



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA
EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS AGRÁRIAS



ANTONIO LOPES DO BONFIM NETO

**ANÁLISE ESTATÍSTICA DA FERTILIDADE E ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO:
ÁREAS DE SANTARÉM E TERRA ALTA - PA**

BELÉM

2015

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA
EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS AGRÁRIAS

ANTONIO LOPES DO BONFIM NETO

**ANÁLISE ESTATÍSTICA DA FERTILIDADE E ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO:
ÁREAS DE SANTARÉM E TERRA ALTA - PA**

Tese apresentada à Universidade Federal Rural da Amazônia, como parte das exigências do Curso de Doutorado em Ciências Agrárias, área de concentração: Agroecossistemas da Amazônia, para obtenção do título de Doutor em Ciências Agrárias.
Orientador: Prof. Francisco de Assis Oliveira

BELÉM
2015

Bonfim Neto, Antonio Lopes

Análise estatística da fertilidade e atributos físicos do solo: áreas de Santarém e Terra Alta – PA / Antonio Lopes do Bonfim Neto. – Belém, 2015.

81 f.

Tese (Doutorado em Ciências Agrárias) – Programa de Pós-graduação em Ciências Agrárias, Universidade Federal Rural da Amazônia, Belém, 2015.

Orientador: Dr. Francisco de Assis Oliveira.

1. Uso do solo – Fertilidade - Pará 2. Uso do solo – Santarém 3. Manejo - Solo 4. Uso do solo – Geoestatística I. Oliveira, Francisco de Assis (orient.) II. Título.

CDD – 631.4220094115

Bibliotecária-Documentalista: Letícia Lima de Sousa – CRB2/1549

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA
EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS AGRÁRIAS

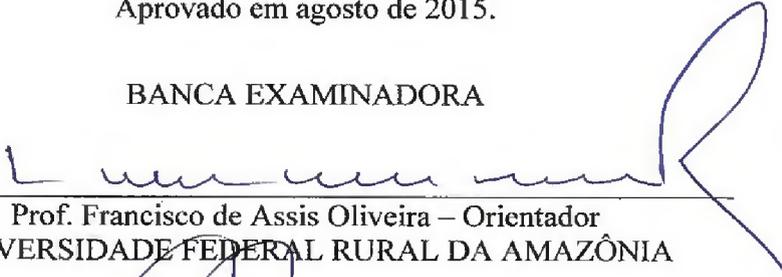
ANTONIO LOPES DO BONFIM NETO

ANÁLISE ESTATÍSTICA DA FERTILIDADE E ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO:
ÁREAS DE SANTARÉM E TERRA ALTA - PA

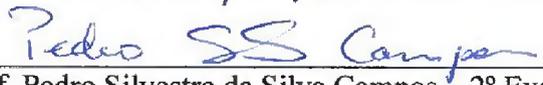
Tese apresentada à Universidade Federal Rural da Amazônia, como parte das exigências do Curso de Doutorado em Ciências Agrárias, área de concentração: Agroecossistemas da Amazônia, para obtenção do título de Doutor.

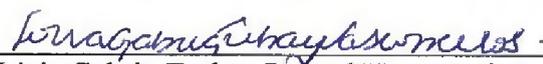
Aprovado em agosto de 2015.

BANCA EXAMINADORA


Prof. Francisco de Assis Oliveira – Orientador
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA


Prof. Paulo Pontes Araújo – 1º Examinador
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARÁ


Prof. Pedro Silvestre da Silva Campos – 2º Examinador
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA


Dra. Livia Gabrig Turbay Rangel Vasconcelos – 3º Examinador
PNPD – CAPES/UFRA


Dra. Vanda Maria Sales de Andrade – 4º Examinador
PNPD – CAPES/UFRA

Dedico aos meus pais **João Mariano** (in memorian) e **Teresinha do Bonfim** (in memorian).

Vocês foram o alicerce que sustentaram minha chegada até aqui.

AGRADECIMENTOS

À Deus, pela vida e oportunidade para as realizações.

À minha família, representada pelos irmãos, Osmar, Osmarina, Acelina, Lourdes e Antônia, que sempre me apoiaram na minha caminhada.

À minha esposa Nelma Leina, e aos meus filhos Ítalo e Talita Rossana, pelo amor, apoio, incentivo, compreensão e sacrifícios nesta caminhada.

À minha sogra Maria dos Remédios e aos cunhados Vânia Cristina e Jarbas Rudglan pelo apoio e incentivos neste desafio.

À todos os membros das famílias Brito, Mesquita, Rocha, representados aqui pelo amigo Matias, pelo acolhimento, apoio, incentivo e consideração na minha trajetória.

À Universidade Federal Rural da Amazônia pela oportunidade de realizar este sonho de um doutoramento.

À Universidade Federal do Pará / Instituto de Geociências, na pessoa do Prof. Joaquim Queiroz, pelos ensinamentos de Geoestatística.

À EMBRAPA Amazônia Oriental pelo apoio laboratorial e na estação experimental de Terra Alta – PA.

À Universidade Estadual do Maranhão pelo apoio, em especial o financeiro, que fomentou a realização desse trabalho.

Ao meu orientador, Prof. Francisco de Assis Oliveira, pelo acolhimento, incentivo, ensinamentos e o legado científico.

Aos professores Homma, Cordeiro, Antônio Fernandes, Débora, Ismael Viégas, Izildinha, Jonas Veiga, Yared, Lourenço Júnior, Milton Mota, Osmar Lameira e Kato, pelos valiosos ensinamentos que proporcionaram a realização deste sonho.

Aos colegas de turma Larissa, Maristela, Diego, Alexandre, Pedro, Marcelle, Sabrina e em especial João Thiago pelo companheirismo, apoio e colaboração nesta trajetória.

Aos demais colegas do Doutorado em Ciências Agrárias da UFRA que de alguma forma apoiaram e contribuíram nesta caminhada.

Aos colegas do LABECOS Livia Vasconcelos, Vanda Andrade e Iracema Cordeiro, pelo apoio e colaboração para a realização deste trabalho.

Ao pessoal da Coordenação do Doutorado, em especial Mylena Brarbossa e Shirle Cecília, pelos incansáveis atendimentos e colaborações.

Aos pesquisadores da EMBRAPA Arystides Resende e Célia Maria pelo valioso apoio e colaboração.

A todos que de alguma forma ajudaram e participaram na realização da conclusão deste trabalho.

Meu muito Obrigado!

SUMÁRIO

	RESUMO	11
	ABSTRACT	12
1	INTRODUÇÃO GERAL	13
	REFERÊNCIAS	15
2	ANÁLISE MULTIVARIADA APLICADA A VARIAÇÃO ESPACIAL DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO NO MUNICÍPIO DE SANTARÉM – PA	17
	RESUMO	17
	ABSTRACT	17
2.1	INTRODUÇÃO	18
2.2	MÉTODOS	19
2.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	24
2.3.1	ANÁLISE FATORIAL	24
2.3.2	ANÁLISE DE AGLOMERADO	29
2.3.3	ANÁLISE DISCRIMINANTE	31
2.4	CONCLUSÕES	33
	REFERÊNCIAS	33
3	VARIAÇÃO ESPACIAL DOS ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO EM SISTEMA INTEGRAÇÃO LAVOURA-PECUÁRIA-FLORESTA	36
	RESUMO	36
	ABSTRACT	37
3.1	INTRODUÇÃO	38
3.2	ÁREA DE ESTUDO	40
3.3	MÉTODOS	41
3.3.1	DESCRIÇÃO DO SISTEMA	41
3.3.2	PROCEDIMENTO DE CAMPO	41
3.3.3	PROCEDIMENTO LABORATORIAL	42
3.3.4	DELINEAMENTO EXPERIMENTAL E ANÁLISE ESTATÍSTICA	42
3.4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	42
3.5	CONCLUSÕES	58
	REFERÊNCIAS	59
	CONCLUSÕES GERAIS	63
	APÊNDICE	65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Teste de KMO e Bartlett para o Índice de Fertilidade do Solo (IFS)..	24
Tabela 2 - Resultados dos autovalores para a extração de fatores componentes e variância total explicada pelos fatores para o Índice de Fertilidade do Solo (IFS).....	25
Tabela 3 - Matriz de cargas fatoriais (α) após a rotação ortogonal pelo método Varimax para o Índice de Fertilidade do Solo (IFS).....	26
Tabela 4 - Valores dos escores fatoriais originais e padronizados e o índice de fertilidade do solo (IFS) (reduzida).....	28
Tabela 5 – Planejamento de aglomeração pela ligação de Ward (reduzida).....	29
Tabela 6 - Resultados do teste M de Box.....	31
Tabela 7 – Teste de hipótese Lambda de Wilks dos grupos de amostras.....	31
Tabela 8 – Classificação pelo método de Ward agrupando as amostras de solo aos grupos de amostras de cada propriedade.....	32
Tabela 9 - Estatística descritiva dos atributos físicos do solo de um sistema iLPF: Densidade do solo (Ds), porosidade total (PT), macroporosidade do solo (MacP), microporosidade do solo (MicP) e densidade da partícula (Dp).....	61
Tabela 10 - Parâmetros dos modelos teóricos de semivariância ajustados para os atributos físicos: densidade do solo (Ds), porosidade total (PT), macroporosidade do solo (MacP), microporosidade do solo (MicP) e densidade da partícula (Dp).....	62
Tabela 11 - Valores dos escores fatoriais originais e padronizados e o índice de fertilidade do solo.....	66
Tabela 12 – Planejamento de aglomeração pela ligação de Ward.....	70

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Localização do município de Santarém, Pará, Brasil.....	20
Figura 2 - Representação esquemática da definição das grades de amostragem e coletas das amostras de solo – detalhe das grades de amostragem.....	20
Figura 3 - Quadriciclo equipado com GPS e amostrador de solo.....	21
Figura 4 – Dendrograma resultante da análise hierárquica de agrupamentos evidenciando a formação de grupos, segundo o conjunto de amostras de solo.....	30
Figura 5 – Função discriminante canônica dos pontos amostrais dos três grupos com seus respectivos centróides.....	32
Figura 6 – Localização do município de Terra Alta – PA onde foi realizada a coleta de solo em um sistema iLPF.....	40
Figura 7 – Área do Sistema de Integração Lavoura, Pecuária e Floresta onde foi montado o grid para a coleta das amostras do solo.....	41
Figura 8 – Histograma da Densidade do solo (a) e Porosidade total (b) do solo de um sistema iLPF nas três camadas estudadas.....	44
Figura 9 – Histograma da Macroporosidade (a) e Microporosidade (b) do solo de um sistema iLPF nas três camadas estudadas.....	45
Figura 10 – Histograma da Densidade da partícula do solo de um sistema iLPF nas três camadas estudadas.....	45
Figura 11 – Boxplot da Densidade do solo (a) e Porosidade total (b) do solo de um sistema iLPF nas três profundidades estudadas.....	47
Figura 12 – Boxplot da Macroporosidade (a) e Microporosidade (b) do solo de um sistema iLPF nas três profundidades estudadas.....	48
Figura 13 – Boxplot da densidade da partícula do solo de um sistema iLPF nas três profundidades estudadas.....	48
Figura 14 – Estacionaridade dos dados da Densidade do solo no sentido W-E (a) e no sentido S-N (b)	49
Figura 15 – Estacionaridade dos dados da Porosidade total no sentido W-E (a) e no sentido S-N (b)	49
Figura 16 – Estacionaridade dos dados da Macroporosidade no sentido W-E (a) e no sentido S-N (b)	50
Figura 17 – Estacionaridade dos dados da Microporosidade no sentido W-E (a) e no sentido S-N (b)	50
Figura 18 – Estacionaridade dos dados da Densidade da partícula no sentido W-E (a) e no sentido S-N (b)	51
Figura 19 – Semivariogramas de superfície da Densidade do solo (a) e da Porosidade total (b) do solo de um sistema iLPF.....	51

Figura 20 – Semivariogramas de superfície da Macroporosidade (a) e da Microporosidade (b) do solo de um sistema iLPF.....	52
Figura 21 – Semivariogramas de superfície da Densidade da partícula do solo de um sistema iLPF.....	52
Figura 22 – Semivariogramas experimentais modelo ajustado da Densidade do solo (a) e Porosidade Total (b) em três profundidades do solo de um sistema iLPF.....	54
Figura 23 – Semivariogramas experimentais modelo ajustado da Macroporosidade (a) e Microporosidade (b) em três profundidades do solo de um sistema iLPF.....	54
Figura 24 – Semivariogramas experimentais modelo ajustado da Densidade da Partícula em três profundidades do solo de um sistema iLPF.....	55
Figura 25 – Mapas de krigagem da Densidade do solo em três profundidades de um sistema iLPF.....	56
Figura 26 – Mapas de krigagem da Porosidade total em três profundidades de um sistema iLPF.....	56
Figura 27 – Mapas de krigagem da Macroporosidade em três profundidades de um sistema iLPF.....	56
Figura 28 – Mapas de krigagem da Microporosidade em três profundidades de um sistema iLPF.....	57
Figura 29 – Mapas de krigagem da Densidade da partícula em três profundidades de um sistema iLPF.....	57
Figura 30 – Sistema integração Lavoura – Pecuária - Floresta em Terra Alta – PA.	75
Figura 31 – Detalhe das fileiras de árvores (Mogno africano) no sistema iLPF...	75
Figura 32 – Cultura do milho utilizada nos três primeiros anos do sistema iLPF...	76
Figura 33 – Cultura do feijão caupi utilizada em sucessão ao milho no sistema iLPF	76
Figura 34 – Detalhe da pastagem Brachiara após o quarto ano de implantação do sistema iLPF.....	77
Figura 35 – Detalhe do amostrador de solo indeformado.....	77
Figura 36 – Detalhe da amostra de solo indeformada no anel de aço.....	78
Figura 37 – Detalhe da extração da amostra do solo indeformada.....	78
Figura 38 – Detalhe da remoção da amostra indeformada no perfil do solo.....	79
Figura 39 – Retirada do bloco de solo com o anel de aço da amostra indeformada.....	79
Figura 40 – Detalhe do bloco de solo com o anel de aço com solo indeformado.....	80
Figura 41 – Amostra do solo indeformada com a pastagem e as árvores do iLPF ao fundo.....	80
Figura 42 – Detalhe da limpeza do anel de aço com a amostra indeformada.....	81
Figura 43 – Amostra do solo indeformada sendo preparada para armazenamento.....	81

RESUMO

A intervenção humana na floresta, implica em algum grau de mudança na estrutura e funcionamento do ecossistema, embora algumas intervenções não sejam destrutivas e possam ser sustentáveis por um período razoavelmente longo. Os solos amazônicos parecem particularmente inclinados a rápidos declínios de fertilidade natural. Uma razão para isso é o médio e baixo nível da matéria orgânica do solo, em geral associada à rápida mineralização de carbono e de nutrientes devido às condições favoráveis de umidade durante a maior parte do ano. Os sistemas agroflorestais tem como objetivo otimizar o uso da terra, conciliando a produção florestal com a produção de alimentos, conservando o solo e diminuindo a pressão pelo uso da terra para produção agrícola. O solo sob sistema agroflorestal apresenta menor densidade aparente, maior porosidade, menor resistência à penetração e maior estabilidade de agregados, quando comparado ao mesmo solo sob sistema de plantio convencional. Na agricultura brasileira, atualmente, grandes áreas são consideradas homogêneas; nelas a necessidade média de utilização dos insumos promove o uso de doses iguais de fertilizantes, desconsiderando a variabilidade espacial, podendo sobrecarregar uma gleba que é fértil e não atingir níveis ótimos para uma alta produtividade em outras glebas deficientes. A variabilidade espacial de solos sempre existiu e deve ser considerada toda vez em que a amostragem de campo for efetuada, pois pode indicar locais que necessitam de tratamento diferenciado quanto ao manejo, sem prejuízo para a representatividade, possibilitando maior detalhamento da área. O uso de métodos como análise multivariada e geoestatística provaram ser uma ferramenta fundamental para estudar a variação espacial de atributos do solo e produzir mapas de alta qualidade. Índices de nutrientes do solo tem sido usados para produzir mapas de classificação espacial do solo, a fim de aplicar fertilizantes em locais específicos e estratégicos, o que poderia economizar recursos e evitar potenciais problemas ambientais derivados de super ou sub-aplicações. A teoria fundamental da geoestatística é a esperança de que, na média, as amostras próximas no tempo e espaço sejam mais similares entre si do que as que estiverem distantes. A geoestatística tem-se mostrado de grande utilidade na ciência do solo para caracterizar e estudar a variação espacial de suas propriedades. Este trabalho objetivou gerar informações sobre a variabilidades dos atributos do solo utilizando métodos alternativos de análise estatística como a análise multivariada e a geoestatística. Desse modo o trabalho foi dividido em dois capítulos: No Capítulo 1 foi feita uma análise da variabilidade da fertilidade de áreas de produção de grãos em Santarém utilizando métodos a análise multivariada e no Capítulo 2, buscou investigar a variabilidade dos atributos físicos do solo em um agroecossistema utilizando a geoestatística.

ABSTRACT

Human intervention in the forest, implies some degree of change in structure and ecosystem functioning, although some operations are non-destructive and can be sustained for a reasonably long period. Amazonian soils seem particularly inclined to rapid declines in natural fertility. One reason for this is the mid and low level of soil organic matter, generally associated with rapid mineralization of carbon and nutrients due to the favorable moisture conditions during most of the year. Agroforestry systems aims to optimize land use, reconciling forest production with food production, conserving soil and reducing the pressure for land use for agricultural production. The soil under agroforestry has lower density, higher porosity, lesser resistance to penetration and higher aggregate stability, compared to the same soil under conventional tillage. In Brazilian agriculture, currently, large areas are considered homogeneous; them the average need of use of inputs promotes the use of equal doses of fertilizers, disregarding the spatial variability and can overwhelm a plot that is fertile and not reach optimal levels for high productivity in other disabled plots. The spatial variability of soil has always existed and should be considered every time the field sampling is made, it may indicate places that require differential treatment as the management, subject to the representativeness, allowing greater detail the area. The use of methods such as multivariate analysis and geostatistical proved to be a fundamental tool to study the spatial variation of soil properties and produce high quality maps. Soil nutrient indices have been used to produce maps of spatial soil classification, in order to apply fertilizers in specific and strategic locations, which could save resources and prevent potential environmental problems derived from super or sub-applications. The fundamental theory of geostatistics is the hope that, on average, the next samples in time and space are more similar to each other than those who are distant. The geostatistics has proved very useful in soil science to characterize and study the spatial variation of its properties. This study aimed to provide information on the variability of soil attributes using alternative methods of statistical analysis and multivariate analysis and geostatistics. Thus the work was divided into two chapters: Chapter 1 was an analysis of the fertility variability of grain production areas in Santarem using multivariate analysis methods, and in Chapter 2, sought to investigate the variability of soil physical attributes in an agro-ecosystem using geostatistics.

1. INTRODUÇÃO GERAL

Qualquer que seja a intervenção humana na floresta, ela implica algum grau de mudança na estrutura e funcionamento do ecossistema, embora algumas intervenções não sejam destrutivas e possam ser sustentáveis por um período razoavelmente longo. As práticas de manejo florestal, como a extração seletiva de madeira, que supostamente causa pouco impacto ao solo, podem ainda representar um impacto considerável às propriedades do solo, incluindo a compactação, erosão e lixiviação (NEPSTAD et al., 1999).

Os solos amazônicos parecem particularmente inclinados a rápidos declínios de fertilidade natural. Uma razão para isso é o médio e baixo nível da matéria orgânica do solo, em geral associada à rápida mineralização de carbono e de nutrientes devido às condições favoráveis de umidade durante a maior parte do ano. Baixos conteúdos de matéria orgânica no solo implicam baixa retenção de cátions e, conseqüentemente, a suscetibilidade dos solos à lixiviação de nutrientes (LUIZÃO et al., 2009).

Os sistemas agroflorestais tem como objetivo otimizar o uso da terra, conciliando a produção florestal com a produção de alimentos, conservando o solo e diminuindo a pressão pelo uso da terra para produção agrícola.

Na agricultura brasileira, atualmente, grandes áreas são consideradas homogêneas; nelas a necessidade média de utilização dos insumos promove o uso de doses iguais de fertilizantes, desconsiderando a variabilidade espacial, podendo sobrecarregar uma gleba que é fértil e não atingir níveis ótimos para uma alta produtividade em outras glebas deficientes. Como consequência, há desbalanço no uso de fertilizantes, comprometendo o rendimento das lavouras e tornando alto o custo de produção. Essa condição pode ocasionar menor produção da área e maior impacto ambiental. Se essa variabilidade espacial de atributos químicos puder ser medida e registrada, essas informações poderão ser usadas para otimizar as aplicações em cada ponto, aumentando a produtividade e diminuindo problemas ambientais (MACHADO et al., 2007).

Na metodologia tradicional da amostragem de solo, que não contempla o estudo da distribuição espacial das amostras coletadas, é necessário, por vezes, um grande número de amostras para representar a variabilidade de uma determinada área, a fim de se obter um mapa que represente com fidelidade, o comportamento de cada variável no local. Nessa metodologia, o coeficiente de variação (CV) é o parâmetro que resume a variabilidade do

atributo em relação à média, que é fixa, além de não distinguir o número de amostras utilizadas, sua forma nem sua posição espacial, que é exatamente o que discute a geoestatística, adotando uma média móvel, que varia de acordo a distribuição da variável no local (GUIMARÃES, 1993).

O uso de métodos como análise multivariada e geoestatística provaram ser uma ferramenta fundamental para estudar a variação espacial de atributos do solo e produzir mapas de alta qualidade. Índices de nutrientes do solo tem sido usados para produzir mapas de classificação espacial do solo, a fim de aplicar fertilizantes em locais específicos e estratégicos, o que poderia economizar recursos e evitar potenciais problemas ambientais derivados de super ou sub-aplicações (FU et al., 2010).

Um estudo preliminar objetivando avaliar a variabilidade espacial da fertilidade do solo em 17 propriedades produtoras de grãos no município de Paragominas - PA, revelou que das 1.945 amostras compostas coletadas, a acidez era baixa, saturação por bases inferior a 50%, os teores de K, Ca e Mg variaram de médio a alto, o conteúdo de P disponível foram considerados baixos e muito baixos em aproximadamente 50% das amostras, sendo o fator mais limitante (SALDANHA et al., 2013). O referido estudo revelou a necessidade de um maior aprofundamento na investigação da variabilidade espacial dos atributos do solo utilizando ferramentas estatísticas mais robustas.

Diante do exposto, este trabalho objetivou gerar informações sobre a variabilidade dos atributos do solo utilizando métodos alternativos de análise estatística como a análise multivariada e a geoestatística. Desse modo o trabalho foi dividido em dois capítulos: No Capítulo 1: “Análise multivariada aplicada a variação espacial da fertilidade do solo no município de Santarém – PA”. Nesse capítulo fez-se uma abordagem utilizando métodos de análise multivariada em um banco de dados de análise de solo oriundo de áreas de produção de arroz e soja no município de Santarém. No Capítulo 2: “Variação espacial dos atributos físicos do solo em sistema de integração Lavoura-Pecuária-Floresta”, com a utilização da geoestatística, buscou investigar a variabilidade dos atributos físicos do solo em um agroecossistema em Terra Alta – PA, o que propiciou além da identificação da variabilidade nos diversos atributos físicos, a criação de mapas temáticos mostrando essa variabilidade, o que facilita a visualização e auxiliando na tomada de decisões.

Dessa forma, o estudo busca investigar e responder os seguintes questionamentos:

Q1: Práticas homogêneas de manejo do solo otimizam a produção?

Q2: Os sistemas agroflorestais podem influenciar a variabilidade dos atributos físicos do solo?

Q3: Qual a distância ideal entre os pontos de coleta de solo num sistema agroflorestal para entender melhor sua variabilidade?

HIPÓTESES

H1: Se as práticas de manejo induzem a variabilidade espacial dos atributos, logo a eficiência do controle dessas variáveis podem ser determinantes para o aumento da fertilidade do solo e consequente aumento da produtividade das culturas;

H2: Se a variabilidade espacial dos atributos do solo é influenciada pelos sistemas agroflorestais, logo o manejo adequado desses sistemas podem melhorar as propriedades físicas do solo;

H3: Se a distância entre os pontos amostrais para análise de solo varia de acordo com os atributos, então a variabilidade espacial depende das correlações entre os atributos, dos fatores exógenos e do manejo do solo.

OBJETIVOS

Objetivo Geral

Utilizar a análise multivariada e geoestatística na determinação da variabilidade dos atributos do solo.

Objetivos específicos

- Criar um Índice para avaliar a fertilidade do solo em três áreas de produção de soja e arroz em Santarém;
- Avaliar o efeito dos sistemas agroflorestais sobre os atributos físicos do solo;
- Identificar a dependência espacial dos atributos físicos do solo em um sistema que integra lavoura, pecuária e floresta.

