, p. 13- 20, 2008.

BERTOL, I.; ALBUQUERQUE, J.S.; LEITE, D.; AMARAL, A.; ZOLDAN JÚNIOR, W.A. Propriedades físicas do solo sob preparo convencional e semeadura direta em rotação e sucessão de culturas comparadas às do campo nativo. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 28, p. 155-163, 2004.

BERTOLANI, F.C.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e da espessura do horizonte A, em um argissolo vermelho-amarelo, sob diferentes usos. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 25, p. 987-995, 2001.

BEUTLER, A.N.; CENTURION, J.F.; SOUZA, Z.M.; ANDRIOLI, I.; ROQUE, C.G. Retenção de água em dois tipos de latossolo sob diferentes usos. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 26, p. 829-834, 2002.

BOWMAN, M.T.; BECK, P.A.; WATKINS, K.B.; ANDERS, M.M.; GADBERRY, M.S.; LUSBY, K.S.; GUNTER, S.A.; HUBBELL, D.S. Tillage systems for production of small-grain pasture. **Agronomy Journal**, v. 100, p. 1289-1295, 2008.

BRAGAGNOLO, N.; MIELNICZUK, J. Cobertura do solo por resíduos de oito seqüências de culturas e seu relacionamento com a temperatura e umidade do solo, germinação e crescimento inicial do milho. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 14, p. 91-98, 1990.

BRASIL. Ministério da Agricultura e Reforma Agrária. **Regras para análise de sementes**. Brasília: SNDA/DND/CLAV, 1992. 365 p.

BRUSTOLIN, R. et al. Desenvolvimento e rendimento do milho safrinha cultivando em diferentes espaçamentos entre linhas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 30., 2001, Foz do Iguaçu. **CD-ROM...** Foz do Iguaçu: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 2001.

BUTTAUFUOCO, G.; CASTRIGNANO, A.; BUSONI, E.; DIMASE, A.C. Studying the spatial structure evolution of soil water content using multivariate geostatistics. **J. Hydrology**, v. 311, p. 202-218, 2005.

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

CAMPOS, B.C.; REINERT, D.J.; ALBUQUERQUE, J.A.; NICOLODI, R. Avaliação temporal da umidade do solo como consequência do tipo e percentagem de cobertura vegetal. **Ci. Rural**, v. 24, p. 459-463, 1994.

CARDINA, J.; SPARROW, D.H.; McCOY, E.L. Spatial relationships between seedbank and seedling populations of common lambsquarters (*Chenopodium album*) and annual grasses. **Weed Sci.**, v. 44, p. 298-308, 1996.

CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M.; VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesq. Agropec. Bras.**, v. 37, p. 1151-1159, 2002a.

CARVALHO, M.P.; SORATTO, R.P.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos físicos em um latossolo vermelho distrófico sob preparo convencional em Selvíria, estado de Mato Grosso do Sul. **Acta Sci.**, v. 24, p. 1353-1361, 2002b.

CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **R. Bras. Ci. Solo**, v. 27, p. 695-703, 2003.

CARVALHO JÚNIOR, I.A.; FONTES, L.E.F.; COSTA, L.M. Modificações causadas pelo uso e a 32 formação de camadas compactadas e, ou, adensadas em um Latossolo Vermelho-Escuro textura 33 média, na região do cerrado. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 22, p. 505-514, 1998.

COSTA, F.S.; ALBUQUERQUE, J.A.; BAYER, C.; FONTOURA, S.M.V.; WOBETO, C. Propriedades físicas de um latossolo Bruno afetadas pelos sistemas de plantio direto e preparo convencional. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 27, n. 3, p. 527-535, 2003.

CRUZ, J.C.; PEREIRA FILHO, I.A.; RODRIGUES, J.A.S.; FERREIRA, J.F. (Eds.). **Produção e utilização de silagem de milho e sorgo**. Sete Lagoas: Embrapa Milho e Sorgo, 2001. 544 p.

CRUZ, S.C.S. et al. Consórcio de milho e *Brachiaria brizantha decumbens* em diferentes preparos de solo. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 31, n. 4, p. 633-639, 2009.