REFERÊNCIAS

FU, W.; TUNNEY, H. e ZHANG, C. **Spatial variation of soil nutrients in a dairy farm and its implications for site-specific fertilizer application.** Soil and Tillage Research, v. 106, n. 2, p. 185-193, 2010.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo.** 1993. 135 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

LUIZÃO, F. J. et al. **A Manutenção da Fertilidade do Solo em Sistemas Manejados na Amazônia.** LBA, INPA, Manaus. 32 pp. URL: [http://lba. daac. ornl. gov/amazonia_global_change/20_](http://lba.daac.ornl.gov/amazonia_global_change/20_). 2009.

MACHADO, L. de O.; LANA, A. M. Q. e QUINTÃO, R. M. **Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional.** Revista Brasileira de Ciência do Solo, v. 31, n. 3, p. 591-599, 2007.

NEPSTAD, Daniel C. et al. **Large-scale impoverishment of Amazonian forests by logging and fire.** Nature, v. 398, n. 6727, p. 505-508, 1999.

SALDANHA, E. C. M.; SILVA JÚNIOR, M. L.; OKOMURA, R. S; BONFIM NETO, A. L.; VIÉGAS, I. J. M. e FERNANDES, A. R. **Spatial variability of soil fertility in areas cultivated with grains in the region of Paragominas, Pará state, Brazil.** Revista Ciências Agrárias., v. 56, n. Supl., p. 120-128, 2013

2. Análise multivariada aplicada a variação espacial dos atributos químicos do solo no município de Santarém - PA

Resumo

A produção de grãos em Santarém-PA é praticada em unidades de produção que utilizam mecanização agrícola, insumos como fertilizantes e defensivos para o controle de pragas, doenças e ervas daninhas. O uso de plantio direto ainda é incipiente, assim como, também, é inicial a utilização das técnicas da agricultura de precisão. O uso inadequado de quantidades de fertilizantes abaixo ou acima da real necessidade no campo de cultivo, eleva os custos de produção e ao longo dos anos, torna-se uma potencial fonte de poluição de águas superficiais e subterrâneas. A variabilidade dos solos agricultáveis, na maioria das vezes, não é considerada pelos agricultores, que fazem a opção de aplicar práticas homogêneas de manejo do solo, principalmente adubação, para o total da área cultivada, o que induz ao agricultor usar quantidades inadequadas de fertilizantes para determinadas áreas dentro do cultivo. Uma opção para esse tipo de análise, que facilitaria o trabalho com esses tipos de dados, é o uso de análise multivariada. Visando analisar um conjunto de variáveis oriundas das análises de solo utilizou-se a aplicação da análise multivariada buscando condensar estas variáveis em um grupo menor de fatores sem perdas importantes de informações para criação de um Índice de Fertilidade do Solo. O estudo foi realizado no Baixo Amazonas Paraense no município de Santarém, de onde foram coletadas as amostras de solo em 03 propriedades agrícolas do município com culturas de soja e arroz. A amostragem do solo foi realizada em uma área total de aproximadamente 740 ha, com grade amostral de 5 ha, perfazendo o total de 148 pontos amostrais. Foram extraídos quatro fatores da análise fatorial explicando 74,79% da variância total dos dados, o que é satisfatório pelo critério da porcentagem da variância. Três aglomerados de pontos amostrais foram identificados. Essas aglomerações inferem que esses pontos amostrais tem certa semelhança entre si dentro de cada aglomerado. O número de aglomerados coincide com o número de propriedades onde o conjunto de amostras foram retiradas. O uso de análise multivariada, em especial a análise de fatores, análise de aglomerados e análise discriminantes mostraram eficientes para o estudo proposto, uma vez que a análise de variância poderia não mostrar eficiência devido as inter-relações entre as variáveis causando viés nos resultados. Baseado nessas análises, do universo estudado neste trabalho, aproximadamente 97% da área amostrada apresentou níveis de fertilidade do solo satisfatória ou alta, o que induz ao uso de quantidades reduzidas de fertilizantes na maior parte da área de cultivo.

PALAVRAS-CHAVE: Índice de Fertilidade do Solo; Análise fatorial; Análise de componentes principais; Análise de aglomerados

Abstract

Grain in Santarém-PA is produced in establishments that use agricultural mechanization, inputs such as fertilizers and pesticides to control pests, diseases and weeds. The use of tillage is still incipient, and also is starting to use the techniques of precision agriculture. Improper use of fertilizer amounts below or above the real need in farming field increases costs of production and over the years, become a potential source of pollution of surface and ground waters. The variability of agricultural soils, most of the time, is not considered by farmers, who make the choice to apply homogeneous practices of soil management, mainly fertilization, to the total cultivated area, which induces farmers use inadequate amounts of fertilizer for certain areas within the crop. One option for this type of analysis, which facilitate the work with these data types, is the use of multivariate analysis. To analyze a set of variables from the soil analysis used the application of multivariate analysis seeking to condense these variables into a smaller set of factors without significant loss of information to create a Soil Fertility Index. The study was conducted in the Lower Amazon Pará in the city of Santarem, from which they were collected soil samples in 03 farms of the municipality with soy and rice crops. Soil sampling was collected on a total area of approximately 740 ha, with sampling grid of 5 ha, totaling 148 sampling points. Four factors of factor analysis were extracted explaining 74.79% of the total variance of the data, which is satisfying the criterion of percentage of the variance. Three clusters of sampling points were identified. These agglomerations infer that these sample points has a certain resemblance to each other within each cluster. The number of clusters coincides with the number of properties where the set of samples were taken. The use of multivariate analysis, especially factors analysis, cluster analysis and discriminant analysis proved effective for the proposed study, since the analysis of variance could not show efficiency due to the interrelationships between the variables causing bias in the results. Based on these analyzes, the universe studied in this work, approximately 97 % of the sampled area showed satisfactory levels of fertility of the soil or high, which leads to the use of reduced amounts of fertilizer in most of the cultivation area.

KEYWORDS : Soil Fertility Index; Factor analysis; Principal component analysis; Cluster analysis

2.1. INTRODUÇÃO

O município de Santarém – PA, situado no baixo Amazonas, ocupa uma área de aproximadamente 17.898 km², tendo uma área de produção de grãos (arroz, milho e soja) de 26.963 ha (IBGE, 2013). Esta atividade é praticada em unidades de produção que utilizam mecanização agrícola, insumos como adubos químicos e corretivos de solo, bem como defensivos para o controle de pragas, doenças e ervas daninhas. O uso de plantio direto ainda é incipiente, assim como, também, é inicial a utilização das técnicas da agricultura de precisão (OLIVEIRA et al., 2013).

Os nutrientes essenciais para o desenvolvimento das plantas se dividem em macronutrientes (N, P, K, Ca, Mg, e S) e micronutrientes (Mn, Fe, B, Zn, Cu, Mo e Cl). O esgotamento dos solos por várias décadas de cultivos, sem reposição de nutrientes, assim como a exploração de novas áreas com solos de baixa fertilidade, tornam a agricultura brasileira cada vez mais dependente da aplicação maciça de fertilizantes (RESENDE et al., 1993).

O uso inadequado de quantidades de fertilizantes abaixo ou acima da real necessidade no campo de cultivo, eleva os custos de produção e ao longo dos anos, torna-se uma potencial fonte de poluição de águas superficiais e subterrâneas (BOLFE et al., 2007).

Segundo SILVA et al, (2015), o solo é o resultado da interação de fatores geológicos, topográficos e climáticos, entre outros, que juntos conferem características e propriedades químicas e físicas próprias.

Os fatores de formação do solo atuam naturalmente e variam, de acordo com o manejo, variando de alguns metros quadrados até milhares de hectares, fazendo com que os atributos químicos do solo não se organizem aleatoriamente, mas sim com alguma estruturação espacial (VIEIRA et al., 2010).

De uma maneira geral, são representados espacialmente como geocampos categóricos, o que leva a supor, erroneamente, que suas propriedades físicas e químicas são constantes dentro de regiões homogêneas (BURROUGH & MCDONNELL, 1998).

A variabilidade dos solos agricultáveis, na maioria das vezes, não é considerada pelos agricultores, que fazem a opção de aplicar práticas homogêneas de manejo do solo, principalmente adubação, para o total da área cultivada, o que induz ao agricultor usar quantidades inadequadas de fertilizantes para determinadas áreas dentro do cultivo.

Uma opção para esse tipo de análise, que facilitaria o trabalho com esses tipos de dados, é o uso de análise multivariada (SILVA et al., 2010). Tais técnicas multivariadas permitem que se faça ainda redução na dimensão de análises com múltiplas respostas com o

objetivo de simplificar o seu entendimento, a sua visualização e interpretação, além de obter suficientes detalhes para adequada representação desses resultados (BOGNOLA et al., 2011).

Na análise simultânea de muitas informações, a estatística multivariada torna-se a melhor ferramenta, possibilitando obter informações e interpretações que poderiam não ser perceptíveis com o uso da análise estatística univariada. Segundo FREITAS et al. (2014) a aplicação de técnicas multivariadas para avaliar as variáveis do solo tem encontrado resultados satisfatórios.

Tais procedimentos consideram que ocorre a independência entre os valores amostrais e que a variável segue distribuição normal. Comumente estas hipóteses não são testadas e, além disso, a independência tem que ser assumida a priori, antes de se amostrar (GONÇALVES et al., 2001).

Fez-se necessário investigar se práticas homogêneas de manejo do solo otimizam a produção agrícola, práticas recorrentes na agricultura convencional. Se as práticas de manejo induzem a variabilidade espacial dos atributos, logo a eficiência do controle dessas variáveis podem ser determinantes para o aumento da fertilidade do solo e conseqüente aumento da produtividade das culturas agrícolas, devido a um melhor balanço dos níveis indicadores de qualidade do solo.

Visando analisar um conjunto de variáveis oriundas das análises de solo utilizou-se a análise multivariada buscando condensar estas variáveis em um grupo menor de fatores sem perdas importantes de informações objetivou-se a criação de um Índice de Fertilidade do Solo (IFS) que será utilizado como ferramenta de decisão para uma adubação mais racional dos solos. Os grupos de variáveis resultantes serão utilizados para a análise de aglomerados e análise discriminante para confirmar a existência de diferença estatística entre as variáveis de cada grupo.

2.2. MÉTODOS

O estudo foi realizado no Baixo Amazonas Paraense, em três propriedades agrícolas, no município de Santarém (Figura 1). O município pertence à mesorregião do Baixo Amazonas e a microrregião de mesmo nome. Situa-se na confluência dos rios Tapajós e Amazonas. O clima da região é Am, o que corresponde a um clima tropical úmido, segundo a classificação de Köppen (ALVARES, 2013). A região apresenta uma precipitação média anual em torno de 2.100 mm, com uma estação de menor pluviosidade variando de um a cinco meses. A temperatura média anual é 25°C. Os períodos de menor intensidade de precipitação

pluviométrica varia de 1 a 5 meses anualmente (CARVALHO, 1980). O relevo da área varia de plano a levemente ondulado. O solo predominante é o Latossolo Amarelo distrófico e a vegetação é do tipo floresta alta com emergentes, e ocorrência rara de palmeiras (SILVA et al., 1985).



Figura 1 – Município de Santarém, Pará, Brasil, onde foram coletadas as amostras de solo.

Utilizou-se um banco de dados de resultados de amostras de solos coletadas nos anos de 2009 e 2010 em 03 propriedades agrícolas com cultivo de soja e arroz no município de Santarém. A amostragem do solo foi realizada em uma área total de aproximadamente 740 ha, com grade amostral de 5 ha, perfazendo o total de 148 pontos amostrais (amostras compostas). Cada amostra composta foi formada a partir de 10 amostras simples coletadas em um círculo de 1 m de diâmetro dentro de cada grade de amostragem, resultando assim num total de 1.480 amostras simples coletas (Figura 2).

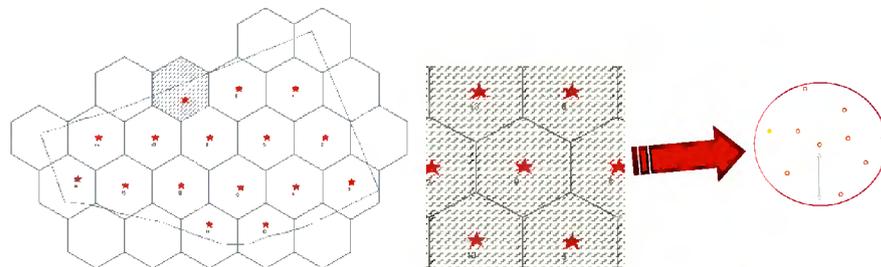


Figura 2 - Representação esquemática da definição das grades de amostragem e coletas das amostras de solo – detalhe das grades de amostragem.

As coletas de solo foram realizadas através de trado de rosca de aço inoxidável automatizado com motor elétrico, instalado em um quadriciclo equipado com GPS (Figura 3), na profundidade de 0 – 20 cm.

As amostras foram coletadas, armazenadas e enviadas para análise química onde determinou-se: pH em água (1:2,5), acidez potencial, cálcio, magnésio e alumínio trocáveis, potássio e fósforo, conforme EMBRAPA (1997). Com base nesses valores, foram calculados os valores de saturação por bases e saturação por alumínio.

Para testar a hipótese que sustenta que as práticas de manejo induzem a variabilidade espacial dos atributos e que estas, quando bem conduzidas, são determinantes para o aumento da fertilidade do solo e conseqüentemente o aumento de produtividade, utilizou-se a análise de fatores. A análise fatorial foi utilizada para analisar estruturas das correlações entre um grande número de variáveis independentes, agrupando estas variáveis em um conjunto de fatores, facilitando assim a compreensão da estrutura da nuvem de dados. O emprego dessa técnica pode, inicialmente identificar as dimensões isoladas da estrutura dos dados e depois determinar o grau em que cada variável é explicada por cada fator, possibilitando assim a redução da massa de dados (GAMA et al, 2007).



Figura 3 - Quadriciclo equipado com GPS e amostrador automático de solo.

Fonte: Bunge Fertilizantes

Um modelo de análise fatorial pode ser apresentado na forma matricial, como em DILLON e GOLDSTEIN (1984):

$$X = \alpha F + \varepsilon \quad (1)$$

em que:

X = p-dimensional vetor transposto das variáveis observáveis, denotado por $X = (x_1, x_2, \dots, x_p)'$; F =q-dimensional vetor transposto de variáveis não-observáveis ou variáveis latentes

chamadas de fatores comuns, denotado por $F = (f_1, f_2, \dots, f_q)'$, sendo $q < p$; $e =$ p-dimensional vetor transposto de variáveis aleatórias ou fatores únicos, $e = (e_1, e_2, \dots, e_p)'$; e $\alpha =$ matriz (p, q) de constantes desconhecidas, chamadas de cargas fatoriais.

No modelo de análise fatorial pressupõe-se que os fatores específicos sejam ortogonais entre si e com todos os fatores comuns. Normalmente, $E(\varepsilon) = E(F) = 0$ e $Cov(\varepsilon, F) = 0$.

Para confirmar a estrutura inicial utilizou-se o método de rotação ortogonal dos fatores denominado varimax que é um processo em que os eixos de referência dos fatores são rotacionados em torno da origem até que alguma outra posição seja alcançada. Esse método tem como objetivo redistribuir a variância dos primeiros fatores para os demais atingindo assim um padrão fatorial mais simples e teoricamente mais significativo (SANTANA, 2005; HAIR et al., 2009).

De acordo com SANTANA (2007) o IFS foi definido como uma combinação linear desses escores fatoriais e a proporção da variância, explicada por fator em relação à variância comum. A expressão matemática é dada por:

$$IFS = \sum_{j=1}^q \left[\frac{\lambda_j}{\sum_j \lambda_j} \right] FP_{ij} \quad (2)$$

em que λ é a variância explicada por fator e $\sum \lambda$ é a soma total da variância explicada pelo conjunto de fatores comuns.

O escore fatorial foi padronizado (FP) para se obterem valores positivos dos escores originais e permitir a hierarquização das amostras, uma vez que os valores do IFS estão situados entre zero e um. A fórmula matemática proposta foi a seguinte:

$$FP_i = \left(\frac{F_i - F_{min}}{F_{max} - F_{min}} \right) \quad (3)$$

em que F_{min} e F_{max} são os valores máximo e mínimo observados para os escores fatoriais associados às observações das amostras de solo de acordo com SANTANA (2007).

Para facilitar a interpretação dos resultados estabeleceram-se os seguintes intervalos de valores do IFS, agrupando-se as amostras conforme seu grau de importância: valores do IFS igual ou superior a 0,70 são considerados altos; valores situados entre 0,35 e 0,69 são intermediários; valores inferiores a 0,35 são baixos.

Foram realizados testes para aferir a adequação do método à amostra de dados, dos quais os principais foram: teste de esfericidade de Bartlett, que avalia a significância geral da matriz de correlação, ou seja, testa a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz

identidade; teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que se baseia no princípio de que a inversa da matriz de correlação se aproxima da matriz diagonal, por isso compara as correlações entre as variáveis observáveis. As fórmulas matemáticas desses testes são as seguintes (DILLON; GOLDSTEIN, 1984; REIS, 2001; MINGOTI, 2005 citados por SANTANA, 2007):

$$KMO = \frac{\sum_i \sum_j r_{ij}^2}{\sum_i \sum_j r_{ij}^2 + \sum_i \sum_j a_{ij}^2} \quad (4)$$

em que r_{ij} é o coeficiente de correlação da amostra entre as variáveis x_i e x_j e a_{ij} é o coeficiente de correlação parcial entre as mesmas variáveis, que é, simultaneamente, uma estimativa das correlações entre os fatores, eliminando o efeito das demais variáveis. Os a_{ij} deverão assumir valores próximos de zero, uma vez que se pressupõe que os fatores são ortogonais entre si.

Valores deste teste abaixo de 0,50 são inaceitáveis (HAIR et al., 2009). O teste de Batlett de esfericidade testa a hipótese nula de que as variáveis são independentes, contra a hipótese alternativa de que as variáveis são correlacionadas entre si (SANTANA, 2007).

Para confirmar os agrupamentos dos dados foi utilizada a análise discriminante, no software IBM SPSS Statistics, versão 20. A técnica consiste em análise de um modelo em que a variável dependente é categórica, que no caso consiste em três grupos de classificação (propriedades), e as variáveis independentes são métricas ou de natureza intervalar (atributos químicos do solo). Quando três classificações são envolvidas, a técnica é referida aos três grupos de análise discriminante, sendo apropriada para testar as hipóteses de que as médias dos grupos das variáveis independentes localizadas para os três grupos são iguais. Estas médias dos valores dos escores discriminantes dos grupos se referem aos centróides deles, existindo tantos centróides quantos são os grupos; uma comparação entre esses mostra quanto estão separados os grupos durante o teste da função discriminante (GONÇALVES et al., 2008).

A equação geral do modelo discriminante é:

$$D = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + b_4X_4 + \dots + b_kX_k \quad (5)$$

Onde D = escore discriminante;

b = é o coeficiente ou o peso discriminante;

D = é uma variável categórica;

X = variável independente;

$X_1, X_2, X_3, X_4, \dots, X_k$ são variáveis intervalares e/ ou razão.

As variáveis quantitativas utilizadas para no estudo foram: potencial de Hidrogênio (pH), saturação por base (V%), Fósforo (P), Potássio (K), Cálcio (Ca), Magnésio (Mg), Alumínio trocável (Al), matéria orgânica (MO), capacidade de troca de cátions (CTC), saturação por alumínio (m%), Enxofre (S), Cobre (Cu), Ferro (Fe), Manganês (Mn), Zinco (Zn) e Boro (B). Como variável dependente utilizou-se as “propriedades rurais”.

2.3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

2.3.1. Análise Fatorial

A adequação da análise fatorial foi determinada pelos testes KMO e Bartlett. O teste KMO, da ordem de 0,658, indicou que as variáveis estão correlacionadas e que o modelo fatorial apresentou um bom nível de adequação aos dados (Tabela 1). Valores deste teste abaixo de 0,50 são inaceitáveis (HAIR et al., 2009). No teste de Bartlett foi avaliada a significância geral da matriz de correlação, a qual apresentou estatística de 2392,692, indicando que as correlações, em geral, são significativas ao nível de 1% de probabilidade, ou seja, a matriz de correlação não é identidade (Tabela 1).

Tabela 1 - Teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e Bartlett para o Índice de Fertilidade do Solo (IFS).

Medida Kaiser-Meyer-Olkin de adequação de amostragem.	0,658
Chi-quadrado aprox.	2392,692
Df	120
Teste de esfericidade de Bartlett	
Sig.	0,000

Fonte: Resultado da pesquisa

Na Tabela 2 as três primeiras colunas são os resultados para os cinco fatores extraídos, ou seja, as cargas fatoriais para cada variável em cada fator. A quarta coluna fornece a estatística, detalhando o grau em que cada variável é “explicada” pelos quatro componentes, denominada de **comunalidade**. Das duas últimas colunas, a primeira é a soma da coluna de cargas fatoriais ao quadrado (autovalores) e indica a importância relativa de cada fator na explicação da variância associada ao conjunto de variáveis analisado. As somas dos cinco fatores são 5,021, 2,391, 1,657, 1,470 e 1,428, respectivamente. Como esperado, a solução fatorial extraiu os fatores na ordem de sua importância, com o fator 1 explicando a maior parcela da variância (31,38%), o fator 2 explicando 14,94%, fator 3 explicando

10,35%, fator 4 explicando 9,185% e o fator 5 explicando 8,92%. Os quatro fatores explicam 74,79% da variância total dos dados, o que é satisfatório pelo critério da porcentagem da variância.

Baseado no trabalho de SANTANA (2007), a parcela total da variância explicada deste estudo, pela solução fatorial (11,967) pode ser comparada com a variação total do conjunto de variáveis, que é representada pelo traço da matriz fatorial. O traço é a variância total a ser explicada, obtida pela soma dos autovalores do conjunto de variáveis (soma do total dos autovalores, primeira coluna da Tabela 2, dado que cada variável tem um autovalor possível igual a 1,0. A soma total dos percentuais de traço extraído para a solução fatorial serve como índice para determinar o grau de adequação da solução fatorial em relação ao que todas as variáveis representam. O índice para esta solução mostra que 74,796% da variância total são representados pela informação contida na matriz fatorial da solução em termos dos quatro fatores. O índice é considerado alto, e as variáveis estão, como esperado, estreitamente relacionadas umas com as outras.

Tabela 2 - Resultados dos autovalores para a extração de fatores componentes e variância total explicada pelos fatores para o Índice de Fertilidade do Solo (IFS)

Componente	Autovalores (λ) e variâncias iniciais			Variâncias após rotação		
	Total	% de variação	% cumulativa	Total	% de variação	% cumulativa
1	5,735	35,845	35,845	5,021	31,383	31,383
2	1,972	12,328	48,173	2,391	14,944	46,327
3	1,645	10,279	58,452	1,657	10,355	56,682
4	1,379	8,617	67,069	1,470	9,185	65,868
5	1,236	7,726	74,796	1,428	8,928	74,796
6	0,945	5,909	80,704			
7	0,798	4,987	85,691			
8	0,584	3,648	89,339			
9	0,512	3,203	92,542			
10	0,467	2,919	95,461			
11	0,367	2,297	97,757			
12	0,212	1,324	99,081			
13	0,095	0,596	99,677			
14	0,032	0,200	99,877			
15	0,017	0,103	99,980			
16	0,003	0,020	100,000			

Fonte: Resultado da pesquisa

A soma das cargas fatoriais dos fatores ao quadrado gera a comunalidade (Tabela 3). O tamanho da comunalidade é um índice útil para avaliar o quanto de variância numa dada variável é explicado pela solução fatorial. Comunalidades grandes indicam que uma grande parcela da variância numa variável foi extraída pela solução fatorial. Uma comunalidade pequena, inferior a 0,50, mostra que uma boa parte da variância contida numa variável não é explicada pelos fatores (SANTANA, 2007).

A seleção das variáveis significativas que devem fazer parte de um fator é eleita com base na magnitude da carga fatorial (Tabela 3); assim, podem ser eleitas olhando-se da esquerda para a direita ao longo de cada linha e selecionando-se as cargas de maior valor. Adotando esse processo, o fator 1 tem sete cargas significativas; o fator 2, duas cargas significativas, o fator 3, duas cargas significativas, o fator 4, três cargas significativas e o fator 5, duas.

Tabela 3 - Matriz de cargas fatoriais (α) após a rotação ortogonal pelo método Varimax para o Índice de Fertilidade do Solo (IFS).