DA SILVA, S.C.; CORSI, M. Manejo do pastejo. In: SIMPÓSIO SOBRE MANEJO DE PASTAGENS, 20., 2003, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: FEALQ, 2003. p. 155-186.

DONALD, W.W. Geostatistics for mapping weeds, with a Canada thistle (*Cirsium arvense*) patch as a case study. **Weed Sci.**, v. 42, p. 648-657, 1994.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro, 1999. 412 p.

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

FARIAS, L.N. et al. Variabilidade espacial de alguns parâmetros físico-hídricos de solos de uma pastagem do sistema integrado de produção agroecológica (Fazendinha km-47). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO. 2004, Piracicaba. **CD-ROM...** Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2004.

FIGUEIREDO, L.H.A.; DIAS JÚNIOR, M.S.; FERREIRA, M.M. Umidade crítica de compactação e densidade do solo máxima em resposta a sistemas de manejo num latossolo roxo. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 24, p. 487-493, 2000.

FOLONI, J.S.S.; CALONEGO, J.C.; LIMA, S.L. Efeito da compactação do solo no desenvolvimento aéreo e radicular de cultivares de milho. **Pesq. Agropec. Bras.**, v. 38, p. 947-953, 2003.

FREDDI, O.S.; CARVALHO, M.P.; VERONESI JÚNIOR, V.; CARVALHO, G.J. Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. **Eng. Agríc.**, v. 26, p. 113-121, 2006.

FURLANI, C.E.A. et al. Características da cultura do milho em função do tipo de preparo do solo e da velocidade de semeadura. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 19, n. 2, p. 177-189, 1999.

GABRIEL FILHO, A.; PESSOA, A.C.S.; STROHHAECKER, L.; HELMICH, J.J. Preparo convencional e cultivo mínimo do solo na cultura da mandioca em condições de adubação verde com ervilhaca e aveia. **Ciência Rural**, v. 30, p. 953-957, 2000.

GEOSTATISTICS for environmental science – GS+. 7.ed. Michigan, Plainwell, Gamma Design Software, 2004. 159 p.

GONÇALVES, A.C.A. **Geoestatística aplicada ao estudo da variabilidade espacial em ecossistemas**. Maringá, 2000. 75 p. (Curso de Especialização em Solos e Meio Ambiente).

GONÇALVES, A.C.A. **Características morfogênicas e padrões de desfolhação em pastos de capim-Marandu submetidos a regimes de lotação contínua**. 2002. Dissertação (Mestrado em Agronomia – Ciência Animal e Pastagens) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP.

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

GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de propriedades físicas de solo em uma parcela experimental. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 29, n. 2, p. 169-177, 2005.

GUIMARÃES, E.C. **Variabilidade especial de atributos de um Latossolo Vermelho Escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao planto direto e ao plantio convencional**. 2000. 90 p. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, SP.

HEISEL, T.; ANDREASEN, C.; ERSBOLL, A.K. Annual weed distribution can be mapped with kriging. **Weed Res.**, v. 36, p. 325-337, 1996.

HOLMES, K.W.; KYRIAKIDIS, P.C.; CHADWICK, O.A.; SOARES, J.V.; ROBERTS, D.A. Multi-scale variability in tropical soil nutrients following land-cover change. **Biogeochemistry**, v. 74, p. 173-203, 2005.

HURTADO, S.M.C. et al. Spatial variability of soil acidity attributes and the spatialization of liming requirement for corn. **Ciênc. Agrotec. [online]**, v. 33, n. 5, p. 1351-1359, 2009.

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

JOAQUIM JÚNIOR, G.O.; CICHOTA, R.; CONDINI, F.G.M.; VAN LIER, Q.J. Padrões de variabilidade espacial para densidade e umidade em um latossolo vermelho-amarelo álico. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 14., 2002, Cuiabá. **CD-ROM...** Cuiabá, 2002.

JOHANN, J.A.; URIBE-OPAZO, M.A.; SOUZA, E.G.; ROCHA, J.V. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um latossolo bruno distrófico da região de Cascavel, PR. **R. Bras. Eng. Agríc. Amb.**, v. 8, p. 212-219, 2004.