Variáveis	Fatores					Comunalidade
	F1	F2	F3	F4	F5	
Al	-,939	-,034	-,029	-,022	,057	,887
m%	-,937	-,080	-,046	,049	,065	,893
V%	,934	,103	,102	,188	,032	,929
Ca	,839	,389	,123	,228	,011	,922
pH	,799	,056	,008	,478	,098	,880
Mg	,744	,335	-,030	-,258	-,102	,744
P	,551	-,126	,291	,182	,421	,615
CTC	,197	,947	,047	-,023	,005	,938
MO	,182	,947	,023	,004	,036	,931
Fe	-,125	,092	-,792	,104	,102	,673
Mn	,012	,243	,772	,178	,140	,707
B	,006	-,239	,486	-,633	-,245	,754
S	-,051	,268	-,027	-,512	,083	,344
Zn	,222	,229	,273	,510	-,243	,495
K	,122	,183	-,062	,090	,818	,729
Cu	,189	,124	-,009	,278	-,630	,525
Soma de quadrado do autovalor	5,0213	2,3910	1,6568	1,4696	1,4284	11,967
Porcentual do traço (%)	31,383	14,943	10,355	9,1854	8,9280	74,796

Fonte: Resultado da pesquisa

No primeiro fator estão as variáveis alumínio trocável (Al), saturação por alumínio (m%), saturação por base (V%), cálcio, pH, Mg e P. O Al e o m%, apresentando valores negativos, mostram-se antagônicos das demais variáveis do fator, estando assim coerentes com os conhecimentos dos estudos dos solos. Dessa forma para manter um nível satisfatório de nutrição para as plantas, faz-se necessário reduzir os níveis de Al e m%. Este fator pode ser chamado de dimensão “Saturação por bases”, uma vez que os fatores influenciados por essas variáveis dizem respeito à um aumento da cargas elétricas na solução do solo.

No segundo fator foram incluídas as variáveis CTC e MO. Essas variáveis estão relacionadas com a capacidade de troca de cátions, onde a matéria orgânica tem papel fundamental na adsorção de elementos nutritivos pelas cargas elétricas e as trocas catiônicas. A combinação dessas variáveis melhora a qualidade do solo, o que é buscado nos cultivos de soja com a utilização do plantio direto. Esta dimensão de conduta está ligada à prestação de serviços, que nomeia o fator como “Trocas catiônicas”.

O terceiro fator foi composto apenas pelas variáveis Fe e Mn. Os fatores mostraram sinais antagônicos, com o Fe apresentando sinal negativo. Apesar desses elementos apresentarem cargas elétricas opostas, não existem relatos que comprovem concorrência por sítios de acoplamento, embora o Fe apresente toxidez para as plantas em níveis elevados no solo. Esse fator pode ser representado com a dimensão “Toxidez por Ferro”.

O quarto fator, representado pelo B, S e Zn, apresentou sinal negativo para as duas primeiras variáveis, embora não tenham relatos de interdependência desses nutrientes na sua disponibilidade para as plantas. Esse fator foi nominado de “Reguladores metabólicos e sanitários”, uma vez que tais elementos melhoram a resistência e o metabolismo das plantas.

O quinto e último fator é representado pela variável K e Cu. A nomenclatura desse fator é “Nutrição potássica”, uma vez que esse elemento apresenta uma carga muito alta para o fator.

Na Tabela 4 os cinco escores fatoriais originais podem ser positivos ou negativos. Um sinal positivo indica que o solo na região amostrada está com equilíbrio nutricional satisfatório para as plantas e que um sinal negativo significa um desequilíbrio nutricional do solo e que mesmo assim os efeitos das forças positivas superam os efeitos das forças negativas nas primeiras 16 amostras observadas (primeira área em destaque com IFS de 0,70183 a 0,81221). Nas últimas 4 posições da tabela 4 (segunda área de destaque com IFS de 0,28178 a 0,34592), o sinal negativo significa que os efeitos das forças positivas são superadas pelos efeitos das forças negativas.

Ordenando os valores do IFS, obteve-se dezesseis pontos amostrais apresentaram IFS > 0,70 (a média do IFS foi de 0,56); cento e vinte e oito amostras apresentaram grau de fertilidade intermediário, com IFS entre 0,35 e 0,70; as demais 4 pontos amostrais apresentaram baixo grau de fertilidade.

Observa-se que a maioria dos pontos amostrados (86%) foi enquadrada na categoria de níveis de fertilidade “satisfatório”, as quais não apresentam muita carência nutricional, garantindo produtividades razoáveis das espécies cultivadas.

O IFS tem como objetivo avaliar a fertilidade do solo nas três propriedades objeto do estudo e foi utilizado para testar a hipótese.

Tabela 4 - Valores dos escores fatoriais originais e padronizados e o Índice de Fertilidade do Solo (IFS). (reduzida)

Obs	Escore fatorial original					Escore fatorial padronizado					IFS
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Fator 5	FP1	FP2	FP3	FP4	FP5	
127	1,3129	0,4533	1,8204	0,8981	2,1036	0,90756	0,60227	0,76744	0,69591	1,00000	0,81221
124	1,3593	0,3895	1,0530	0,3415	1,3823	0,91819	0,58980	0,61193	0,61399	0,88428	0,76877
129	1,7160	0,2260	0,1916	0,4103	1,0151	1,00000	0,55783	0,43737	0,62412	0,82537	0,76676
102	0,8633	0,8767	2,1830	0,7310	0,2003	0,80446	0,68510	0,84091	0,67131	0,69464	0,75620
125	0,9199	0,2525	1,5888	0,9012	1,7583	0,81745	0,56301	0,72050	0,69636	0,94459	0,75350
137	1,3673	1,8764	-1,0395	0,5756	-0,2541	0,92004	0,88064	0,18790	0,64844	0,62175	0,74185
114	0,3571	2,0606	1,7329	0,2837	0,6489	0,68840	0,91667	0,74970	0,60549	0,76661	0,74164
123	0,4841	0,7050	2,9681	1,6307	-0,5371	0,71752	0,65151	1,00000	0,80372	0,57634	0,73717
128	1,4009	-0,5751	0,6819	0,3519	1,6602	0,92775	0,40114	0,53672	0,61551	0,92887	0,73019
105	0,6384	1,9651	2,0439	0,9737	-2,3652	0,75290	0,89799	0,81273	0,70703	0,28304	0,72845
2	1,5092	0,8499	-0,0787	-1,1346	0,5643	0,95256	0,67986	0,38261	0,39674	0,75304	0,72710
126	1,0955	0,0308	0,9916	0,3040	1,1464	0,85771	0,51964	0,59949	0,60847	0,84643	0,72246
146	0,3608	2,3834	0,5647	0,0531	0,4322	0,68925	0,97980	0,51298	0,57154	0,73185	0,71353
135	1,1115	1,4596	-1,3777	0,5500	0,9040	0,86138	0,79910	0,11938	0,64468	0,80754	0,71317
111	0,8241	0,3692	1,2367	1,0079	-0,0486	0,79547	0,58583	0,64916	0,71207	0,65472	0,70629
106	0,9644	-0,4815	1,6539	0,0616	1,0314	0,82766	0,41945	0,73369	0,57279	0,82799	0,70183
118	1,0965	0,7143	-0,9181	0,3213	0,8702	0,85795	0,65332	0,21251	0,61101	0,80212	0,69072
143	0,6837	2,4867	-0,9500	-0,6519	-0,0537	0,76328	1,00000	0,20605	0,46778	0,65390	0,68409
109	0,9354	0,4337	-0,0662	1,1351	-0,1165	0,82099	0,59844	0,38514	0,73079	0,64383	0,68396
⋮											⋮
86	-1,8409	-1,1902	0,7599	0,8386	-0,1016	0,18441	0,28083	0,55253	0,68715	0,64620	0,37150
61	-2,5662	0,6717	-0,1819	1,0906	-0,4506	0,01808	0,64500	0,36169	0,72424	0,59021	0,34592
22	-1,9156	-0,7993	0,4263	-0,2482	-0,9189	0,16726	0,35729	0,48494	0,52719	0,51508	0,33493
66	-2,1877	-0,5204	-1,7210	1,0336	0,0612	0,10487	0,41183	0,04980	0,71585	0,67233	0,30134
53	-2,6451	-0,8944	-0,6385	1,3219	0,2424	0,00000	0,33869	0,26916	0,75828	0,70140	0,28178
Máximo	1,7160	2,4867	2,9681	2,9642	2,1036						0,81221
Mínimo	-2,6451	-2,6259	-1,9668	-3,8302	-4,1294						0,28178

FP: fator padronizado, IFS: Índice de Fertilidade do Solo

2.3.2 Análise de aglomerado

Esta análise agrupa os fatores pela distância euclidiana ao quadrado para a formação dos clusters. Os coeficientes apresentados na tabela 5 determinam a distância entre os pontos amostrais e o mesmo auxilia a técnica da parada de formação dos agrupamentos no dendrograma pelo maior salto ou distância que ocorre entre as observações. O valor do salto de 15,64166 determina a parada no dendrograma representada pela linha vermelha (Figura 4).

Esta análise identificou três aglomerados de pontos amostrais, onde o primeiro aglomerado foi formado por 42 observações, o segundo por 79 observações e o terceiro por 27 observações. Essas aglomerações sugerem que esses pontos amostrais tem certa semelhança entre si dentro de cada aglomerado. O número de aglomerados coincide com o número de propriedades onde o conjunto de amostras foram retiradas.

Tabela 5 – Planejamento de aglomeração pela ligação de Ward para agrupamento dos fatores pela distância euclidiana. (reduzida)

Estágio	Cluster combinado		Coeficientes	O cluster de estágio é exibido primeiro		Próximo estágio	
	Cluster 1	Cluster 2		Cluster 1	Cluster 2		
1	3	8	,061	0	0	20	127,9349
2	93	96	,138	0	0	85	65,34969
3	50	56	,228	0	0	13	40,68492
4	37	54	,321	0	0	16	39,01494
5	44	46	,447	0	0	74	28,99234
6	124	126	,576	0	0	57	24,61787
7	11	95	,718	0	0	75	20,92963
8	74	81	,868	0	0	17	18,03235
9	110	115	1,025	0	0	26	16,21969
10	97	99	1,191	0	0	18	14,30477
11	121	133	1,362	0	0	54	12,7977
12	13	25	1,536	0	0	116	11,41305
⋮							⋮
142	1	2	385,603	133	137	146	11,84623
143	36	90	431,282	125	124	144	12,03862
144	15	36	483,203	141	143	145	14,14036
145	15	102	551,529	144	139	146	15,64166
146	1	15	637,797	142	145	147	15,24034
147	1	22	735,000	146	138	0	-100

Fonte: Resultado da Pesquisa

Para aumentar a robustez da análise multivariada optou-se pela análise discriminante para confirmar se os grupos amostrais identificados na análise de aglomerados pertencem às mesmas propriedades objeto da pesquisa.

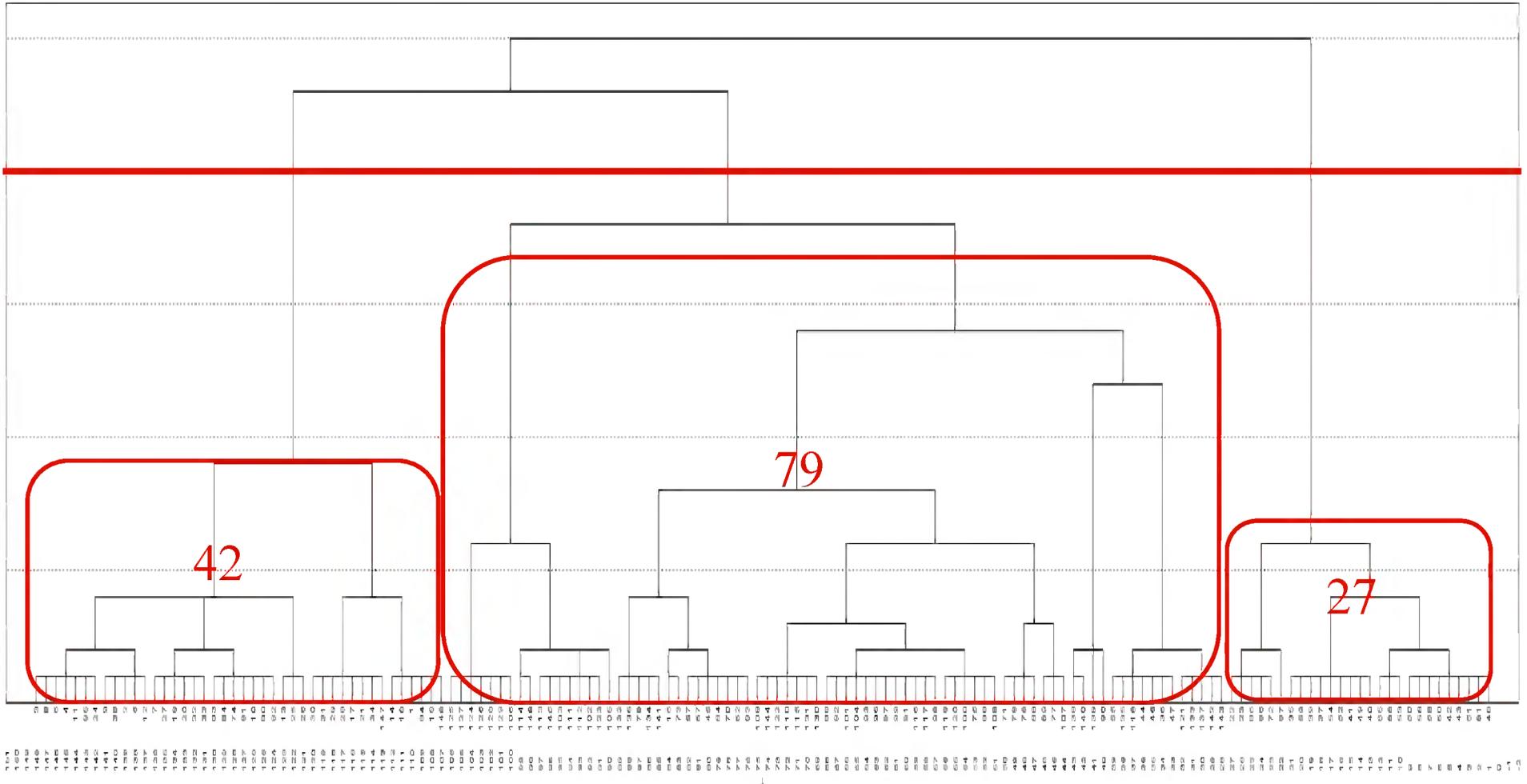


Figura 4 – Dendrograma resultante da análise hierárquica de agrupamentos evidenciando a formação de grupos, segundo o conjunto de amostras de solo.

2.3.3 Análise discriminante

Esta técnica estatística classifica indivíduos ou objetos em grupos mutuamente exclusivos com base em um conjunto de variáveis independentes. “A discriminação ou separação é a primeira etapa, sendo a parte exploratória da análise e consiste em se procurar características capazes de serem utilizadas para alocar objetos em diferentes grupos previamente definidos” (KHATTREE & NAIK, 2000 apud VARELLA).

Na análise, o teste M de Box foi significativo a 1%, rejeitando a hipótese nula, o que caracteriza que as matrizes de covariâncias entre grupos de amostras não são iguais (Tabela 6).

Tabela 6 - Resultados do teste M de Box .

M de caixa		1243,973
F	Aprox.	3,649
	df1	272
	df2	19883,629
	Sig.	,000

Testa hipótese nula de matrizes de covariáveis de população igual.

O teste de hipótese nula foi rejeitada (significativo a 1%) uma vez que as duas funções nos três grupos não são iguais (Tabela 7), concordando com o resultado da Análise Fatorial (Tabela 4), e com a Análise de Aglomerado (Figura 4).

Tabela 7 – Teste de hipótese Lambda de Wilks dos grupos de amostras.

Teste de funções	Lambda de Wilks	Chi-quadrado	Df	Sig.
1 até 2	,078	351,558	32	,000
2	,341	147,819	15	,000

A figura 5 mostra que no conjunto de dados amostrais ocorre uma interseção na nuvem de dados, onde 5 amostras originalmente pertencentes à propriedade rural 1 está no grupo 2. Dos 79 pontos amostrais da propriedade rural 2, apenas seis amostras foram descaracterizadas do grupo 2 e dos 27 pontos amostrais da propriedade rural 3, quatro não pertencem ao grupo 3.

A tabela 8 mostra que 89,9% dos casos amostrados foram corretamente classificados, sendo que o grupo 1 atingiu 88,1%, o grupo 2 com 92,4% e o grupo 3 com 85,2%. As funções analisadas servem para classificar as amostras de solo que poderiam não estar contidas no grupo de amostras de cada propriedade.

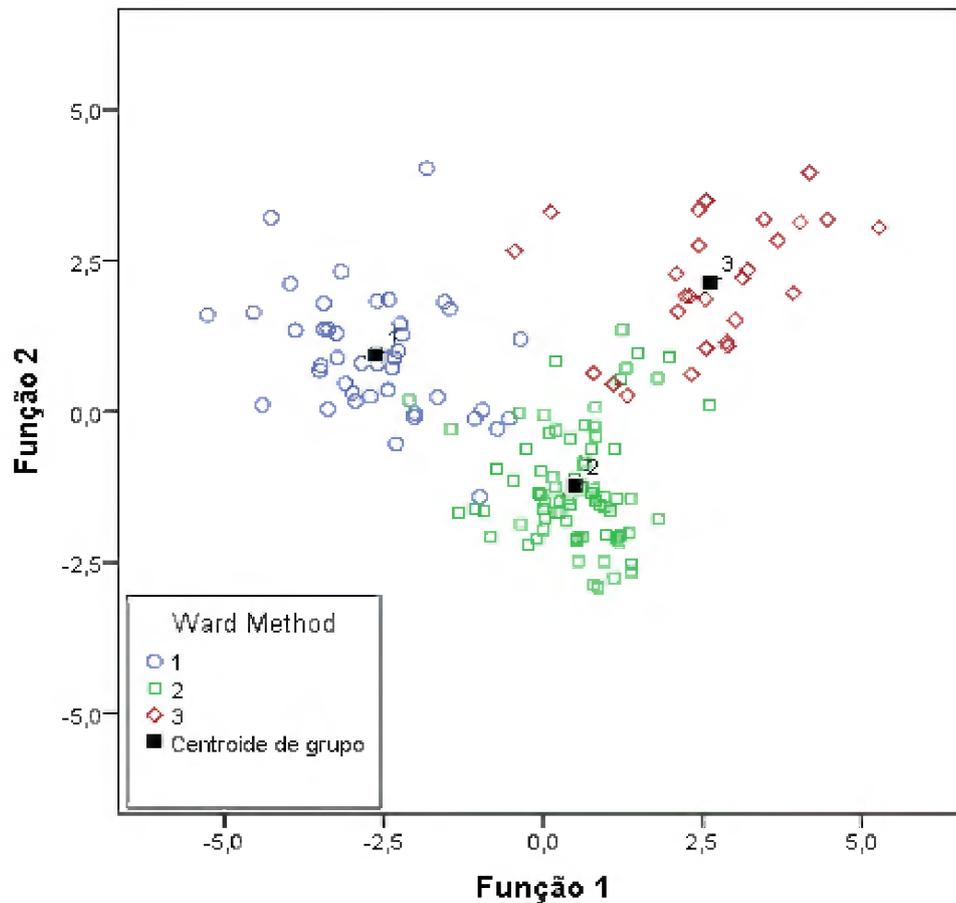


Figura 5 – Função discriminante canônica dos pontos amostrais dos três grupos com seus respectivos centróides.

Tabela 8 – Classificação pelo método de Ward agrupando as amostras de solo aos grupos de amostras de cada propriedade.

Ward Method		Associação ao grupo previsto			Total
		1	2	3	
Original	1	37	5	0	42
	2	2	73	4	79
	3	1	3	23	27
%	1	88,1	11,9	,0	100,0
	2	2,5	92,4	5,1	100,0
	3	3,7	11,1	85,2	100,0

Obs.: 89,9% de casos originais foram agrupados corretamente.

De uma maneira geral, as análises multivariadas dessa massa de dados induz afirmar que apenas 20 ha é considerado com um baixo nível de fertilidade, enquanto 640 ha

apresentam níveis de fertilidade satisfatórios e 80 ha indicou ter alto nível de fertilidade do solo.

Este resultado serve como ferramenta para técnicos e agricultores adotarem medidas de tomadas de decisão, atuando no conjunto de variáveis que definem os níveis de fertilidade do solo.

2.4 CONCLUSÕES

- O uso de análise multivariada, análise de aglomerados, análise discriminantes em especial a análise de fatores com a criação do IFS, mostraram eficientes para o estudo proposto, uma vez que a análise de variância poderia não mostrar eficiência devido as inter-relações entre as variáveis causando viés nos resultados.
- Aproximadamente 97% da área amostrada apresentou fertilidade do solo de satisfatória a alta, o que induz ao uso de quantidades reduzidas de fertilizantes na maior parte da área de cultivo.
- Embora esse tipo de amostragem pudesse ser analisado pela geoestatística, o que daria maior robustez nos resultados, a ausência de coordenadas geográficas do banco de dados impede que esta análise seja feita com eficiência.

AGRADECIMENTOS

Agradecemos às empresas “Missioneira Agrícola” e “Bunge Fertilizantes” por disponibilizar o banco de dados das amostras de solo usados neste trabalho e aos engenheiros agrônomos Victor do Amarale Luiz Fernando Freiburger por seu apoio e partilha de informações.

REFERÊNCIAS

- ALVARES, Clayton Alcarde et al. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013.
- BOGNOLA, I. A. et al. **Geoestatística integrada com estatística multivariada e geoprocessamento na definição de unidades de manejo para o Pinus taeda**. In: Inamasu, R. Y.; Naime, J. M.; Resende, A. V.; Bassoi, L. H. e Bernardi, A. C. C., editores. **Agricultura de precisão: Um novo olhar**. São Carlos: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária; 2011. p.227-31.
- BOLFE, E. L; GOMES, J. B. V e FONTES, H. R. **Variabilidade espacial de atributos do solo como subsídio para produção integrada de frutas em perímetro irrigado no nordeste do Brasil**. In: XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto. Anais XIII

Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Florianópolis, Brasil, 21-26 abril 2007, INPE, p. 67-74.

BOLFE, E. L.; GOMES, J. B. V e FONTES, H. R. **Variabilidade espacial de atributos do solo como subsídio para produção integrada de frutas em perímetro irrigado no nordeste do Brasil.** In: XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto. Anais XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Florianópolis, Brasil, 21-26 abril 2007, INPE, p. 67-74.

BURROUGH, P. A.; McDONNELL, R. A. **Principles of geographic information systems.** Oxford: Oxford University Press, 1998. 333p.

CARVALHO, J. O. P. **Inventário diagnóstico da regeneração natural da vegetação em área da Floresta Nacional do Tapajós.** Belém, EMBRAPA-CPATU, 1980. 20p. (EMBRAPA-CPATU. Boletim de Pesquisa, 2).

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Serviço Nacional de Levantamento e Conservação de Solos (Rio de Janeiro). **Manual de métodos de análise de solo.** 2.ed. Rio de Janeiro: Embrapa CNPS, 1997, 212p.

FREITAS, L. et al. **Análise multivariada na avaliação de atributos de solos com diferentes texturas cultivados com cana-de-açúcar.** R Ci Agron. 2014;57:224-33.

GAMA, Z. J. C; SANTANA, A. C. de; MENDES, F. A. T.e KHAN, A. S. **Índice de desempenho competitivo das empresas de móveis da região metropolitana de Belém.** Revista de Economia e Agronegócio, 5(1):127-160, 2007.

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

GONÇALVES, C. A.; DIAS, A. T. E MUNIZ, R. M. **Análise discriminante das relações entre fatores estratégicos, indústria e desempenho em organizações brasileiras atuantes na indústria manufatureira.** RAC, Curitiba, v. 12, n. 2, p. 287-311, Abr./Jun. 2008.

HAIR, J; BLACK W. C; BABIN, B. J; ANDERSON, R. E.; e TATHAM, R. L. **Análise Multivariada de Dados.** 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.

OLIVEIRA, C. M. de; SANTANA, A. C. de; HOMMA, A. K. O. **Os custos de produção e a rentabilidade da soja nos municípios de Santarém e Belterra, estado do Pará.** Acta Amazonica, v. 43, n. 1, 2013.

RESENDE, M.; LANI, J. L.; FEITOZA, L. R. **Assentamento de pequenos agricultores no estado do Espírito Santo: ambiente, homem e instituições.** Brasília (DF): Secretaria de Assuntos Estratégicos; Vitória (ES): EMCAPA; Viçosa (MF): UFV, 1993. 152p.

SANTANA, A. C. de. **Análise do desempenho competitivo das agroindústrias de polpa de frutas do Estado do Pará.** Teoria e Evidência Econômica, v.14, p.36-62, 2007.

SANTANA, A. C. de. **Elementos de economia, agronegócio e desenvolvimento local**. Belém: GTZ; TUD; UFRA, 2005. P.133-142. (Série Acadêmica, 01).

SILVA, J. N. M; CARVALHO, J. O. P. e LOPES, J. C. A. **Inventário florestal de uma área experimental na Floresta Nacional do Tapajós**. Boletim de Pesquisa Florestal, Colombo, n. 10/11, p. 38-110, Jun./Dez. 1985.

SILVA, S. A. et al. **Variabilidade de atributos físicos e químicos do solo e produção de feijoeiro cultivado em sistema de cultivo mínimo com irrigação**. R. Bras. Ci. Solo, 39:598-607, 2015

SILVA, S. A.; Lima, J. S. S.; Xavier, A. C.; Teixeira, M. M. **Variabilidade espacial de atributos químicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo húmico cultivado com café**. R Bras Ci Solo. 2010;34:15-22.

VARELLA, C. A. A. **Análise Discriminante**. Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro. Disponível em : <<http://www.ufrj.br/institutos/it/deng/varella/Downloads/multivariada%20aplicada%20as%20ciencias%20agrarias/Aulas/ANALISE%20DISCRIMINANTE.pdf>>. Acesso em 23/02/2016.

VIEIRA, S. R.; BRANCALIÃO, S. R.; GREGO, C. R. e MARTINS, A. L. M. **Variabilidade espacial de atributos físicos de um argissolo vermelho-amarelo cultivado com leguminosas consorciada com a seringueira**. Bragantia, Campinas, v.69, n.2, p.423-432, 2010.

VIEIRA, S. R. et al. **Variabilidade espacial de atributos físicos de um argissolo vermelho-amarelo cultivado com leguminosas consorciada com a seringueira**. Bragantia, Campinas, v.69, n.2, p.423-432, 2010.

3 Variação espacial dos atributos físicos do solo em sistema de integração Lavoura-Pecuária-Floresta

RESUMO - A variabilidade dos solos agricultáveis, invariavelmente, não é considerada pelos agricultores, que optam, por razões de simplificação, aplicar práticas homogêneas de manejo do solo para o total da área cultivada. Os sistemas agroflorestais tem como objetivo otimizar o uso da terra, conciliando a produção florestal com a produção de alimentos, conservando o solo e diminuindo a pressão pelo uso da terra para produção agrícola. A variabilidade espacial dos atributos dos solos é resultado de processos pedogenéticos e pode ser demonstrada por resultados dos levantamentos e análises dos solos, bem como pelas diferenças encontradas nas produções das plantas. As árvores são responsáveis por diversos benefícios ao solo, protegendo-o do impacto das gotas de chuva, mantendo o teor de matéria orgânica e melhorando suas propriedades físicas. A geoestatística tem-se mostrado de grande utilidade na ciência do solo para caracterizar e estudar a variação espacial de suas propriedades. Este trabalho tem como objetivo investigar a variabilidade espacial dos atributos físicos do solo em um sistema de integração Lavoura-Pecuária-Floresta (iLPF). O estudo foi realizado num iLPF na estação experimental da EMBRAPA em Terra Alta – PA. O sistema foi formado por espécies arbóreas mogno africano (*Khaya ivorensis* A. Chev.) e culturas anuais de milho (*Zea mays*) e feijão (*Vigna unguiculata*) que foram plantadas em sistema de plantio direto e em sucessão por três anos consecutivos. A pastagem (*Brachiaria ruziziensis*) foi implantada no 4º ano em sucessão à cultura do milho. Foram coletadas amostras de solo indeformadas em quarenta pontos de interseção de um grid de malha regular nas profundidades 0,00-0,05 m, 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m para determinar os atributos físicos do solo: densidade do solo (Ds), densidade da partícula (Dp), porosidade total (PT), macroporosidade (MacP) e microporosidade (MicP). Todos os atributos apresentaram forte dependência espacial na área amostrada nas três camadas, com exceção da macroporosidade na camada 0,05-0,10 m, onde essa dependência foi moderada. Observou-se correlação negativa entre a porosidade total e densidade do solo, bem como a relação inversa entre a macroporosidade e a microporosidade. Os fatores extrínsecos do solo influenciaram na composição da variabilidade espacial da macroporosidade e da microporosidade. A técnica de krigagem ordinária demonstrou ser eficiente na estimativa de pontos não amostrados nessa área de estudo, e que 20 m entre os pontos observados são adequados para a confiabilidade da dependência espacial.

PALAVRAS-CHAVE: Análise variográfica; Agrofloresta; Propriedades do solo; Manejo do solo

Spatial variation of soil physical attributes in a crop livestock forest integration system

ABSTRACT - Variability of agricultural soils, invariably, is not considered by farmers who choose, for reasons of simplification, apply homogeneous practices of soil management in the total cultivated area. Agroforestry systems aims to optimize land use, reconciling forest production with food production, conserving soil and reducing the pressure for land use for agricultural production. The spatial variability of soil attributes is the result of pedogenetic processes and can be demonstrated by results of surveys and soil analysis as well as by differences in plant production. The trees are responsible for many benefits to the ground, protecting it from the impact of raindrops, keeping the organic matter content and improve their physical properties. The geostatistics has proved very useful in soil science to characterize and study the spatial variation of its properties. This work aims to investigate the spatial variability of soil physical attributes in Crop-Livestock-Forest integration system (iLPF). The study was conducted in a iLPF in a experimental station of EMBRAPA in Terra Alta - PA. The system is made up of tree species african mahogany (*Khaya ivorensis* A. Chev.) and annual crops of corn (*Zea mays*) and beans (*Vigna unguiculata*) that were planted in no-till system and in succession for three consecutive years. The pasture (*Brachiaria ruziziensis*) was established in the 4th year in succession to corn. Undisturbed soil samples were collected in forty points of intersection of a regular mesh grid depths from 0.00-0.05 m, 0.05-0.10 m and 0.10-0.20 m to determine the physical attributes of soil: soil density (SD), particle density (PD), total porosity (TP), macroporosity (macro) and microporosity (micro). All attributes presented strong spatial dependence in the area sampled in three layers, with the exception of macroporosity in the 0.05-0.10 m layer, where this dependence was moderate. There was a negative correlation between total porosity and soil density as well as the inverse relationship between macroporosity and microporosity. Extrinsic soil factors influence the composition of the spatial variability of macroporosity and microporosity. The ordinary kriging technique proved to be efficient in estimating unsampled points in this study area, and 20 m between the observed points are suitable for the reliability of spatial dependence.

KEYWORD: Variogram analysis; Agroforestry; Soil properties; Soil management

3.1 INTRODUÇÃO

Os agricultores na maioria das vezes não consideram a variabilidade do solo por razões de simplicidade e optam por utilizar práticas de manejo de solo homogêneas para o total da área de cultivo. Diferentemente dos sistemas tradicionais, os sistemas agroflorestais constituem sistemas de uso e ocupação do solo em que plantas lenhosas perenes são manejadas em associação com plantas herbáceas, culturas agrícolas e/ou forrageiras e/ou em integração com animais, em uma mesma unidade de manejo, de acordo com um arranjo espacial e temporal, com alta diversidade de espécies e interações ecológicas entre estes componentes.

Os sistemas agroflorestais tem como objetivo otimizar o uso da terra, conciliando a produção florestal com a produção de alimentos, conservando o solo e diminuindo a pressão pelo uso da terra para produção agrícola. Os sistemas agrossilvipastoris especializados em produção agrícola, as árvores têm um papel secundário na economia, fornecendo lenha e principalmente biomassa para a formação de liteira importante na ciclagem dos nutrientes, além de forragem e sombra para os animais.

Aos sistemas agroflorestais tem sido atribuída a melhoria nas propriedades físico-químicas de solos degradados, bem como na atividade de microrganismos, considerando a possibilidade de um grande número de fontes de matéria orgânica.

A sustentabilidade dos sistemas agroflorestais é função das interações do fluxo de energia, da ciclagem de nutrientes e da biodiversidade do sistema. Na avaliação da sustentabilidade, o monitoramento dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo é fundamental.

A variabilidade espacial dos atributos dos solos é resultado de processos pedogenéticos e pode ser demonstrada por resultados dos levantamentos e análises dos solos, bem como pelas diferenças encontradas nas produções das plantas (SILVA et al., 2010). Segundo SILVA e CHAVES (2001), com exceção do pH dos solos, os atributos químicos apresentam maior variação que os atributos físicos.

A continuidade da variabilidade espacial dos atributos químicos é menor que a continuidade da variabilidade espacial da textura do solo. O modelo exponencial e o modelo esférico representam, respectivamente, média e baixa continuidade da variabilidade espacial; já o modelo gaussiano, representa elevada continuidade da variabilidade espacial. Estes ajustes podem ser explicados pela maior facilidade de alteração que o homem pode promover no solo, que está relacionada aos atributos químicos e aos atributos físicos associados à

estrutura (grau de compactação, porosidade, agregação, etc.), que variam em função do tipo de preparo do solo, tipo de cultivo e, principalmente, das práticas de fertilização (SILVA; CHAVES, 2001).

Segundo YOUNG (1997), as árvores são responsáveis por diversos benefícios ao solo, protegendo-o do impacto das gotas de chuva, mantendo o teor de matéria orgânica e melhorando suas propriedades físicas. O solo sob sistema agroflorestral apresenta menor densidade aparente, maior porosidade, menor resistência à penetração e maior estabilidade de agregados, quando comparado ao mesmo solo sob sistema de plantio convencional (CARVALHO et al., 2004).

SANTOS et al. (2012) descrevendo KIEHL, (1979) relata que a macroporosidade está correlacionada com o crescimento das plantas e seus valores ótimos se encontram entre 0,20 e 0,30 m³.m⁻³. Valores superiores a esses restringem a capacidade de retenção de água do solo e valores inferiores a 0,10 m³.m⁻³ prejudicam o desenvolvimento das raízes, a infiltração de água e aeração do solo.

Estudos feitos na Amazônia com pastagens, florestas e agroflorestas, permitiram uma melhor compreensão do comportamento dos atributos físicos do solo nesse bioma, com a aplicação de técnicas de geoestatística (OLIVEIRA et al., 2013) e (AQUINO et al., 2014) e houve melhoria da qualidade física do solo promovida pelo sistema integração lavoura-pecuária-floresta em recuperação de áreas degradadas (ASSIS et al., 2015).

Faz-se necessário entender melhor a influência dos sistemas agroflorestrais sobre os atributos físicos do solo, em especial a densidade e porosidade, bem como um melhor entendimento da dimensão das áreas homogêneas dos referidos atributos.

A geoestatística tem-se mostrado de grande utilidade na ciência do solo para caracterizar e estudar a variação espacial de suas propriedades. Assim, ao se estudar a fertilidade de um solo, há de se fazer um levantamento completo da mesma e caracterizar sua variabilidade espacial. Neste contexto, a utilização de variogramas e métodos de interpolação, como a krigagem, definem o grau de dependência no espaço de uma grandeza medida e o domínio de cada amostragem (MANZIONE et al., 2002). Esta técnica permite conhecer a continuidade de uma variável de interesse, em toda uma área de estudo, demonstrando a variação espacial do fenômeno através de mapas de variabilidade. Uma das grandes aplicações da Geoestatística é a possibilidade de construção de mapas temáticos que permitam analisar a variável em estudo.

Os sistemas agroflorestais podem influenciar a variabilidade dos atributos físicos do solo? Se a variabilidade espacial dos atributos do solo é influenciada pelos sistemas agroflorestais, logo o manejo adequado desses sistemas podem melhorar as propriedades físicas do solo.

Qual a distância ideal entre os pontos de coleta de solo num sistema agroflorestal para entender melhor sua variabilidade? Se a distância entre os pontos amostrais para análise de solo varia de acordo com os atributos, então a variabilidade espacial depende das correlações entre os atributos, dos fatores exógenos e do manejo do solo.

Visando responder os questionamentos acima objetivou-se investigar a variabilidade espacial dos atributos físicos do solo em um sistema de integração Lavoura-Pecuária-Floresta.

3.2 ÁREA DE ESTUDO

O sistema de integração Lavoura-Pecuária-Floresta (iLPF) na estação experimental da EMBRAPA em Terra Alta – PA (Figura 6), no km 33 da rodovia PA-136, ($1^{\circ} 1' 28''$ S e $47^{\circ} 53' 52''$ W). A área está a 35 metros acima do nível do mar com temperatura média anual máxima de $31,7^{\circ}\text{C}$ e mínima $22,1^{\circ}\text{C}$, precipitação média anual de 2.586,5 mm, o clima foi classificado como Am de acordo com a classificação de Köppen (ALVARES, 2013), solo é um Argissolo Amarelo Distrófico típico A moderado textura arenosa média, floresta equatorial subperenifólia, relevo suave ondulado (GAMA; RODRIGUES e CARDOSO, 2000).

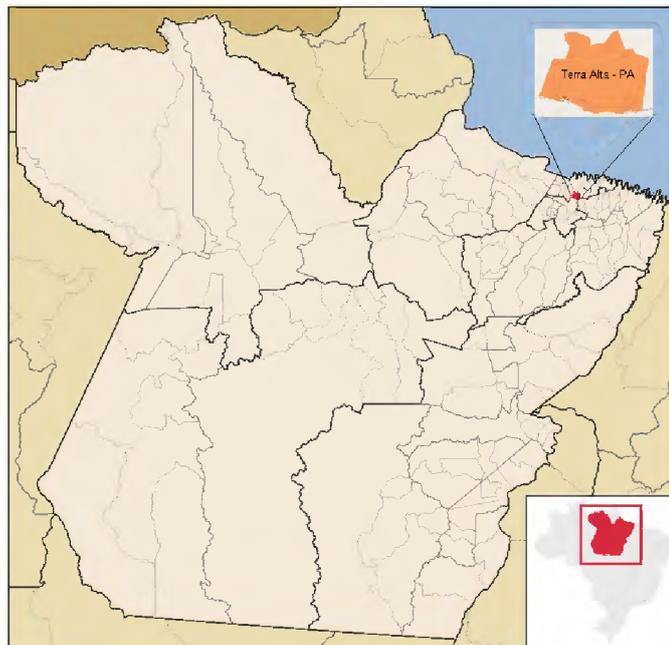


Figura 6 – Município de Terra Alta, Nordeste do Pará ($01^{\circ} 01' 28''$ S e $47^{\circ} 53' 52''$ W), onde foi realizada a coleta de solo em um sistema iLPF.

3.3 MÉTODOS

3.3.1 Descrição do sistema

O sistema iLPF foi formado pelos componentes árvores, culturas anuais, pastagem e animais. Foi implantado em 2009 numa área de 15 ha, formado por espécies arbóreas mogno africano (*Khaya ivorensis*), teca (*Tectona grandis*) e culturas anuais de milho (*Zea mays*) e feijão (*Vigna unguiculata*) que foram plantadas em sistema de plantio direto e em sucessão por três anos consecutivos. A pastagem (*Brachiaria ruziziensis*) foi implantada no 4º ano em sucessão à cultura do milho. As árvores foram plantadas no espaçamento de 5 x 5m em faixas com três fileiras, sendo que as faixas foram espaçadas entre si numa distância de 40m, onde foram implantadas as culturas anuais e a pastagem. O componente animais utilizado no sistema foi búfalos jovens mestiços das raças Murrah x Mediterrâneo (*Bubalus bubalis*).

3.3.2 Procedimento de campo

Selecionou-se uma área de 80 x 120 m dentro do sistema iLPF onde havia espécie arbórea mogno africano (*Khaya ivorensis*) intercalada com pastagem (*Brachiaria ruziziensis*) (Figura 7). As coletas do solo foram feitas em julho de 2013. Utilizou-se um trado de amostra indeformada com anéis de aço inoxidável para coletar as amostras do solo no cruzamento da malha retangular de 15 x 20 m na área da pastagem e 7,5 m x 20 m na área das árvores num total de 40 pontos amostrais. Foram retiradas três amostras por cada ponto nas profundidades de 0,00 – 0,05 m; 0,05 – 0,10 m e 0,10 – 0,20 m, totalizando 120 amostras. Os anéis com o solo indeformado foram identificados, embalados em filme plástico e acondicionados em uma maleta apropriada para transporte até o laboratório.

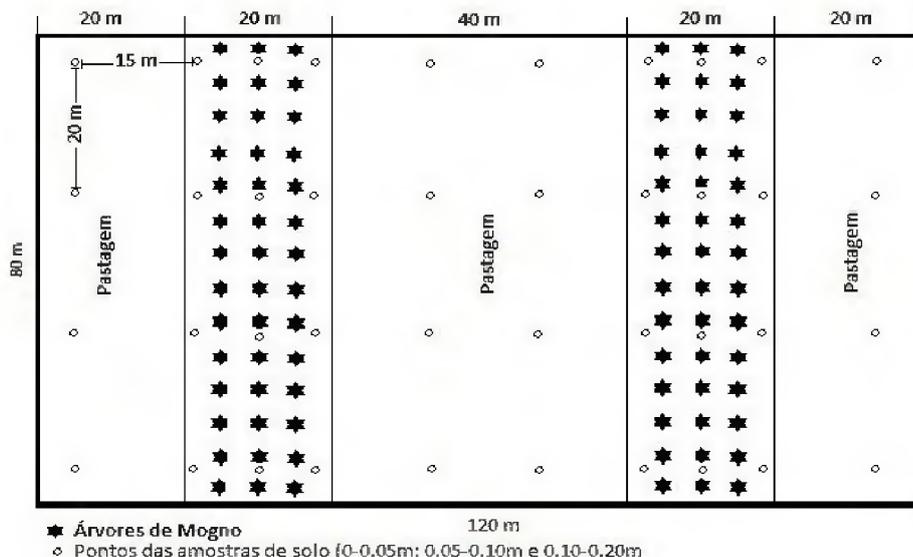


Figura 7 – Sistema de integração Lavoura, Pecuária e Floresta composto por *Khaya ivorensis* e *Brachiaria ruziziensis* detalhando o grid onde foram coletas as amostras de solo estratificadas.

3.3.3 Procedimento laboratorial

A partir dos anéis de aço inoxidável com as amostras do solo indeformado determinou-se os atributos físicos do solo: densidade do solo (D_s), densidade da partícula (D_p), porosidade total (PT), macroporosidade (MacP) e microporosidade (MicP). A densidade do solo e a densidade de partículas do solo serão determinadas utilizando o método do balão volumétrico, a porosidade total será obtida pela relação matemática entre as densidades do solo e de partículas. A MicP foi determinada utilizando o método da mesa de tensão, sendo que a MacP é a diferença entre a PT e a MicP, seguindo o método EMBRAPA (1997).

3.3.4 Delineamento experimental e análise estatística

Na área experimental instalou-se um grid com malhas regulares com um total de 40 pontos, os quais foram georreferenciados com auxílio de um receptor GPS. As coletas foram realizadas no cruzamento das malhas do grid.

Para testar as hipóteses, utilizou-se inicialmente a estatística descritiva, na qual as variáveis foram analisadas para determinação das informações básicas como média, variância, desvio padrão, quartis superiores e inferiores, assimetria, kurtose e teste de normalidade de Kolmogorov – Smirnov. A variabilidade dos atributos físicos do solo foi determinada principalmente pela variância dos dados e pelo desvio padrão.

Num segundo momento as variáveis foram analisadas pelas técnicas de geoestatística onde se determinou histogramas, gráficos de scatterplot mostrando o coeficiente de correlação entre as variáveis, os variogramas e os mapas de krigagem, utilizando o software de estatística R (módulos GeoR e gstat).

3.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A estatística descritiva apresentada na Tabela 9 serve apenas para comparação de suas características com outras massas de dados e como análise preliminar para a análise geoestatística que abordaremos mais adiante, pois a análise dos semivariogramas e mapas de krigagem é mais adequada para testar as hipóteses levantadas e subsidiar a inferência sobre uma estrutura de dependência espacial dos dados em questão.

Os valores do coeficiente de variação (CV) da D_s , PT e D_p foram baixos, independente da profundidade observada (Tabela 9), indicando menor dispersão dos dados em torno da média, rejeitando a hipótese da influência do componente árvore no sistema iLPF para essas variáveis. O CV da MacP foi alto para as profundidades 0,00 – 0,05 m e 0,05-0,10 m e moderada para a profundidade de 0,10-0,20 m indicando maior dispersão dos dados (Tabela 9), sustentando a hipótese de que a macroporosidade pode ser influenciada pelos

componentes do sistema iLPF. Quanto a microporosidade (MicP), seu CV foi moderado, independente da profundidade. BAHIA (2011), adotou o critério de classificação para o CV proposto por WARRICK e NIELSEN (1980), onde: baixo ($CV < 12\%$), médio ($12 < CV < 60\%$) e alto ($CV > 60\%$). Apesar da maioria dos atributos estudados apresentarem CV com menor variabilidade, é necessário o uso da geostatística para observar a variabilidade espacial dos dados.

Os atributos físicos do solo apresentam variabilidade que podem ser de origem intrínseca ou extrínseca. Intrinsecamente possui forte dependência espacial, causada por origem pedogenética, alterações naturais no solo, como intemperismo de minerais, acúmulo de matéria orgânica e outros, enquanto a variabilidade extrínseca possui menor dependência espacial, sendo causada por ações antropogênicas, como práticas culturais, sistemas de cultivos e criações, erosão, compactação, etc. (CAMBARDELLA et al., 1994).

A densidade do solo (Ds) mostrou-se levemente assimétrica à direita em todas as profundidades, sendo um pouco mais acentuada na profundidade de 0,05-0,10 m (Tabela 9 e Figura 8a). A PT apresentou assimetria à esquerda em todas as profundidades (Tabela 9 e Figura 8b).

A MacP apresentou assimetria à direita apenas na profundidade 0,00-0,05 m (Figura 9a), enquanto a MicP apresentou assimetria à direita em todas as profundidades (Figura 9b).

A Dp mostrou um pouco de assimetria à direita nas profundidades 0,00-0,05 m e 0,10-0,20 m, enquanto que na profundidade de 0,05-0,10 m esta assimetria foi para à esquerda (Figura 10). Essas assimetrias induzem a uma anormalidade dos dados, o que vai interferir na modelagem da análise geostatística a ser executada num segundo momento.

Fez-se necessário utilizar o teste de normalidade de Kolmogorov – Smirnov para determinar o nível de significância dessas anormalidades, sendo que a MacP na profundidade 0,00-0,05 m, MicP nas profundidades 0,00-0,05 m e 0,05-0,10 m e Dp na profundidade 0,05-0,10 m foram rejeitadas no teste de normalidade ($p < 0,05$) (Tabela 9). A falta de normalidade das variáveis citadas sustenta a hipótese da influência do sistema iLPF na variabilidade dessas variáveis. Essa falta de normalidade não é limitante para a análise geostatística. As variáveis MicP 0,00-0,05 m e MicP 0,05-0,10 m foram rejeitadas no teste de normalidade, entretanto sua assimetria está a direita (Tabela 9 e Figura 9b), podendo ser aplicada a krigagem ordinária (KO), por outro lado, as variáveis MacP 0,00-0,05 m (Figura 9a) e Dp 0,05-0,10 m por apresentarem assimetria à esquerda (Figura 10), os dados originais foram transformados para se aplicar a krigagem logarítmica de acordo com YAMAMOTO & LANDIM (2013).

A Ds variou entre 1,23 e 1,63 kg.dm^{-3} nas três profundidades e sua média variou de 1,45 a 1,52 kg.dm^{-3} com uma tendência de crescimento nas camadas inferiores (Tabela 9), sustentando em parte a hipótese da influência do sistema iLPF na qualidade do solo, uma vez

que esse sistema tende a aumentar o teor de matéria orgânica nas camadas superficiais reduzindo sua densidade que tem importância fundamental na qualidade do solo. Altas densidades dificultam o desenvolvimento do sistema radicular das plantas, reduzindo a absorção de nutrientes e água reduzindo a produção de biomassa. NICOLOSO et al. (2008), confirmaram essa restrição em solos argilosos com alta densidade. KAMIMURA et al. (2013) observaram redução do desenvolvimento radicular das plantas de café em um Latossolo Vermelho-Amarelo com textura muito argilosa na camada 0,00-0,03 m quando a densidade do solo variou de 0,83 a 1,65 Mg.m^{-3} . Por outro lado ALBUQUERQUE & REINERT (2001) não observaram redução do sistema radicular em plantas de milho em um Argissolo Vermelho distrófico arênico com densidades variando de 1,29 a 1,71 kg.dm^{-3} .