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

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

KIEHL, E.J. **Manual de edafologia: relações solo-planta**. Piracicaba: Agronômica Ceres, 1979. 264 p.

KLUTHCOUSKI, J.; FANCELLI, A.L.; DOURADO-NETO, D.; RIBEIRO, C.M.; FERRARO, L.A. Manejo do solo e o rendimento da soja, milho, feijão e arroz em plantio direto. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 57, n. 1, p. 97-104, 2000.

KÖPPEN, W.; GEIGER, R. **Klimate der erde**. Gotha: Verlag Justus Perthes, 1928.

LEITE, M.A.S. **Efeitos do preparo do solo e de dois espaçamentos entre fileiras sobre a cultura do milho**. 2002. 115 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia - Energia na Agricultura) – Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Federal Paulista, Botucatu, SP.

LIMA, C.G.R.; CARVALHO, M.P.; MELLO, L.M.M.; LIMA, R.C. Correlação linear e espacial entre a produtividade de forragem, a porosidade total e a densidade do solo de Pereira Barreto (SP). **R. Bras. Ci. Solo**, v. 31, p. 1233-1244, 2007.

LIMA, R.C.; MELLO, L.M.M.; CARVALHO, M.P.; LIMA, C.G.R.; MELLO, A.M. Aspectos lineares e espaciais da correlação entre a produtividade de forragem de milho e a porosidade do solo sob plantio direto. **Eng. Agríc.**, Jaboticabal, v. 29, n. 1, p. 40-51, 2009a.

LIMA, J.S.S.; SATTTLER, M.A.; PASSOS, R.R.; OLIVEIRA, P.C.; SOUZA, G.S. Variabilidade espacial de atributos físicos de um argissolo vermelho-amarelo sob pastagem e vegetação secundária em regeneração natural. **Eng. Agríc.**, Jaboticabal, v. 29, n. 2, p. 185-195, 2009b.

MARQUES, J.P. **Efeito dos sistemas de manejo do solo e da cobertura de entressafra na cultura da soja**. 2002. 233 p. Tese (Doutorado em Agronomia - Energia na Agricultura) – Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Federal Paulista, Botucatu, SP.

MARTINS, G.C.; FERREIRA, M.M.; VITORINO, C.T.; SILVA, M.L.N. Campos nativos a matas adjacentes da região de Humaitá (AM): atributos diferenciais dos solos. **Ciênc. Agrotéc.**, Lavras, v. 30, n. 2, p. 221-227, 2006.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, v. 58, p. 1246-1266, 1966.

McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **J.Soil Sci.**, v. 37, p. 617-639, 1986.

MELO FILHO, J.F.; OLIVEIRA, A.S.; LOPES, L.C.; VELLAME, L.M. Análise estatística exploratória e variabilidade da densidade do solo em um perfil de latossolo amarelo coeso dos tabuleiros costeiros da Bahia. **Ci. Agrotec.**, v. 30, p. 199-205, 2006.

MESQUITA, M.G.B.F.; MORAES, S.O.; CORRENTE, J.E. Caracterização estatística de variáveis físicas do solo. **Acta Sci.**, v. 25, p. 35-44, 2003.

MILLER, D.K. et al. Weed control and cotton tolerance with CGA 362622. In: SOUTHERN WEED SCIENCE SOCIETY, 55., 2002, Atlanta. **Proceedings...** Atlanta: Hyatt Regency, 2002. p. 30.

MOLIN, R. Espaçamento entre linhas de semeadura de milho. **Revista Batavo**, p. 33, 2000.

MOREIRA FILHO, A. et al. Crescimento vegetativo da mombaça submetida a diferentes manejos de solo, densidade de plantio e alturas e corte. **Revista Caatinga**, v. 21, n. 4, p. 147-153, 2008.

MULLA, D.J.; SCHEPERS, J.S. **Key processes and properties for site-specific soil and crop management**. p.1-18. In: P. C. Robert et al. (ed) Site-Specific management for agricultural systems. ASA Misc. Publ., ASA, CSSA, and SSSA, Madison, WI. 1997.