Com relação a PT, variou de 0,32 a 0,47 $\text{m}^3.\text{m}^{-3}$ nas três camadas observadas, sendo que a maior média (0,38 $\text{m}^3.\text{m}^{-3}$) foi na camada de 0,00-0,05 m (Tabela 9).

A macroporosidade, na camada 0,00-0,05 m, variou de 0,003 a 0,292 $\text{m}^3.\text{m}^{-3}$, enquanto nas camadas 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m essa variação foi de 0,020 a 0,280 $\text{m}^3.\text{m}^{-3}$ (Tabela 9). Esses valores baixos e a grande variação na camada de 0,00-0,05 m pode ser consequência do fluxo de máquinas e equipamentos nas entrelinhas das árvores e pelo pisoteio dos bubalinos nos piquetes das pastagens, comprometendo assim a validação ou não da hipótese da influência do sistema iLPF para essa variável. MEGDA et al. (2008), observaram que o crescimento das raízes pode ser prejudicado quando a macroporosidade do solo é reduzida a valor inferior a 0,15 $\text{m}^3.\text{m}^{-3}$.

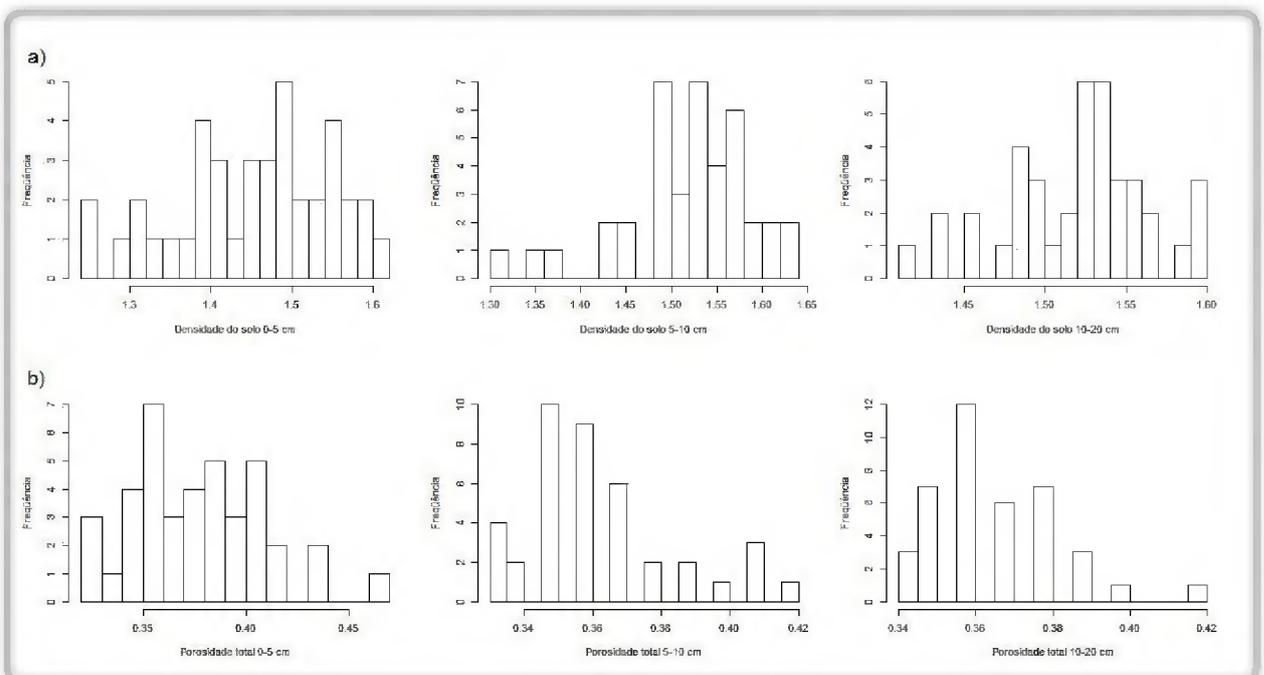


Figura 8 – Distribuição de frequência da Densidade do solo (a) e da Porosidade total (b) do sistema iLPF em três profundidades.

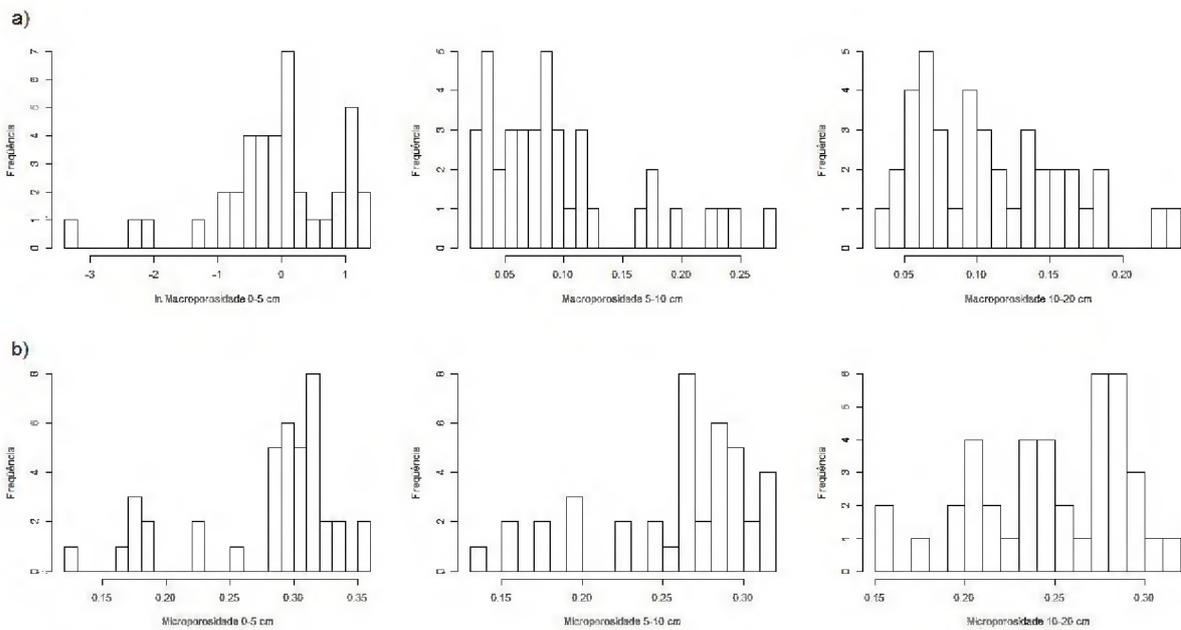


Figura 9 – Distribuição de frequência da Macroporosidade (a) e Microporosidade (b) do solo do sistema iLPF em três profundidades.

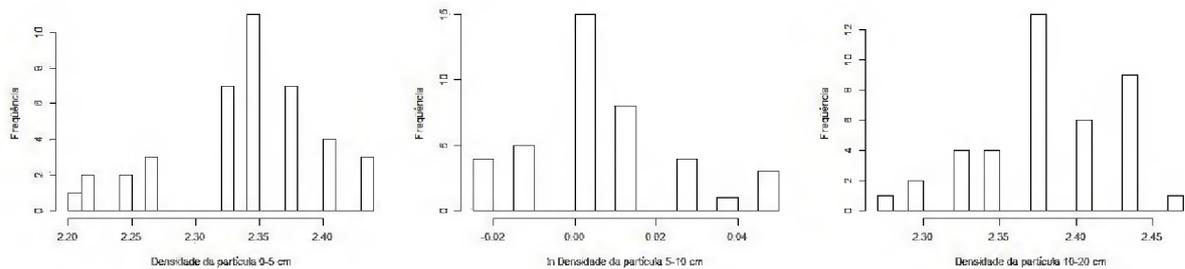


Figura 10 – Distribuição de frequência da Densidade da partícula do solo do sistema iLPF em três profundidades.

Observou-se que a microporosidade teve maior amplitude na camada 0,00-0,05 m, variando de 0,12 a 0,36 $\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$, enquanto a menor variação ocorreu na camada 0,10-0,20 m (0,15 a 0,32 $\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$), sendo esta camada a de menor microporosidade.

ASSIS et al. (2015), em um iLPF de eucalipto e pastagem sob Latossolo Vermelho-Amarelo distroférrico, textura argilosa, observaram que a densidade do solo (1,14 – 1,37 $\text{Mg} \cdot \text{m}^{-3}$), macroporosidade (0,081 – 0,216 $\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$) e microporosidade (0,373 – 0,435 $\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$) e a porosidade total (0,490 – 0,569 $\text{m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$) foram melhorados pela presença de árvores quando comparada com área de pastagem solteira nas camadas de 0,0-0,10 m e 0,10-0,20 m.

A densidade da partícula variou de 2,20 a 2,47 $\text{g} \cdot \text{cm}^{-3}$, sendo que as menores densidades ocorreram na camada 0,00-0,05 m.

Os resultados da análise geoestatística mostraram que todas as variáveis analisadas apresentaram dependência espacial (Tabela 10). Todos os semivariogramas se ajustaram ao modelo esférico, alcançando maior número de pontos.

A relação entre o efeito pepita (C_0) e o patamar (C_0+C_1) mostrou uma forte dependência espacial em todas as variáveis em todas as profundidades, com exceção da macroporosidade na profundidade 0,05 – 0,10 m onde esta dependência (25,00%) foi moderada, representado pelo IDE da Tabela 10, seguindo os critérios de CAMBARDELLA et al. (1994) que classificou: forte < 25%, moderada de 26 a 75%, fraca > 75%. Esta forte dependência está relacionada com as variações intrínsecas das características dos solos como textura e a mineralogia.

O efeito pepita (C_0) representa a variância não explicada, frequentemente causada por erros de medições interferindo na dependência espacial (VENDRUSCULO et al., 2004), que na análise da (Tabela 10) mostrou baixa influência em todas as variáveis.

O alcance variou de 20 a 50 metros (Tabela 10), mostrando a distância máxima que as variáveis apresentam relação de dependência espacial com seus vizinhos. É um parâmetro importante, pois indica a zona de influência da amostra no semivariograma para auxiliar a interpolação na krigagem (VENDRUSCULO et al., 2004). MEGDA et al. (2008) em um Latossolo Vermelho distroférico, cultivado com feijão, obtiveram alcances variando de 29,2 a 97,8 m para macroporosidade, 11,7 a 27,6 m para microporosidade e 10,4 a 44,0 m para porosidade total. Alcances de dependência espacial para macroporosidade (124 m), microporosidade (107 m), porosidade total (32 m) e densidade aparente do solo (124 m) foram observados por dos Santos et al, (2012) em um Latossolo Vermelho distroférico cultivado com soja.

As Figuras 11, 12 e 13 apresentam os gráficos boxplots das variáveis Ds, PT, MacP, MicP e Ds, possibilitando a visualização dos valores discrepantes, dos quartís e da variabilidade das variáveis. A Ds nas profundidades de 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m apresentou valores discrepantes para baixo (Figura 11a), enquanto a PT apresentou valores discrepantes para cima nas mesmas profundidades (Figura 11b). A MacP mostrou valores discrepantes para baixo na profundidade de 0,00-0,05 m, já na profundidade 0,05-0,10 m valores extremos apareceram em cima (Figura 12a). Microporosidade nas profundidades 0,00-0,05 m e 0,05-0,10 m com valores discrepantes para baixo (Figura 12b), enquanto a Dp apareceram valores extremos para baixo na camada 0,00-0,05 m e nos dois extremos na camada 0,05-0,10 m, neste último caso deslocando a mediana para a base inferior do quartil (Figura 13).

A presença de valores extremos pode estar associado a erros amostrais, entretanto nas variáveis estudadas esses valores podem ter sido influenciados também pelo manejo do sistema iLPF com a utilização de corredores para transporte de máquinas e equipamentos nas entrelinhas das árvores do sistema e também pelo pisoteio dos animais na pastagem do sistema. MEGDA et al. (2008), observaram influência do transporte de máquinas e equipamentos nos atributos físicos do solo.

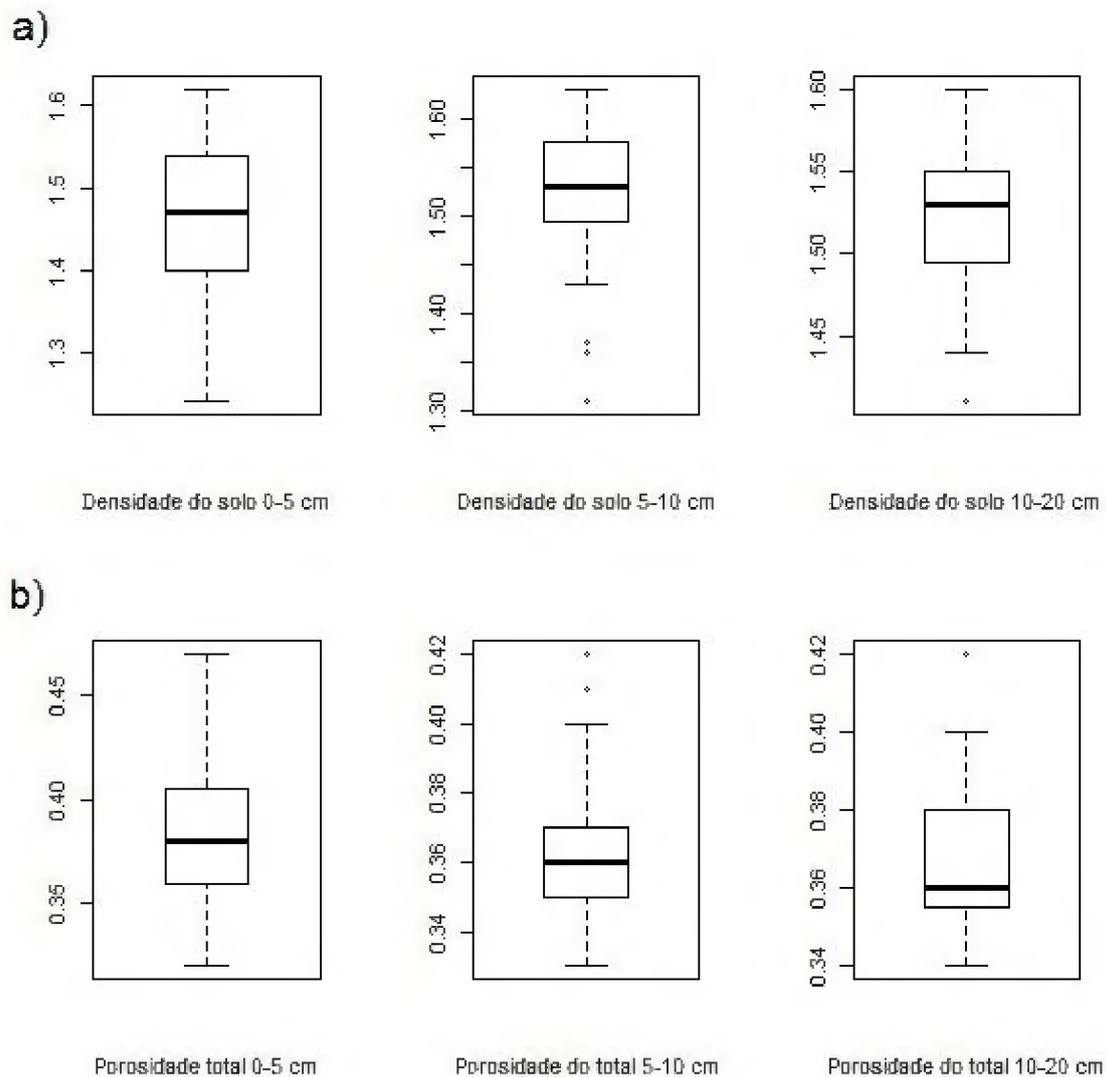


Figura 11 – Quartis, limites superiores, limites inferiores, mediana e outliers da Densidade do solo (a), Porosidade total (b), de um sistema iLPF em três profundidades.

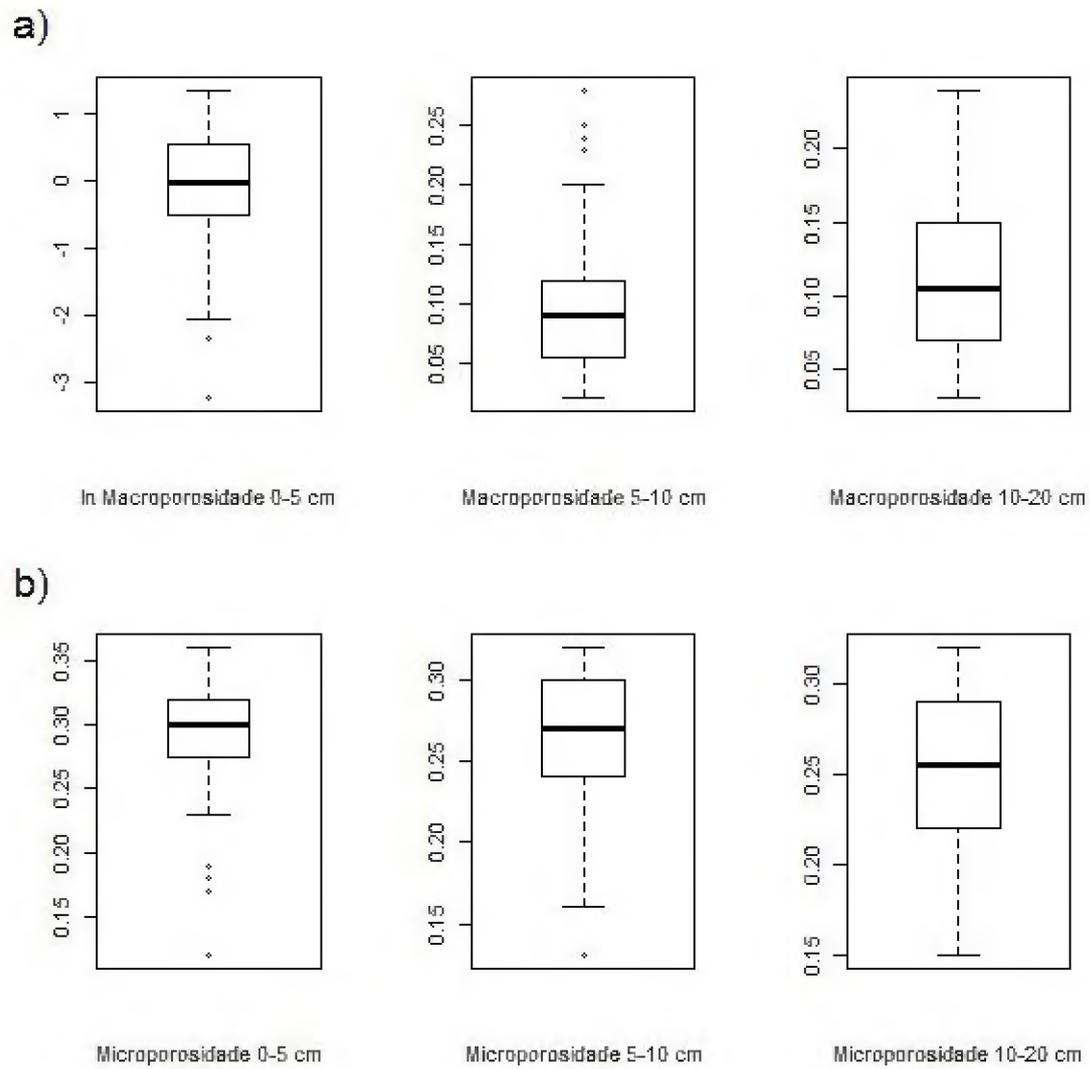


Figura 12 – Quartis, limites superiores, limites inferiores, mediana e outliers da Macroporosidade (a) e Microporosidade (b) do solo de um sistema iLPF em três profundidades.

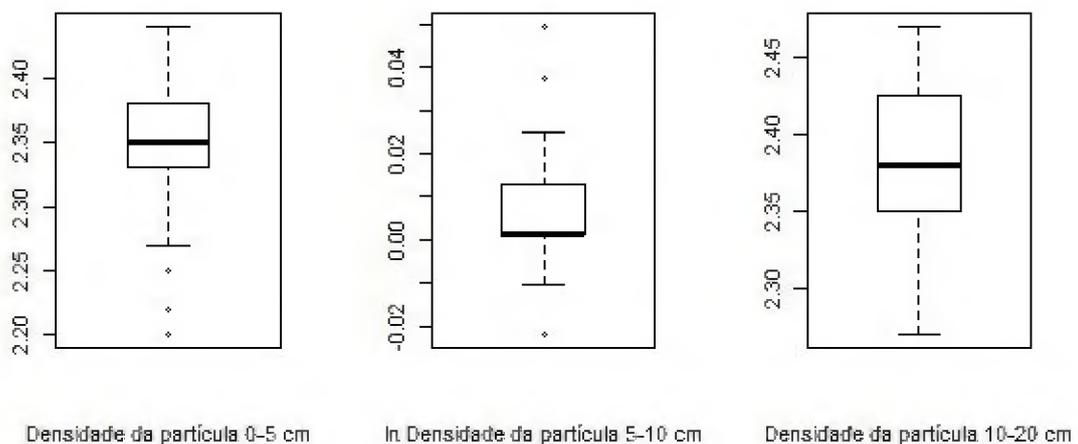


Figura 13 – Quartis, limites superiores, limites inferiores, mediana e outliers da Densidade da partícula do solo de um sistema iLPF em três profundidades.

Segundo YAMAMOTO & LANDIM (2013), a estacionaridade dos dados é uma ferramenta importante na análise semivariográfica, pois auxilia na identificação da anisotropia.

A estacionaridade dos dados (Figura 14) mostrou presença de anisotropia nas variáveis Ds na profundidade 0,10-0,20 m (Figura 14a e 14b), PT nas profundidades 0,00-0,05 m, 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m (Figura 15a e 15b), MacP na profundidade 0,10-0,20 m (Figura 16a e 16b), MicP nas profundidades 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m (Figura 17a e 17b), Dp nas profundidades 0,00-0,05 m, 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m (Figura 18a e 18b).

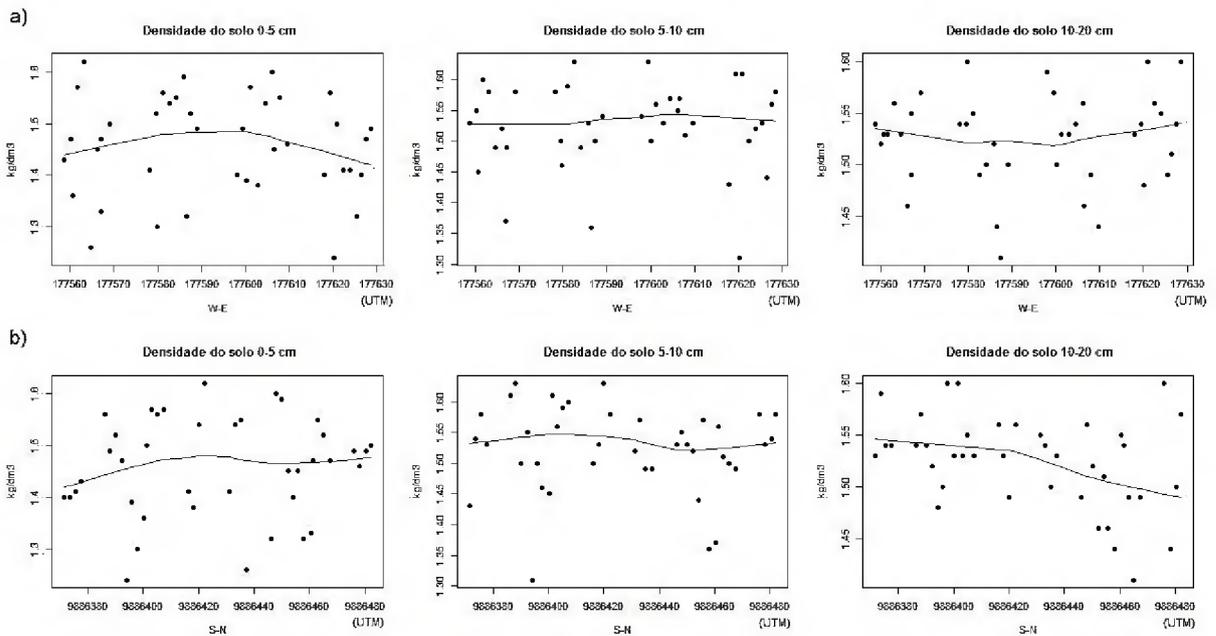


Figura 14 – Estacionaridade dos dados da Densidade do solo no sentido W-E (a) e no sentido S-N (b).

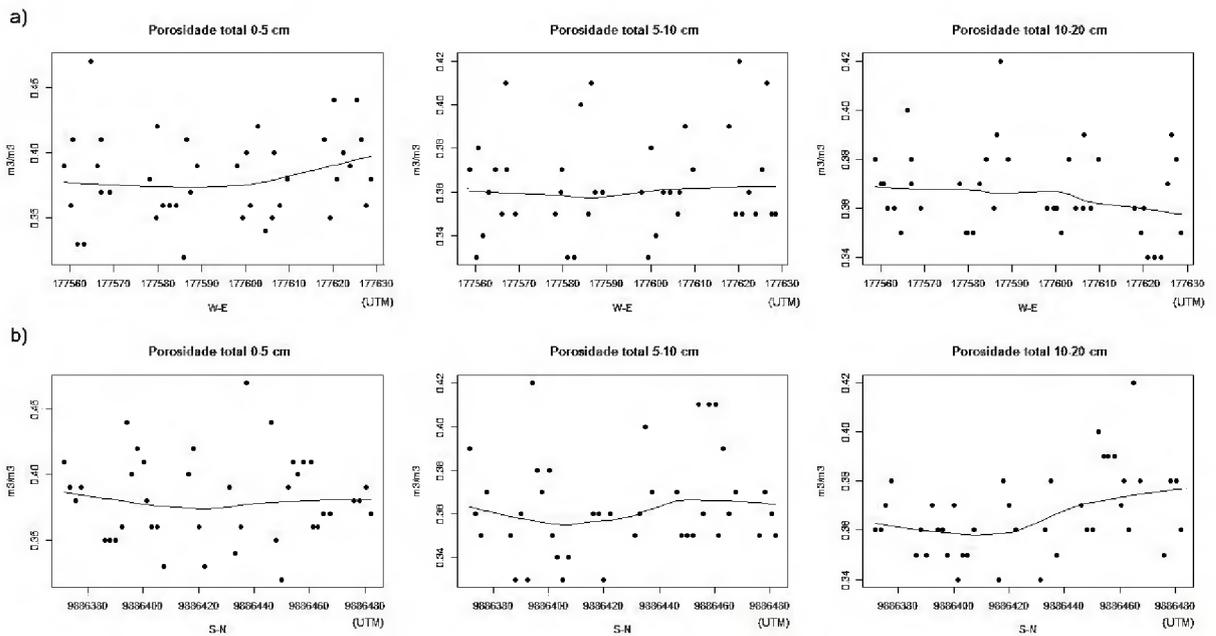


Figura 15 – Estacionaridade dos dados da Porosidade total no sentido W-E (a) e no sentido S-N (b).

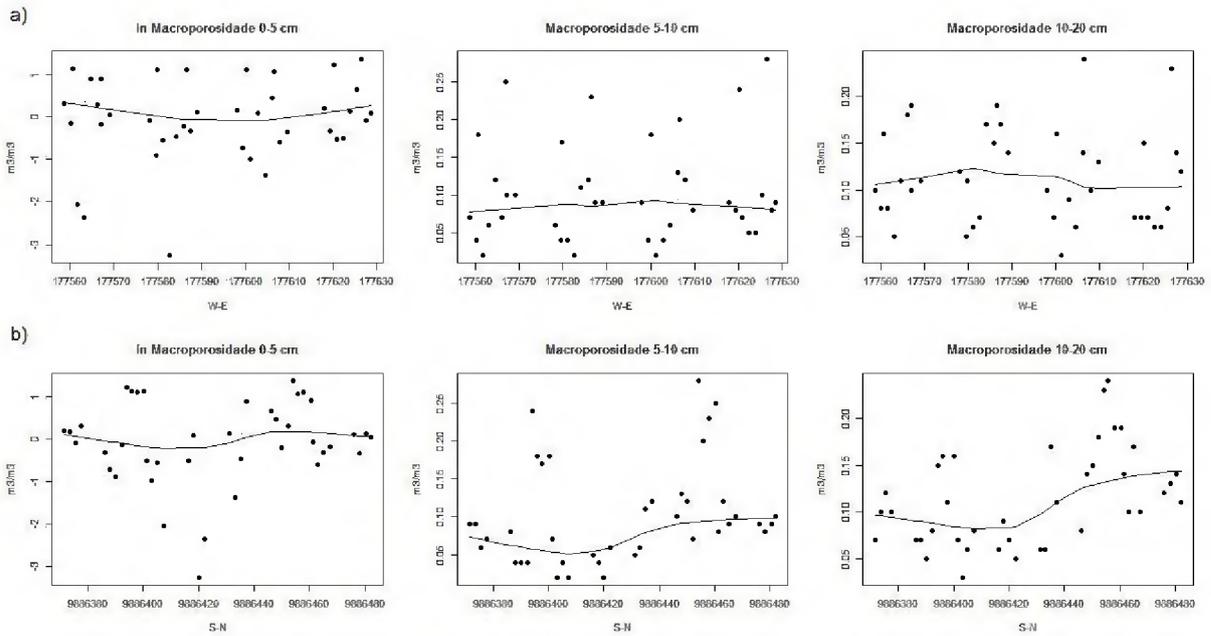


Figura 16 – Estacionaridade dos dados da Macroporosidade no sentido W-E (a) e no sentido S-N (b).

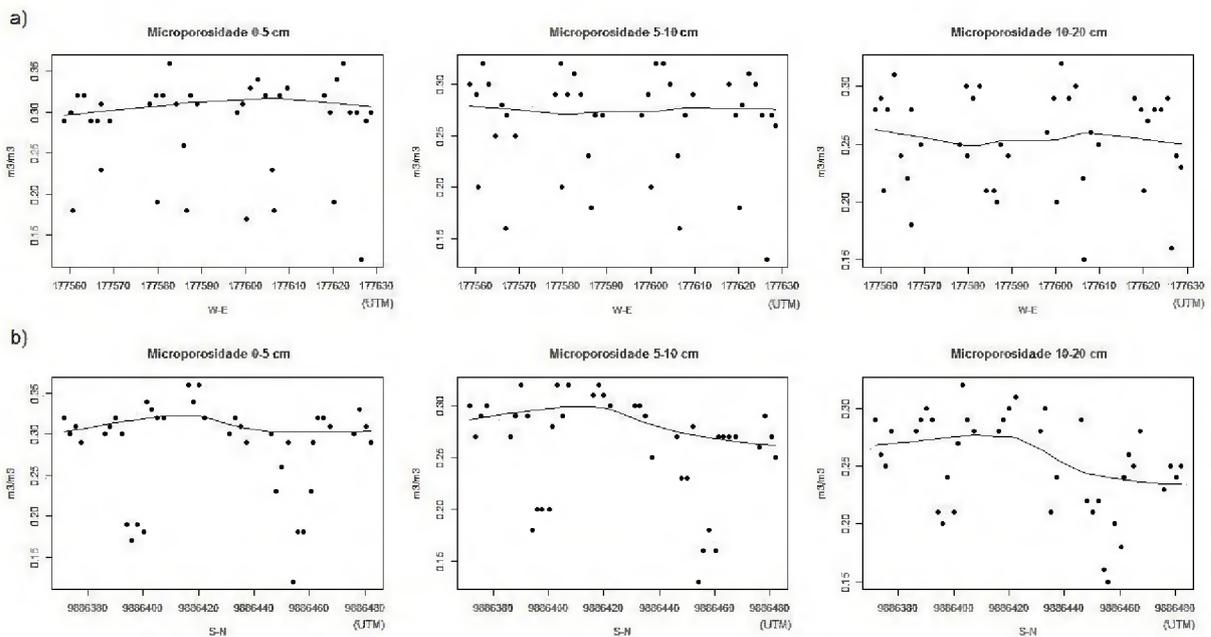


Figura 17 – Estacionaridade dos dados da Microporosidade no sentido W-E (a) e no sentido S-N (b).

A anisotropia é identificada quando a função semivariográfica muda conforme a direção dos pares (YAMAMOTO & LANDIM, 2013). Os mapas dos semivariogramas de superfície (Figura 19) confirmaram a presença de anisotropia nas variáveis anteriores, entretanto mostrou-se menos sensíveis devido ao baixo número de amostras dos dados.

Todos os atributos físicos do solo ajustaram-se ao modelo exponencial (Tabela 10). O modelo exponencial evidencia uma estrutura de correlação espacial de convergência gradativa crescente com a distância até certo ponto (alcance), a partir do qual a semivariância torna-se constante (patamar), restringindo a área de influência amostral. O efeito pepita (C_0) foi nulo para

todos os atributos em todas as camadas amostradas. Segundo CAMBARDELLA et al. (1994), o efeito pepita representa a variabilidade experimental completamente aleatória, não estruturada espacialmente. Frequentemente, tal efeito é causado pela não detecção da estrutura de variabilidade espacial em distâncias menores do que a menor distância de amostragem utilizada.

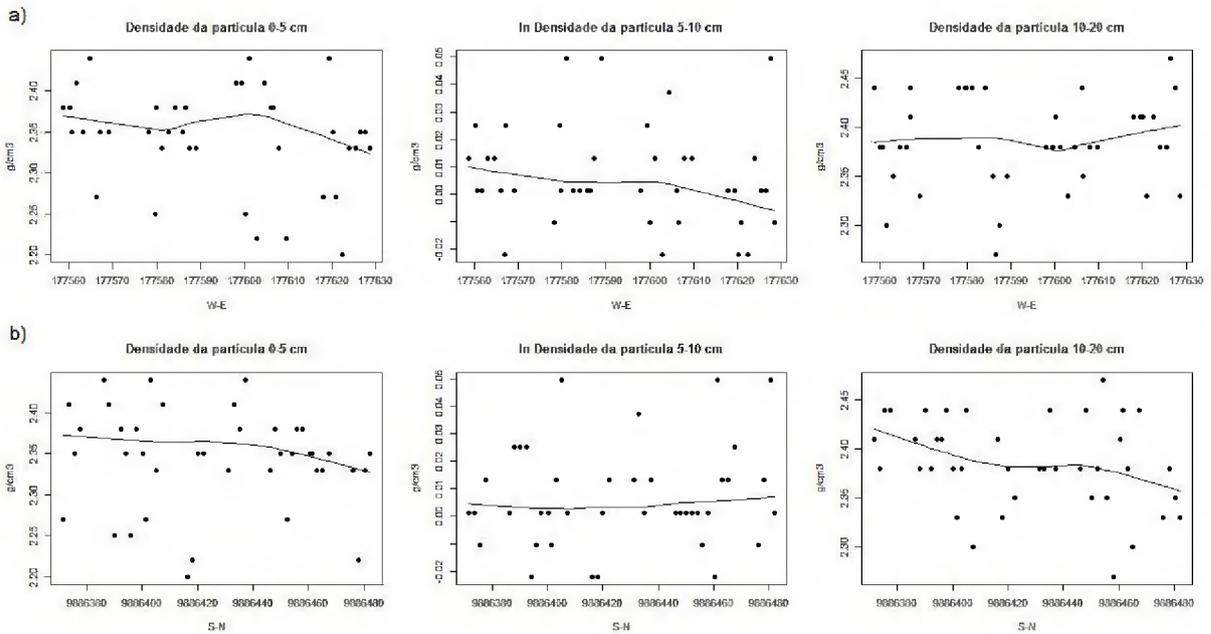


Figura 18 – Estacionaridade dos dados da Densidade da partícula no sentido W-E (a) e no sentido S-N (b).

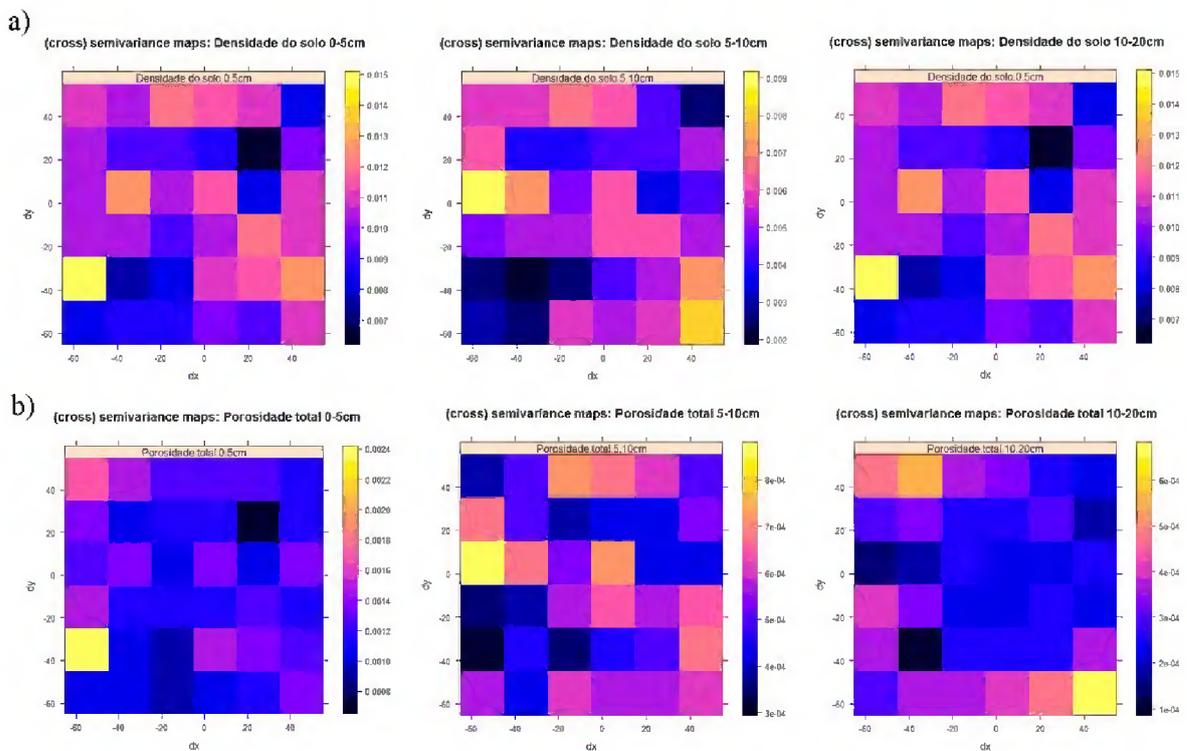


Figura 19 – Semivariogramas de superfície da Densidade (a) e Porosidade total (b) do solo de um sistema iLPP.

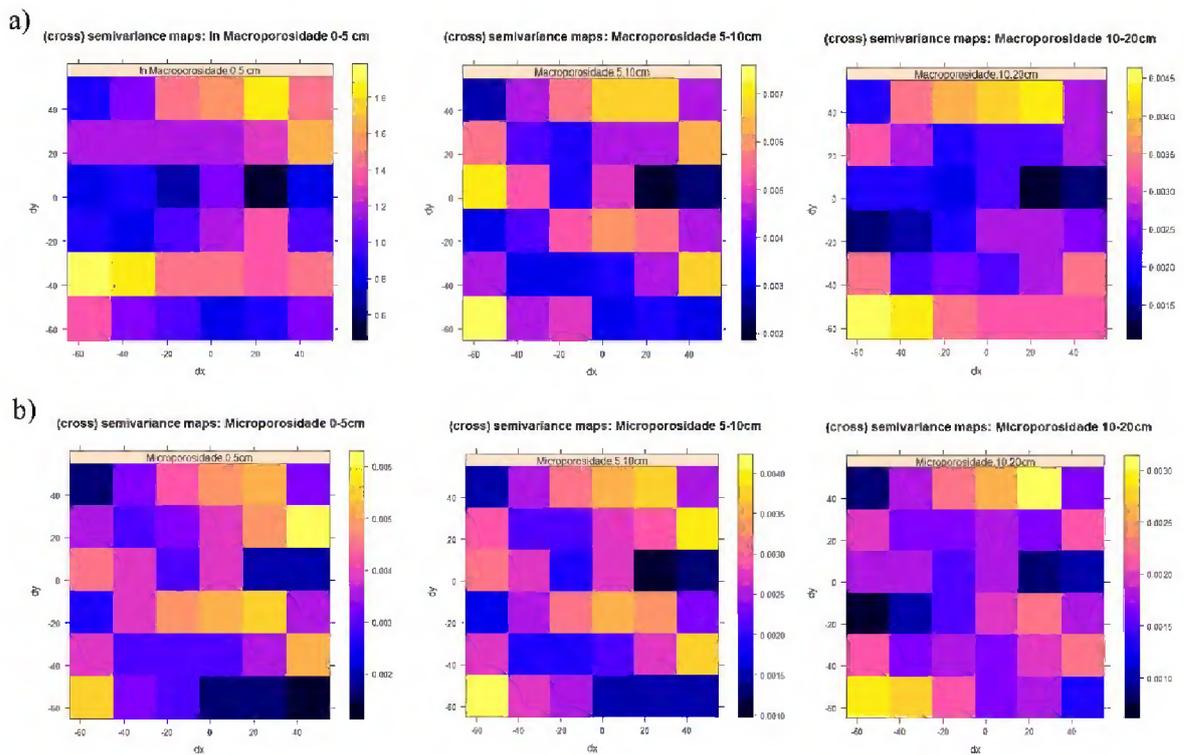


Figura 20 – Semivariogramas de superfície da Macroporosidade (a) e Microporosidade (b) do solo de um sistema iLPF.

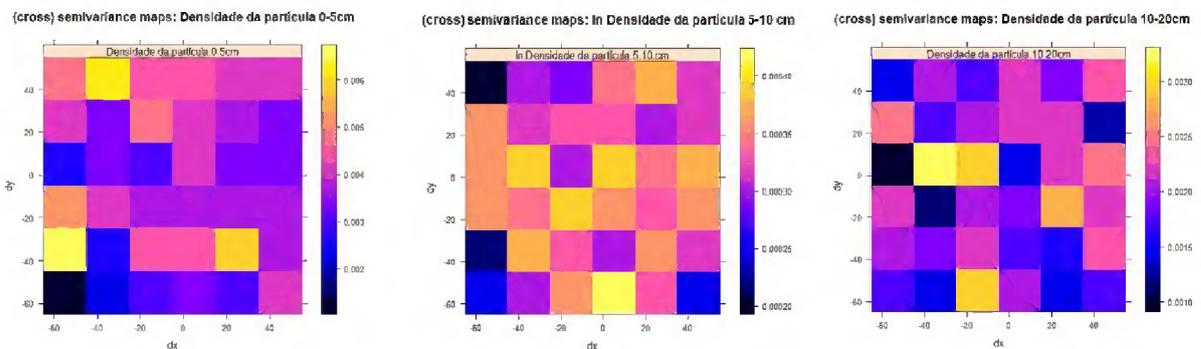


Figura 21 – Semivariogramas de superfície da Densidade da partícula do solo de um sistema iLPF.

O alcance é de fundamental importância para a interpretação dos variogramas, pois indica a distância até onde os pontos amostrais estão correlacionados entre si (VIEIRA et al., 1983; VIEIRA, 1997), ou seja, os pontos localizados em uma área, cujo raio seja o alcance, são mais semelhantes entre si do que os separados por distâncias maiores. Este alcance variou de 20 a 50 m entre os atributos estudados neste trabalho (Tabela 10), sustentando a hipótese de que a variabilidade espacial depende da correlação entre os atributos do solo e que a distância entre os pontos de coleta das amostras do solo não pode ser superior ao alcance. A distância dos pontos de coleta deste trabalho foi de 15 x 20 m dentro do grid, se ajustando à análise variográfica.

A densidade do solo apresentou alcance de 20 m para a camada de 0,05-0,10 m, indicando uma baixa continuidade estrutural do solo no iLPF (Figura 22a). A PT apresentou o maior valor de alcance (50 m) na camada de 0,05-0,10 m (Figura 22b) seguido pelas variáveis Ds e Dp na camada 0,00-0,05 m (Figura 22a e Figura 24 respectivamente), Dp, MacP e MicP na camada 0,10-0,20 m todas com alcance de 40 m (Figura 22a, Figura 23a e Figura 23b respectivamente). Aquino et al. (2014) observou alcances variando de 12,00 a 36,30 m para as mesmas variáveis estudadas, enquanto WANG et al. (2013) observou alcance de 80 m para o atributo Porosidade Total. OLIVEIRA et al. (2013), observou alcances variando de 15,83 a 69,51 m para as variáveis Ds, PT, MicP e MacP em um Cambissolo háplico com agroflorestas no sul do Amazonas. O manejo agroflorestal propõe maior valor médio de alcance dos atributos físicos do solo, justificando o fato desse sistema de manejo causar menos impacto ao solo e, assim, os atributos do solo apresentarem menor variabilidade (OLIVEIRA et al., 2013). Com base nos valores do IDE sugeridos por CAMBARDELLA et al. (1994), verificou-se que apenas a MacP na camada 0,05-0,10 m apresentou moderada dependência espacial, enquanto as demais variáveis apresentaram forte dependência espacial em todas as camadas (Figura 23a e Tabela 10).

Com o conhecimento do semivariograma da variável e da sua estrutura de dependência espacial por meio da krigagem, pode-se realizar a interpolação de valores em qualquer ponto na área de estudo, sem tendência e com variância mínima. Os parâmetros dos modelos ajustados para Ds, PT, MacP, MicP e Dp permitiram que fossem obtidos, por krigagem ordinária, os mapas da distribuição dos atributos físicos desse solo. Os mapas foram gerados no grid de escalas UTM (Universal Transversa de Mercator) sendo que a parte superior da figura corresponde ao Norte.

Observando os mapas gerados após a interpolação dos dados, constata-se que os valores para densidade do solo variaram de 1,23 e 1,63 kg.dm^{-3} , sendo que os maiores valores de Ds na camada 0,00 – 0,05 m (1,50 a 1,60 kg.dm^{-3}) abrangem grande parte do mapa, estendendo-se da parte central a sudoeste da área (Figura 25a). Os menores valores (1,35 e 1,45 kg.dm^{-3}) concentram-se em diversas áreas, principalmente no leste, noroeste e região sul do mapa. Na camada 0,05-0,10 m a densidade do solo apresentou uma maior uniformidade variando de 1,45 e 1,55 kg.dm^{-3} na maior parte da área, salvo uma pequena área a sudoeste que variou de 1,57 e 1,62 kg.dm^{-3} (Figura 25b). Na camada 0,10-0,20 m ocorreu uma maior variação na densidade do solo, apresentando áreas com maiores densidades nas regiões de sudoeste a sul e da parte central

para sudeste do mapa ($1,55$ e $1,60 \text{ kg.dm}^{-3}$), por outro lado apresentou uma área na região norte do mapa com menores densidades variando de $1,40$ e $1,50 \text{ kg.dm}^{-3}$ ((Figura 25c).

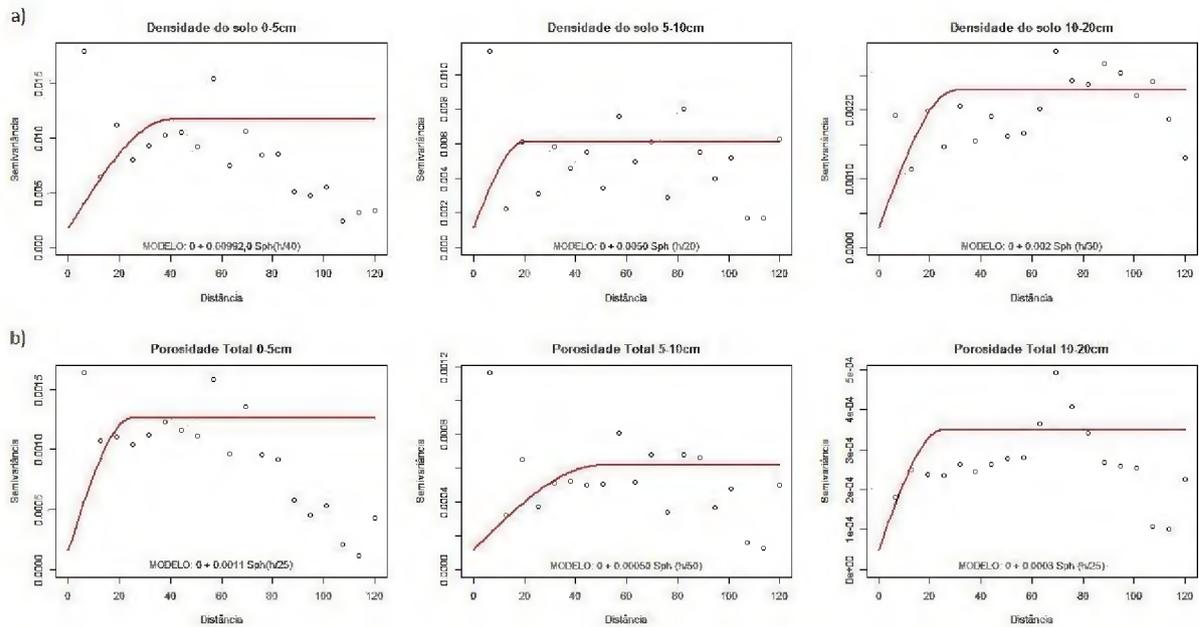


Figura 22 – Semivariogramas experimentais modelo ajustado da Densidade do solo (a) e Porosidade Total (b) em três profundidades do solo de um sistema iLPF.