MULLA, D.J.; McBRATNEY, A.L. Soil spatial variability. In: WARRICK, A.W. (ed.). **Soil physics**. CRC Press, 2002.

NASCIMENTO JÚNIOR, D.; DA SILVA, S.C.; ADESE, B. Perspectivas futuras do uso de gramíneas em pastejo. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 41.; SIMPÓSIO FORRAGEIRAS E PRODUÇÃO EM PASTAGENS, 2004, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande, MS: EMBRAPA CNPGC, 2004. p. 130-141.

NEIRO, E.S. **Propriedades físicas e químicas de um Latossolo Vermelho Distroférico, sob rotação e sucessão de culturas, sob semeadura direta**. 2002. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, PR.

OLIVEIRA, G.C.; DIAS JÚNIOR, M.S.; CURI, N.; RESCK, D.V.S. Compressibilidade de um latossolo vermelho argiloso de acordo com a tensão de água no solo, uso e manejo. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 27, p. 773-781, 2003.

PEQUENO, D.N.L. Efeito da época de semeadura da *Brachiaria brizantha* Brizantha em consorcio com milho, sobre caracteres agrônômicos da cultura anual e da forrageira em Gurupi, Tocantins. **Amazônia: Ci. & Desenvolv.**, Belém, v. 2, n. 3, 2006.

PRADO, H. **Solos do Brasil: gênese, morfologia, levantamento, manejo agrícola e geotécnico**. 3.ed. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2003. 275 p.

QUEIROZ, R.P. **Inter-relação da produtividade da soja com atributos de um latossolo vermelho distroférico sob plantio direto no cerrado**. 2009. 90 p. Tese (Doutorado) – Universidade do Estado de São Paulo, Ilha Solteira, SP.

SALTON, J.C.; MIELNICZUK, J. Relações entre sistemas de preparo, temperatura e umidade de um podzólico vermelho-escuro de Eldorado do Sul (RS). **R. Bras. Ci. Solo**, v. 19, p. 313-319, 1995.

SALVADOR, N.; GRANATO, L.R.N. Avaliação de diferentes sistemas de manejo de restos culturais sobre a compactação do solo cultivado com milho (*Zea mays* L.) e feijão (*Phaseolus vulgaris* L.). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 28., 1999, Pelotas. **CD-ROM...** Pelotas: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1999.

SANTOS, M.L.; CARVALHO, M.P.; RAPASSI, R.M.A.; MURAISHI, C.T.; MALLER, A.; MATOS, F.A. Correlação linear e espacial entre produtividade de milho (*Zea mays* L.) e atributos físicos de um latossolo vermelho distroférico sob plantio direto do cerrado brasileiro. **Acta Sci.**, v. 28, n. 3, p. 313-321, 2006.

SAS INSTITUTE. **SAS user's guide**: statistics, version 9.1. Cary, 2002.

SCHAFFRATH, V.R. **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo e de variáveis de plantas daninhas em sistemas de manejo de solo**. 2006. 91 p. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual do Paraná, Maringá, PR.

SECCO, D.; DA ROS, C.O.; SECCO, J.K.; FIORIN, J.E. Atributos físicos e produtividade de culturas em um latossolo vermelho argiloso sob diferentes sistemas de manejo. **Rev. Bras. Ci. Solo**, v. 29, p. 407-414, 2005.

SEPASKHAH, A.R.; AHMADI, S.H.; NIKBAKHT SHAHBAZI, A.R. Geostatistical analysis of sortivity for a soil under tilled and no-tilled conditions. **Soil Til. Res.**, v. 83, p. 237-245, 2005.

SILVA, J.G. **Ordens de gradagem e sistemas de aração do solo: desempenho operacional, alterações na camada mobilizada e respostas do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.)**. 1992. 180 p. Tese (Doutorado) – Universidade do Estado de São Paulo, Botucatu, SP.

SILVA, P.R.A. **Mecanismos sulcadores de semeadura-adubadora na cultura do milho no sistema de plantio direto**. 2003. 90 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia - Energia na Agricultura) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Federal Paulista, Botucatu, SP.

SILVA, V.R.; REINERT, D.J.; REICHERT, J.M. Suscetibilidade à compactação de um latossolo vermelho-escuro e de um podzólico vermelho-amarelo. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 24, p. 239-249, 2000.