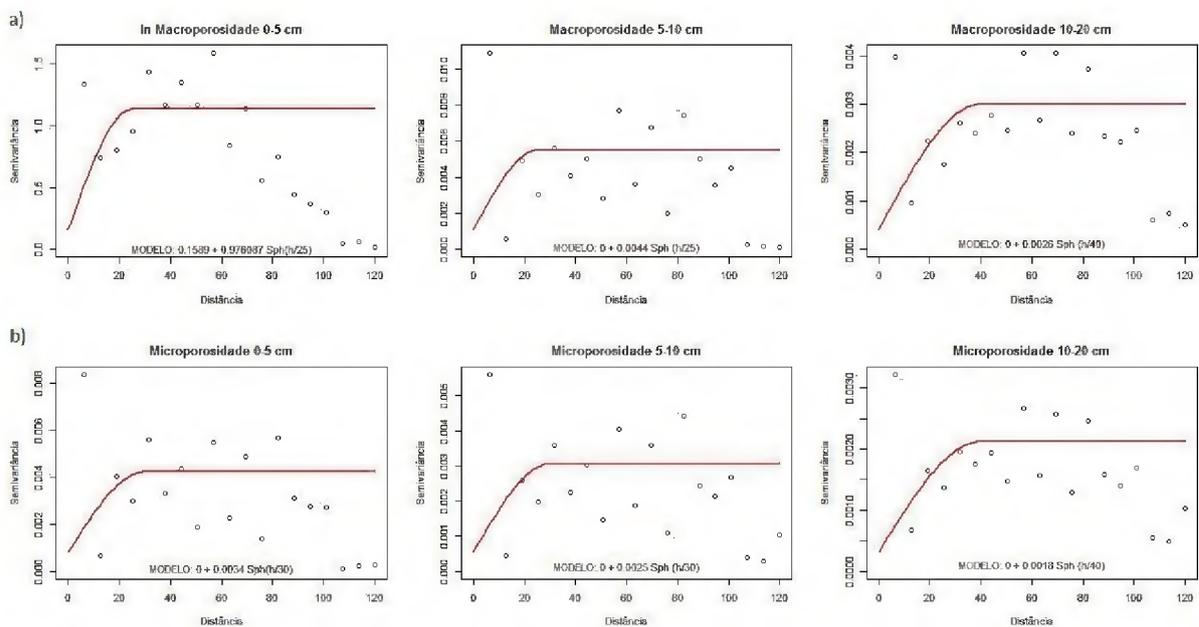


Figura 23 – Semivariogramas experimentais modelo ajustado da Macroporosidade (a) e Microporosidade (b) em três profundidades do solo de um sistema iLPF.

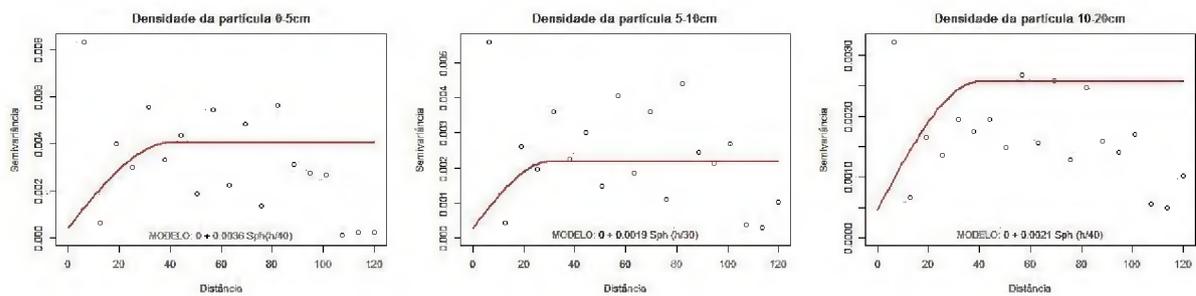


Figura 24 – Semivariogramas experimentais modelo ajustado da Densidade da partícula em três profundidades do solo de um sistema iLPF.

De uma maneira geral, a camada intermediária apresentou-se menos densa que as demais. Apesar da densidade do solo influenciar no desenvolvimento radicular das plantas, ALBUQUERQUE et al. (2001) não observou redução do sistema radicular em plantas de milho em densidades do solo variando de 1,29 a 1,71 kg.dm⁻³.

A porosidade total do solo variou de 0,32 a 0,47 m⁻³.m⁻³, sendo que na maior área da camada 0,00-0,05 m a porosidade variou de 0,38 a 0,40 m⁻³.m⁻³, apresentando duas pequenas áreas nas regiões central e sudoeste onde a porosidade apresentou-se inferior a 0,35 m⁻³.m⁻³ (Figura 26a). Na camada 0,05-0,10 m, permaneceu uma pequena área a sudoeste com porosidade inferior a 0,35 m⁻³.m⁻³, por outro lado surgem pequenas outras áreas ao norte com porosidades em torno de 0,40 m⁻³.m⁻³ (Figura 26b). Ao aprofundar mais um pouco nesse solo, observaram-se grandes áreas ao leste, sul e sudeste do mapa com porosidade inferiores a 0,36 m⁻³.m⁻³ (Figura 26c). De uma maneira geral, fica evidente nos mapas que à medida que vai aprofundando no perfil do solo, a porosidade total vai reduzindo, provavelmente em função da redução natural da matéria orgânica nas camadas mais profundas desse solo.

O crescimento das plantas está correlacionada com a macroporosidade e seus valores ótimos se encontram entre 0,20 e 0,30 m⁻³.m⁻³ (KAMIMURA et. al., 2013)., e que valores superiores a esses restringem a capacidade de retenção de água do solo e valores inferiores a 0,10 m⁻³.m⁻³ prejudicam o desenvolvimento das raízes, a infiltração de água e aeração do solo. Na figura 27a, os valores da macroporosidade da camada 0,00-0,05 m, foram transformados pra log normal em função da correção da normalidade para aplicar a krigagem ordinária, entretanto observou-se a mesma tendência das demais camadas, o surgimento de duas faixas no sentido leste-oeste na parte inferior e superior dos mapas. Nessas faixas a macroporosidade apresenta valores superiores a 0,15 m⁻³.m⁻³, por outro lado apresentam também faixas no sentido leste-oeste na parte central e na parte inferior, onde a macroporosidade atinge valores

inferiores a $0,05 \text{ m}^{-3} \cdot \text{m}^{-3}$, que pode ser prejudicial ao desenvolvimento das plantas (MEGDA et al., 2008).

As faixas com os maiores valores de macroporosidade, coincidem com as faixas de árvores existentes no iLPF, o que podem estar sendo influenciada pela ação das raízes e pelo acúmulo de matéria orgânica oriunda da formação da liteira.

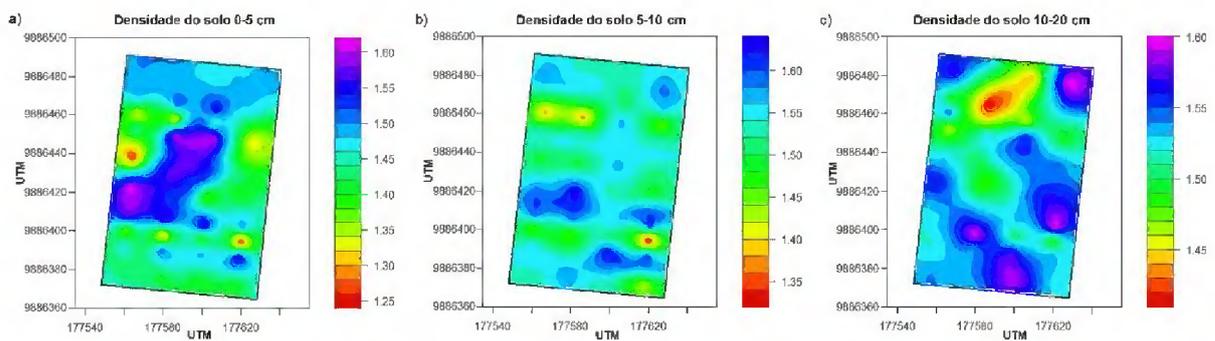


Figura 25 – Mapas de krigagem da Densidade do solo em três profundidades de um sistema iLPF.

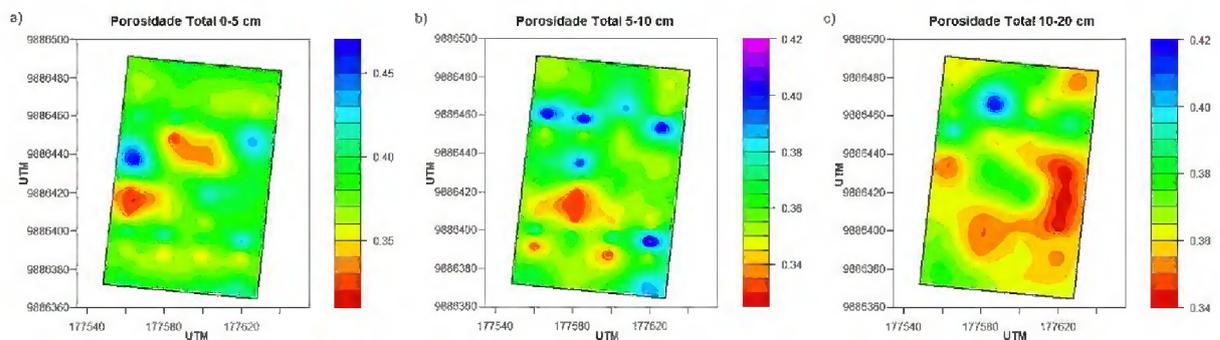


Figura 26 – Mapas de krigagem da Porosidade Total em três profundidades do solo de um sistema iLPF.

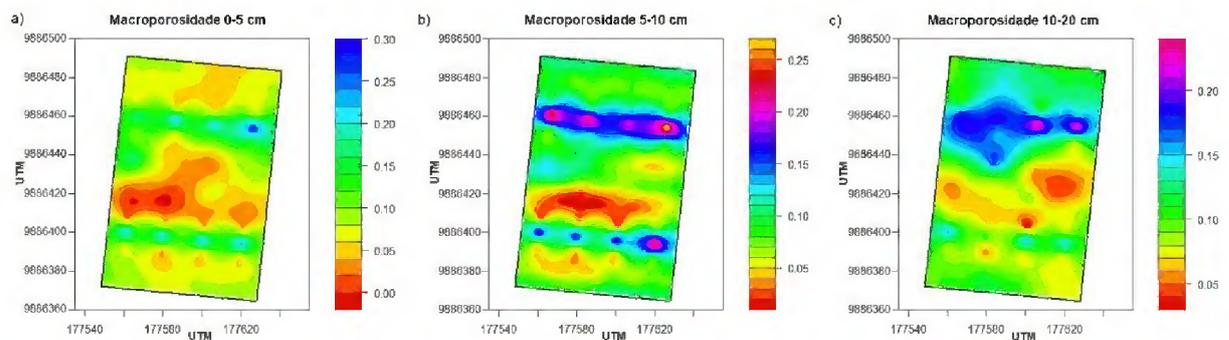


Figura 27 – Mapas de krigagem da Macroporosidade em três profundidades do solo de um sistema iLPF.

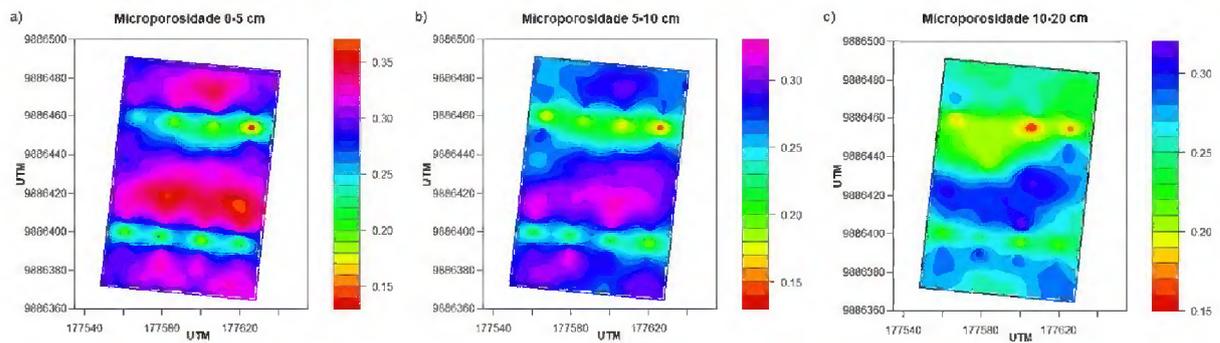


Figura 28 – Mapas de krigagem da Microporosidade em três profundidades do solo de um sistema iLPF.

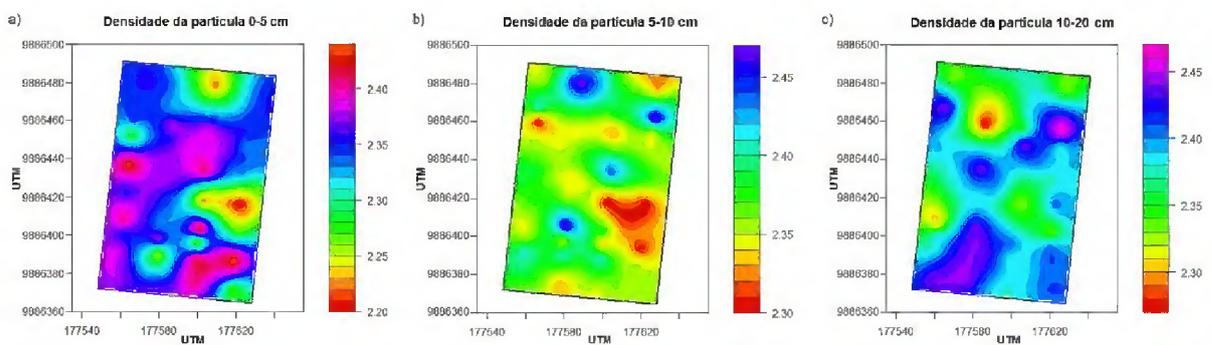


Figura 29 – Mapas de krigagem da Densidade da partícula em três profundidades do solo de um sistema iLPF.

Os valores de microporosidade variaram de $0,12$ a $0,36 \text{ m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$. Os maiores valores ($0,30$ a $0,35 \text{ m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$) ocorreram na maior parte do mapa da camada $0,00$ - $0,05$ m, estendendo-se no sentido leste-oeste nos terços superior, médio e inferior do mapa. É nítido o surgimento de duas faixas no sentido leste-oeste nas extremidades do terço médio com valores entre $0,20$ a $0,25 \text{ m}^3 \cdot \text{m}^{-3}$, essas faixas estão localizadas nas faixas das árvores do iLPF (Figura 28a). Nas camadas subsequentes, $0,05$ - $0,10$ m e $0,10$ - $0,20$ m, há uma gradativa redução dos valores da microporosidade à medida que se aprofunda no perfil do solo (Figura 28b e Figura 28c respectivamente). Os maiores valores da microporosidade registrados nas três faixas de árvores na camada $0,00$ - $0,05$ m pode estar associados à maior disponibilidade de matéria orgânica causado pela pastagem e pelos resíduos de esterco dos bubalinos depositados na área (Figura 28a).

A densidade das partículas do solo variou de $2,20$ a $2,47 \text{ g} \cdot \text{cm}^{-3}$, e seguiu um padrão aleatorizado. Observou-se que as menores densidades $2,20$ a $2,44 \text{ g} \cdot \text{cm}^{-3}$, encontravam-se na camada $0,00$ - $0,05$ m, o que induz afirmar que esses resultados foram influenciados pelos teores de matéria orgânica da camada superficial do solo (Figura 29a).

A estatística descritiva apresentada na Tabela 9 mostrou tendências similares aos mapas de krigagem. Observou-se correlação negativa entre a porosidade total e densidade do solo, bem como a relação inversa entre a macroporosidade e a microporosidade, sendo que esses dois últimos atributos podem ter sido influenciados pelas árvores e/ou pelo manejo do plantio direto entre as faixas das árvores durante a implantação do sistema iLPF.

3.5 CONCLUSÕES

- Nesse estudo combinou-se a estatística descritiva clássica e a geoestatística para facilitar a compreensão da variabilidade espacial dos atributos físicos do solo;
- O modelo semivariográfico mais adequado foi o exponencial para todas as variáveis;
- Todos os atributos apresentaram forte dependência espacial na área amostrada, com exceção da macroporosidade na camada 0,05-0,10 m onde essa dependência foi moderada;
- Os fatores extrínsecos do solo influenciaram na composição da variabilidade espacial da macroporosidade e da microporosidade;
- A técnica de krigagem ordinária demonstrou ser eficiente na estimativa de pontos não amostrados nessa área de estudo, e que 20 m entre os pontos observados são adequados para a confiabilidade da dependência espacial.
- Os resultados induzem a um maior aprofundamento para entender melhor a variabilidade espacial dos atributos físicos do solo quando correlacionados com outros atributos do solo, como os químicos e biológicos.

REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, J. A.; REINERT, D. J.. **Densidade radicular do milho considerando os atributos de um solo com horizonte B textural**. Rev. Bras. Ciênc. Solo, Viçosa, v. 25, n. 3, p. 539-549, Sept. 2001. Available from <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832001000300003&lng=en&nrm=iso>. access on 08 Aug. 2015. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832001000300003>.

ALVARES, Clayton Alcarde et al. **Köppen's climate classification map for Brazil**. Meteorologische Zeitschrift, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013.

AQUINO, R. E. D., et al. **Geostatistics in assessment of physical properties in a latossolo (oxisol) under native forest and grassland in Manicoré, Amazonas, Brazil**. Revista Brasileira de Ciência do Solo, 38(2), 397-406, 2014.

ASSIS, P. C., et al. **Atributos físicos do solo em sistemas de integração lavoura-pecuária-floresta**. R. Bras. Eng. Agríc. Ambiental, 19(4), 309-316, 2015.

CAMBARDELLA, C.A. et al. **Field-scale variability of soil proprieties in central Iowa soils**. Soil Science Society America Journal, Medison, v.58, p.1240-1248, 1994.

CARVALHO, R; GOEDERT, W. J E ARMANDO, M. S. **Atributos físicos da qualidade de um solo sob sistema agroflorestal**. Pesq. agropec. bras., Brasília, v.39, n.11, p.1153-1155, nov. 2004 (Nota científica).

DOS SANTOS, Diego et al. **Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho após cultivo de soja**. R. Bras. Eng. Agríc. Ambiental, v. 16, n. 8, p. 843-848, 2012.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Manual de métodos de análise de solo** / Centro Nacional de Pesquisa de Solos. – 2. ed. rev. atual. – Rio de Janeiro, 1997. 212p.

KAMIMURA, Karina Marie et al . **Variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo vermelho-amarelo, sob lavoura cafeeira**. Rev. Bras. Ciênc. Solo, Viçosa, v. 37, n. 4, p. 877-888, Aug. 2013. Available from <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832013000400006&lng=en&nrm=iso>. access on 08 Aug. 2015. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832013000400006>.

GAMA, J.R.N.F.; RODRIGUES, T.E.; CARDOSO JÚNIOR, E.Q. **Levantamento dos solos e uso atual do Campo Experimental de Terra Alta, Pará**. Belém: Embrapa Amazônia Oriental, 2000. 30p. (Embrapa Amazônia Oriental. Documentos, 45).

MANZIONE, R. L.; RODRIGUES, J. B. T.; ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial multivariada na avaliação de parâmetros químicos do solo**. In: BALASTREIRE, L. A. Avanços na Agricultura de Precisão no Brasil no período de 1999-2001. Piracicaba, 2002. 347 p.

MEGDA, Marcio Mahmoud et al . **Correlação linear e espacial entre a produtividade de feijão e a porosidade de um Latossolo Vermelho de Selvíria (MS)**. Rev. Bras. Ciênc. Solo, Viçosa, v. 32, n. 2, p. 781-788, Apr. 2008. Available from <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832008000200032&lng=en&nrm=iso>. access on 08 Aug. 2015. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832008000200032>.

NICOLOSO, Rodrigo da Silveira, et al. **Eficiência da escarificação mecânica e biológica na melhoria dos atributos físicos de um latossolo muito argiloso e no incremento do rendimento de soja**. Revista Brasileira de Ciência do Solo, 32(4), 1723-1734, 2008.

OLIVEIRA, Ivanildo Amorim de, et al. **Variabilidade espacial de atributos físicos em um cambissolo háplico, sob diferentes usos na região sul do Amazonas**. Revista Brasileira de Ciência do Solo, 37(4), 1103-1112, 2013.

SILVA, P. C. M.; CHAVES, L. H. G. **Avaliação e variabilidade espacial de fósforo, potássio e matéria orgânica em Alissolos**. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, v. 5, n. 03, p. 431-436, 2001.

SILVA, S. A. et al. **Variabilidade espacial do fósforo e das frações granulométricas de um Latossolo Vermelho Amarelo.** Revista Ciência Agronômica, v. 41, n. 01, p. 1-8, 2010.

VENDRUSCULO, Laurimar Gonçalves et al. **Computational system for geostatistical analysis.** Sci. agric. (Piracicaba, Braz.), Piracicaba, v. 61, n. 1, p. 100-107, Feb. 2004. Available from <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-90162004000100017&lng=en&nrm=iso>. access on 08 Aug. 2015. <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-90162004000100017>.

Vieira S, Hatfield J, Nielsen D, Biggar J. 1983. **Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties.** Hilgardia 51(3):1-75. DOI:10.3733/hilg.v51n03p075.

VIEIRA, Sidney Rosa. **Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas (SP).** Bragantia, Campinas , v. 56, n. 1, p. 181-190, 1997 . Available from <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0006-87051997000100019&lng=en&nrm=iso>. access on 09 Aug. 2015. <http://dx.doi.org/10.1590/S0006-87051997000100019>.

WANG, Y. Q. and Shao, M. A. (2013), **Spatial variability of soil physical properties in a region of the loess plateau of pr china subject to wind and water erosion.** Land Degrad. Dev., 24: 296–304. doi: 10.1002/ldr.1128.

YAMAMOTO, J. K.; Landim, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações.** São Paulo: Oficina de Textos, 2013.

YOUNG, A. **Agroforestry for soil management.** 2nd ed. Nairobi: CAB Internacional, 1997. 320p.

Tabela 9 - Estatística descritiva dos atributos físicos do solo de um sistema iLPF: Densidade do solo (Ds), Porosidade total (PT), Macroporosidade do solo (MacP), Microporosidade do solo (MicP) e Densidade da partícula (Dp).

Parâmetro estatístico	Ds (kg.dm ⁻³)			PT (m ⁻³ .m ⁻³)			MacP (m ⁻³ .m ⁻³)			MicP (m ⁻³ .m ⁻³)			Dp (g.cm ⁻³)		
	Profundidade (cm)														
	0-5	5-10	10-20	0-5	5-10	10-20	0-5	5-10	10-20	0-5	5-10	10-20	0-5	5-10	10-20
N	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40
Mínimo	1,240	1,310	1,410	0,320	0,330	0,340	0,003	0,020	0,030	0,120	0,130	0,150	2,200	2,300	2,270
Máximo	1,620	1,630	1,600	0,470	0,420	0,420	0,292	0,280	0,240	0,360	0,320	0,320	2,440	2,470	2,470
1º Quartil	1,400	1,498	1,498	0,360	0,350	0,358	0,040	0,058	0,070	0,283	0,245	0,220	2,330	2,350	2,350
3º Quartil	1,540	1,573	1,550	0,403	0,370	0,380	0,125	0,120	0,150	0,320	0,300	0,290	2,380	2,380	2,418
Media	1,457	1,523	1,525	0,382	0,364	0,367	0,098	0,102	0,114	0,284	0,262	0,253	2,343	2,366	2,386
Mediana	1,470	1,530	1,530	0,380	0,360	0,360	0,075	0,090	0,105	0,300	0,270	0,255	2,350	2,350	2,380
Variância	0,009	0,005	0,002	0,001	0,001	0,000	0,006	0,004	0,003	0,003	0,002	0,002	0,004	0,002	0,002
DP	0,096	0,071	0,045	0,033	0,023	0,017	0,077	0,067	0,051	0,059	0,050	0,042	0,060	0,044	0,046
CV%	6,586	4,662	2,922	8,552	6,339	4,687	78,946	65,377	44,896	20,653	18,987	16,580	2,570	1,853	1,936
Assimetria	-0,383	-0,986	-0,446	0,410	0,737	0,772	0,959	1,061	0,579	-1,149	-1,004	-0,568	-0,600	0,817	-0,382
Curtose	-0,709	0,906	-0,143	-0,139	-0,104	0,622	-0,349	0,260	-0,476	0,220	-0,023	-0,522	-0,197	0,275	-0,463
Kolmogorov	0,943	0,361	0,336	0,612	0,113	0,088	0,048	0,128	0,594	0,002	0,023	0,201	0,053	0,034	0,160

n: número de amostras; DP: desvio padrão; CV%: coeficiente de variação; Kolmogorov: teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov

Tabela 10 - Parâmetros dos modelos teóricos de semivariância ajustados para os atributos físicos: Densidade do solo (Ds), Porosidade total (PT), Macroporosidade do solo (MacP), Microporosidade do solo (MicP) e Densidade da partícula (Dp).