SILVA, R.B.; DIAS JÚNIOR, M.S.; SILVA, F.A.M.; FOLE, S.M. Influência do tráfego de máquinas agrícolas e as propriedades físicas, hídricas e mecânicas de um latossolo dos cerrados. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 27, n. 6, p. 973-983, 2003a.

SILVA, V.R.; REICHERT, J.M.; STORCK, L.; FEIJO, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um argissolo vermelho-amarelo distrófico arênico. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 27, n. 6, p. 1013-1020, 2003b.

SILVA, A.J.N.; CABEDA, M.S.V.; LIMA, J.F.W.F. Efeito de sistemas de uso e manejo nas propriedades físico-hídricas de um argissolo amarelo de tabuleiro costeiro. **Rev. Bras. Ci. Solo**, v. 29, n. 6, p. 833-842, 2005.

SIQUEIRA, R. **Sistemas de preparo do em diferentes sistemas de coberturas vegetais do solo**. 1999. 191 p. Tese (Doutorado em Agronomia - Energia na Agricultura) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Federal Paulista, Botucatu, SP.

SIQUEIRA, G.M. **Variabilidade de atributos físicos do solo determinados por métodos diversos**. 2006. 163 p. Dissertação (Mestrado) – Instituto Agronômico de Campinas, Campinas, SP.

SOUZA, L.M.; SILVA, M.L.S.; GUIMARÃES, G.L.; CAMPOS, D.T.S.; CARVALHO, M.P.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um latossolo vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **R. Bras. Ci. Solo**, v. 25, p. 699-707, 2001.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 28, p. 937-944, 2004a.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; BENTO, M.J.C. Variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo vermelho sob cultivo de cana-de-açúcar. **R. Bras. Eng. Agríc. Amb.**, v. 8, p. 51-58, 2004b.

STONE, L.F.; SILVEIRA, P.M. Efeito do sistema de preparo e da rotação de culturas na porosidade e densidade do solo. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 25, p. 395-401, 2001.

SUZUKI, L.E.A.S.; ALVES, M.C. Produtividade do milho (*Zea mays* L.) influenciada pelo preparo do solo e por plantas de cobertura em um latossolo vermelho. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 26, n. 1, p. 61-65, 2004.

THORNTON, P.K.; FAWCETT, R.H.; DENT, J.B.; PERKINS, T.J. Spatial weed distribution and economic thresholds for weed control. **Crop Protection**, v. 9, p. 337-342, 1990.

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

TSEGAYE, T.; HILL, R.L. Intensive tillage effects on spatial variability of soil physical properties. **Soil Sci.**, v. 163, p. 143-154, 1998.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA – UFV. **SAEG**: sistema para análises estatísticas, versão 9.1. Viçosa, 2007.

VALÊNCIA, E.; RODRIGUEZ, A.; ALMODOVAR, L. Tillage effects on botanical composition of bluepea (*Clitoria ternatea*) – guineagrass (*Panicum maximum* Jacq.) pastures. In: 2008 JOINT ANNUAL MEETING, 2008, Houston. **Proceedings...** Houston, 2008.

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

VIEIRA, S.R.; PAZ GONZALES, A. Analysis of the spatial variability of crop yield and soil properties in small agricultural plots. **Bragantia**, Campinas, v. 62, n. 1, p. 127-138, 2003.

VIEIRA, S.R.; MILLETE, J.; TOPP, G.C.; REYNOLDS, W.D. Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: ALVAREZ V., V.H.; SCHAEFER, C.E.G.R.; BARROS, N.F.; MELLO, J.W.V.; COSTA, L.M. (Eds.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002. v. 2, p.1-45.

WALTER, A.M.; CHRISTENSEN, S.; SIMMELSGAARD, S.E. Spatial correlation between weed species densities and soil properties. **Weed Res.**, v. 42, p. 26-38, 2002.

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

WELLES, J.M.; NORMAN, J.M. Instrument for indirect measurement of canopy architecture. **Agronomy Journal**, v. 83, n. 5, p. 818-825, 1991.