Atributo	Profundidade	Modelo	C ₀	C ₀ +C ₁	Alcance	IDE	Classificação
Ds	0,00-0,05	Esférico	0,0018	0,0099	40	18,18	Forte
	0,05-0,10	Esférico	0,0011	0,0050	20	22,00	Forte
	0,10-0,20	Esférico	0,0003	0,0019	30	15,78	Forte
PT	0,00-0,05	Esférico	0,0002	0,0011	25	18,18	Forte
	0,05-0,10	Esférico	0,0001	0,0005	50	20,00	Forte
	0,10-0,20	Esférico	4,91 x 10 ⁻⁵	0,0003	25	16,36	Forte
MacP	0,00-0,05	Esférico	0.1589	0,9761	25	16,27	Forte
	0,05-0,10	Esférico	0,0011	0,0044	25	25,00	Moderada
	0,10-0,20	Esférico	0,0004	0,0026	40	15,38	Forte
MicP	0,00-0,05	Esférico	0,0008	0,0034	30	23,52	Forte
	0,05-0,10	Esférico	0,0006	0,0025	30	24,00	Forte
	0,10-0,20	Esférico	0,0003	0,0018	40	16,66	Forte
Dp	0,00-0,05	Esférico	0,0004	0,0036	40	11,11	Forte
	0,05-0,10	Esférico	4,91 x 10 ⁻⁵	0,0003	30	16,36	Forte
	0,10-0,20	Esférico	0,0005	0,0021	40	23,80	Forte

C₀: Efeito pepita ; C₀+C₁: Patamar; IDE: Índice de dependência espacial = (C₀/ C₀+C₁).100; Forte >25%; Moderada 25 a 75%; Fraca > 75% (Cambardella et al., 1994)

CONCLUSÕES GERAIS

Embora na maioria das vezes o agricultor considera o seu solo com certa homogeneidade, este estudo mostrou que os solos cultivados com grãos no município de Paragominas - PA, apresentam baixa acidez, saturação por bases inferior a 50%, e teores de K, Ca e Mg que variam de médio a alto. Por outro lado o conteúdo de P disponível mostra níveis considerados de baixo e muito baixo em mais de 40% das amostras avaliadas, constituindo o fator mais limitante para a produção, o que pode levar a erros de subestimação dos nutrientes, principalmente o P. Uma alternativa seria o uso de georeferenciamento das amostras de solo para aplicação de técnicas geoestatísticas para verificar a dependência espacial das amostras e delimitar as áreas homogêneas para os nutrientes do solo.

Quando a análise das áreas estudadas do município de Santarém – PA, o uso de análise multivariada, em especial a análise de fatores, análise de aglomerados e análise discriminantes mostraram eficientes para o estudo proposto, uma vez que a análise de variância poderia não mostrar eficiência devido as inter-relações entre as variáveis causando viés nos resultados.

Baseado nessas análises, do universo estudado neste trabalho, aproximadamente 97% da área amostrada apresentou fertilidade do solo de satisfatória a alta, o que induz ao uso de quantidades reduzidas de fertilizantes na maior parte da área de cultivo proporcionando uma economia significativa para os agricultores e também para o meio ambiente.

Embora esse tipo de amostragem espacial pudesse ser analisado pela geoestatística, o que daria maior robustez nos resultados, a ausência de coordenadas geográficas do banco de dados impede que esta análise seja feita com eficiência. A aplicação de práticas de coleta de solo georeferenciada, ferramenta da agricultura de precisão, daria maiores subsídios para a delimitação da homogeneidade dos níveis de fertilidade desses solos, subsidiando o agricultor nas tomadas de decisões num plano de manejo de solo mais racional.

Na área do sistema de integração-Lavoura-Pecuária-Floresta de Terra Alta-Pa, o estudo combinou a estatística descritiva clássica e a geoestatística para facilitar a compreensão da variabilidade espacial dos atributos físicos do solo. Todos os atributos apresentaram forte dependência espacial na área amostrada, com exceção da macroporosidade na camada 0,05-0,10 m onde essa dependência foi moderada.

Os fatores extrínsecos do solo influenciaram na composição da variabilidade espacial da macroporosidade e da microporosidade e a técnica de krigagem ordinária demonstrou ser eficiente na estimativa de pontos não amostrados nessa área de estudo, e que 20 m entre os pontos observados são adequados para a confiabilidade da dependência espacial.

Os resultados induzem a um maior aprofundamento para entender melhor a variabilidade espacial e temporal dos atributos físicos do solo e correlacionar com outros atributos do solo, como os químicos e biológicos.

O conhecimento da variabilidade espacial e temporal dos atributos do solo é de fundamental importância para um bom manejo do solo, e uma ferramenta auxiliar na busca da maximização da produção, minimização dos inputs externos e uma maior sustentabilidade dos sistemas produtivos.

APÊNDICE
TABELAS COMPLEMENTARES DA ANÁLISE

Tabela 11 - Valores dos escores fatoriais originais fatoriais padronizados e o índice de fertilidade do solo.

(continua)

Obs	Escore fatorial original					Escore fatorial padronizado					IFS
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Fator 5	FP1	FP2	FP3	FP4	FP5	
127	1,3129	0,4533	1,8204	0,8981	2,1036	0,90756	0,60227	0,76744	0,69591	1,00000	0,81221
124	1,3593	0,3895	1,0530	0,3415	1,3823	0,91819	0,58980	0,61193	0,61399	0,88428	0,76877
129	1,7160	0,2260	0,1916	0,4103	1,0151	1,00000	0,55783	0,43737	0,62412	0,82537	0,76676
102	0,8633	0,8767	2,1830	0,7310	0,2003	0,80446	0,68510	0,84091	0,67131	0,69464	0,75620
125	0,9199	0,2525	1,5888	0,9012	1,7583	0,81745	0,56301	0,72050	0,69636	0,94459	0,75350
137	1,3673	1,8764	-1,0395	0,5756	-0,2541	0,92004	0,88064	0,18790	0,64844	0,62175	0,74185
114	0,3571	2,0606	1,7329	0,2837	0,6489	0,68840	0,91667	0,74970	0,60549	0,76661	0,74164
123	0,4841	0,7050	2,9681	1,6307	-0,5371	0,71752	0,65151	1,00000	0,80372	0,57634	0,73717
128	1,4009	-0,5751	0,6819	0,3519	1,6602	0,92775	0,40114	0,53672	0,61551	0,92887	0,73019
105	0,6384	1,9651	2,0439	0,9737	-2,3652	0,75290	0,89799	0,81273	0,70703	0,28304	0,72845
2	1,5092	0,8499	-0,0787	-1,1346	0,5643	0,95256	0,67986	0,38261	0,39674	0,75304	0,72710
126	1,0955	0,0308	0,9916	0,3040	1,1464	0,85771	0,51964	0,59949	0,60847	0,84643	0,72246
146	0,3608	2,3834	0,5647	0,0531	0,4322	0,68925	0,97980	0,51298	0,57154	0,73185	0,71353
135	1,1115	1,4596	-1,3777	0,5500	0,9040	0,86138	0,79910	0,11938	0,64468	0,80754	0,71317
111	0,8241	0,3692	1,2367	1,0079	-0,0486	0,79547	0,58583	0,64916	0,71207	0,65472	0,70629
106	0,9644	-0,4815	1,6539	0,0616	1,0314	0,82766	0,41945	0,73369	0,57279	0,82799	0,70183
118	1,0965	0,7143	-0,9181	0,3213	0,8702	0,85795	0,65332	0,21251	0,61101	0,80212	0,69072
143	0,6837	2,4867	-0,9500	-0,6519	-0,0537	0,76328	1,00000	0,20605	0,46778	0,65390	0,68409
109	0,9354	0,4337	-0,0662	1,1351	-0,1165	0,82099	0,59844	0,38514	0,73079	0,64383	0,68396
115	0,7965	0,0233	0,1534	1,1480	1,0743	0,78915	0,51817	0,42964	0,73268	0,83486	0,68376
145	0,1479	1,1875	1,3723	1,4125	-0,1336	0,64043	0,74588	0,67662	0,77161	0,64107	0,68270
112	0,5365	0,0256	1,7080	0,8001	-0,0222	0,72953	0,51863	0,74467	0,68148	0,65894	0,67516
131	0,8313	0,2833	-0,2331	0,6293	0,7768	0,79712	0,56902	0,35131	0,65634	0,78714	0,67135
113	0,3277	1,0006	0,9302	1,0820	-0,4031	0,68165	0,70933	0,58704	0,72297	0,59783	0,66915
130	1,4080	-0,7677	-0,8574	0,5783	0,8355	0,92936	0,36347	0,22482	0,64884	0,79656	0,66846
110	0,8249	-0,1230	-0,3722	1,1929	0,9617	0,79567	0,48956	0,32313	0,73929	0,81680	0,66469
122	0,7031	0,8027	-0,3408	0,5871	0,1451	0,76773	0,67063	0,32949	0,65014	0,68578	0,66343
142	1,0461	1,9733	-1,7379	-0,9462	-0,4916	0,84638	0,89959	0,04639	0,42447	0,58364	0,66308
104	0,8060	0,0832	0,9494	0,5527	-0,8637	0,79133	0,52989	0,59094	0,64506	0,52394	0,66147
107	1,0072	-2,2406	1,1257	0,9825	2,0797	0,83746	0,07537	0,62665	0,70833	0,99617	0,65910
121	0,7626	1,3381	-0,8368	0,2315	-0,4754	0,78138	0,77535	0,22898	0,59780	0,58624	0,65786
101	0,5736	0,3307	0,6110	0,7393	-0,0983	0,73805	0,57830	0,52235	0,67253	0,64673	0,65732
99	0,8383	-0,1787	0,4549	0,5146	-0,1181	0,79873	0,47867	0,49074	0,63946	0,64356	0,65406
12	0,8872	0,8231	-0,4235	-2,1798	1,3426	0,80996	0,67460	0,31273	0,24290	0,87791	0,65255
103	0,1354	0,9630	1,4011	0,8058	-0,7528	0,63755	0,70199	0,68248	0,68232	0,54173	0,65070
89	1,0049	-0,2565	0,5395	0,3111	-0,9786	0,83693	0,46346	0,50787	0,60951	0,50551	0,64927
133	0,6801	1,4725	-1,2897	0,0717	-0,1833	0,76245	0,80164	0,13722	0,57428	0,63310	0,64517
55	0,6209	1,2820	-1,3544	-0,1273	0,6945	0,74889	0,76437	0,12410	0,54500	0,77392	0,64343
84	1,0910	-0,6777	0,4858	-1,0906	0,3076	0,85668	0,38107	0,49700	0,40321	0,71186	0,63889

Tabela 11 - Valores dos escores fatoriais originais fatoriais padronizados e o índice de fertilidade do solo.

(continuação)

Obs	Escore fatorial original					Escore fatorial padronizado					IFS
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Fator 5	FP1	FP2	FP3	FP4	FP5	
6	0,5040	0,3546	0,6466	-1,3803	0,9730	0,72207	0,58298	0,52958	0,36057	0,81861	0,63476
9	0,8660	0,3408	-0,6407	-1,0551	0,6900	0,80509	0,58028	0,26873	0,40844	0,77321	0,63340
95	0,3273	0,7647	0,2313	-0,5708	0,6713	0,68157	0,66320	0,44541	0,47972	0,77021	0,63100
144	0,2670	0,6112	0,0284	1,0761	-0,0911	0,66773	0,63317	0,40430	0,72210	0,64789	0,62866
136	1,2538	-0,1857	-1,3379	0,5757	-1,0413	0,89400	0,47729	0,12745	0,64846	0,49545	0,62689
108	0,9838	-1,3365	-0,0750	1,3549	0,0287	0,83210	0,25222	0,38336	0,76313	0,66711	0,62595
47	0,0545	1,5708	-0,8807	0,3115	0,7669	0,61902	0,82086	0,22009	0,60957	0,78554	0,62283
83	0,8919	-1,0481	0,5331	-0,3963	0,1972	0,81102	0,30862	0,50657	0,50539	0,69414	0,61701
98	0,3566	-0,4029	0,7262	1,1744	-0,2031	0,68829	0,43481	0,54570	0,73658	0,62992	0,61687
94	0,1150	0,3158	1,3310	-0,1370	-0,1097	0,63289	0,57539	0,66826	0,54356	0,64491	0,61676
141	1,1903	0,0468	-1,5362	-0,6541	-0,4332	0,87945	0,52278	0,08725	0,46745	0,59300	0,61372
91	0,4802	-0,5385	0,7792	0,2476	-0,0208	0,71662	0,40829	0,55645	0,60017	0,65917	0,61169
38	0,5565	-0,0663	-0,1666	-0,8876	0,9855	0,73412	0,50065	0,36478	0,43309	0,82062	0,60970
139	0,2900	1,3808	-0,3028	2,9642	-4,1294	0,67301	0,78369	0,33720	1,00000	0,00000	0,60845
92	0,8061	-0,7362	0,3433	0,1204	-0,8319	0,79136	0,36962	0,46811	0,58144	0,52904	0,60525
97	0,5279	-0,6161	0,2970	0,5490	-0,2548	0,72756	0,39312	0,45873	0,64453	0,62162	0,60068
82	1,1007	-0,9761	-0,0657	-0,6513	-0,7951	0,85890	0,32271	0,38523	0,46786	0,53494	0,59950
96	0,3972	-0,4941	0,2771	0,0632	0,4616	0,69759	0,41698	0,45469	0,57302	0,73656	0,59725
40	0,2796	-0,0025	-1,0135	-0,0036	1,9595	0,67062	0,51314	0,19318	0,56320	0,97688	0,59642
138	0,7952	0,3144	-1,1759	1,8023	-2,7919	0,78885	0,57512	0,16026	0,82899	0,21458	0,59551
32	0,5018	0,1899	0,8459	-2,1899	-0,3474	0,72158	0,55076	0,56997	0,24142	0,60677	0,59379
116	0,2920	-0,4722	0,2315	0,6323	0,2809	0,67347	0,42126	0,44546	0,65678	0,70757	0,59353
93	0,2219	-0,4788	0,4660	0,1466	0,7470	0,65739	0,41996	0,49298	0,58530	0,78235	0,59325
4	0,3544	0,4198	-0,5588	-0,5057	0,3065	0,68778	0,59572	0,28531	0,48930	0,71168	0,59214
46	0,0782	1,0640	-1,0874	0,3491	0,2814	0,62444	0,72173	0,17821	0,61511	0,70765	0,59089
1	0,0463	0,4254	0,4379	-0,2021	-0,0699	0,61713	0,59682	0,48729	0,53398	0,65129	0,58896
140	0,3597	1,8174	-1,6756	0,7748	-2,4710	0,68899	0,86909	0,05902	0,67776	0,26607	0,58590
44	0,1310	0,8641	-0,9360	-0,0514	0,1242	0,63655	0,68264	0,20887	0,55616	0,68243	0,58215
3	0,4172	0,3001	-0,5692	-0,6601	-0,1971	0,70219	0,57232	0,28321	0,46657	0,63089	0,58079
11	-0,0031	0,5443	-0,0520	-0,4754	0,4798	0,60581	0,62008	0,38802	0,49375	0,73949	0,58070
7	0,4319	0,0528	-0,1631	-1,4248	0,1500	0,70556	0,52395	0,36550	0,35402	0,68658	0,57676
119	0,6456	-0,5860	-0,8869	1,2664	-1,1042	0,75454	0,39901	0,21882	0,75012	0,48536	0,57667
69	0,7345	-1,5398	-0,5001	-0,2379	1,1834	0,77494	0,21244	0,29721	0,52871	0,85236	0,57542
16	-0,6762	0,9740	1,9841	-0,8058	-0,0056	0,45147	0,70412	0,80060	0,44513	0,66161	0,57459
8	0,5148	0,0568	-0,6717	-0,8589	-0,2470	0,72455	0,52473	0,26245	0,43731	0,62288	0,57324
77	0,8946	-2,3740	-0,8095	0,4330	1,6362	0,81166	0,04929	0,23451	0,62746	0,92501	0,57035
39	-0,4955	0,3638	0,4417	0,0920	1,4893	0,49291	0,58477	0,48806	0,57726	0,90145	0,56972
36	-0,4175	1,1249	-0,7320	0,1174	1,2277	0,51078	0,73365	0,25022	0,58100	0,85948	0,56948
132	0,5365	0,3699	-1,3326	0,3843	-1,3980	0,72954	0,58597	0,12851	0,62028	0,43822	0,56945

Tabela 11 - Valores dos escores fatoriais originais fatoriais padronizados e o índice de fertilidade do solo.

(continuação)

Obs	Escore fatorial original					Escore fatorial padronizado					IFS
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Fator 5	FP1	FP2	FP3	FP4	FP5	
100	0,4363	-1,2130	0,4279	1,3502	-1,3380	0,70657	0,27637	0,48525	0,76245	0,44784	0,56596
117	0,1234	-0,8912	0,3605	1,0022	-0,0544	0,63482	0,33932	0,47159	0,71122	0,65378	0,56483
75	0,5333	-1,1856	-0,5099	0,4304	0,2355	0,72879	0,28173	0,29523	0,62707	0,70029	0,56355
5	0,1826	0,4351	-0,3702	-0,6802	-0,5718	0,64838	0,59873	0,32354	0,46362	0,57078	0,56153
81	0,6487	-0,5652	-0,5079	-0,5905	-0,9233	0,75526	0,40308	0,29563	0,47681	0,51437	0,55831
134	0,8296	-0,7479	-1,7358	0,2017	-0,4976	0,79673	0,36733	0,04682	0,59342	0,58267	0,55660
80	0,8945	-0,9500	-1,1193	-0,8205	-0,5702	0,81161	0,32780	0,17174	0,44296	0,57102	0,55237
27	0,5878	-0,6731	-0,1653	-1,9864	0,0806	0,74129	0,38197	0,36505	0,27137	0,67544	0,55184
90	0,5532	-0,7455	0,4320	1,0105	-3,3325	0,73337	0,36781	0,48609	0,71246	0,12786	0,55125
74	0,5712	-0,8464	-0,4180	-0,6878	-0,4784	0,73750	0,34807	0,31385	0,46250	0,58576	0,54916
88	0,5245	-1,3103	-0,2891	0,0259	-0,2482	0,72679	0,25733	0,33996	0,56754	0,62270	0,54746
79	1,1039	-1,6797	-1,5931	-0,3476	-0,1545	0,85965	0,18509	0,07572	0,51257	0,63773	0,54723
120	0,2098	-0,9147	-0,4079	1,2223	-0,7102	0,65461	0,33471	0,31590	0,74363	0,54856	0,54208
148	-0,7354	0,3499	1,0996	-0,6683	0,6061	0,43789	0,58205	0,62137	0,46537	0,75975	0,53389
30	-0,1661	-0,7999	2,2091	-1,3903	-0,8728	0,56843	0,35716	0,84619	0,35910	0,52248	0,53348
24	-0,4768	1,0362	-0,3515	-1,1335	0,0844	0,49719	0,71630	0,32732	0,39689	0,67605	0,52648
31	-0,1236	-0,7919	1,4801	-1,3775	-0,4628	0,57818	0,35872	0,69848	0,36099	0,58827	0,52552
71	0,6511	-1,9471	-0,2527	-0,2718	-0,8679	0,75580	0,13278	0,34735	0,52373	0,52327	0,51852
41	-0,8873	-0,0262	-0,2368	0,4963	1,7147	0,40305	0,50850	0,35056	0,63677	0,93761	0,50936
54	-0,5039	-0,0536	-0,8674	0,0318	1,1912	0,49098	0,50314	0,22277	0,56841	0,85362	0,50907
33	0,3735	-0,9892	0,3711	-1,9234	-1,4675	0,69216	0,32013	0,47375	0,28063	0,42708	0,50541
10	0,2818	-0,7403	-0,8647	-0,8028	-0,8860	0,67112	0,36882	0,22332	0,44557	0,52036	0,50303
64	-0,4548	0,0166	-0,6779	-0,0011	0,0734	0,50223	0,51687	0,26118	0,56356	0,67429	0,49985
25	-0,4160	1,0898	-0,2825	-2,3856	-0,8001	0,51113	0,72678	0,34130	0,21261	0,53415	0,49679
78	0,6274	-2,4811	-0,6451	-0,2125	-0,3589	0,75038	0,02832	0,26783	0,53245	0,60492	0,49518
13	-0,4663	0,9421	-0,0694	-1,9728	-1,1292	0,49959	0,69789	0,38448	0,27337	0,48134	0,49331
59	-1,3202	0,5462	0,0748	0,1883	1,6974	0,30380	0,62046	0,41370	0,59143	0,93484	0,49293
35	-1,2261	0,9239	-0,2283	-0,2875	1,2681	0,32538	0,69434	0,35229	0,52141	0,86596	0,49142
52	-0,8730	0,0333	-0,8525	0,3421	1,5638	0,40634	0,52014	0,22580	0,61407	0,91340	0,49012
28	-0,4721	-0,7003	1,7646	-2,3428	-0,3310	0,49826	0,37665	0,75613	0,21891	0,60941	0,48862
43	-1,2340	0,8355	-0,3464	0,6492	0,5057	0,32357	0,67704	0,32835	0,65927	0,74363	0,48622
26	-0,7740	1,5557	0,0725	-3,8302	0,3064	0,42905	0,81790	0,41324	0,00000	0,71166	0,48559
14	-1,2014	1,1214	1,1004	-0,8004	-1,0884	0,33103	0,73296	0,62153	0,44592	0,48790	0,48439
19	-0,3557	-0,3390	-0,4298	-1,2561	0,2595	0,52495	0,44732	0,31145	0,37885	0,70413	0,48333
76	0,5577	-2,5747	-0,2168	-0,9413	-0,4170	0,73439	0,01003	0,35461	0,42519	0,59561	0,48255
37	-0,7784	-0,2213	-0,7779	0,2940	1,1167	0,42802	0,47033	0,24092	0,60700	0,84166	0,48193
17	-0,3524	-0,7847	0,4689	-0,9984	-0,9211	0,52570	0,36015	0,49356	0,41678	0,51473	0,47349
85	-1,4114	-0,1846	1,1286	0,4509	0,6327	0,28288	0,47752	0,62726	0,63009	0,76401	0,46952

Tabela 11 - Valores dos escores fatoriais originais fatoriais padronizados e o índice de fertilidade do solo.

(conclusão)

Obs	Escore fatorial original					Escore fatorial padronizado					IFS
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Fator 5	FP1	FP2	FP3	FP4	FP5	
15	-0,7992	0,6428	-0,5030	-0,6611	-1,3489	0,42326	0,63934	0,29662	0,46643	0,44609	0,45693
42	-1,6293	0,4948	0,4240	0,9178	0,1438	0,23291	0,61040	0,48447	0,69880	0,68558	0,45441
147	-0,9516	-0,1140	1,5684	-1,6953	-1,4135	0,38830	0,49133	0,71636	0,31422	0,43574	0,45087
29	-0,5717	-1,2463	1,5038	-1,6509	-0,9755	0,47544	0,26985	0,70328	0,32075	0,50601	0,45056
70	-0,9150	-0,4696	-0,2885	-0,2632	0,1852	0,39670	0,42177	0,34009	0,52499	0,69222	0,44490
63	-0,9692	0,3702	-1,0688	0,1494	-0,5370	0,38428	0,58603	0,18196	0,58571	0,57636	0,44425
20	-0,3998	-0,3990	-0,6151	-2,0133	-0,5385	0,51483	0,43559	0,27390	0,26741	0,57612	0,44257
21	-1,0371	-0,3475	0,7948	-1,1683	-0,7310	0,36870	0,44564	0,55961	0,39177	0,54523	0,43441
18	-2,1606	1,1501	1,5488	-0,9357	0,3216	0,11109	0,73858	0,71241	0,42602	0,71411	0,43036
60	-1,5724	-0,1103	-0,0122	0,4540	0,6646	0,24596	0,49205	0,39608	0,63054	0,76914	0,42559
45	-0,7903	-0,7364	-1,6870	0,6004	0,2151	0,42531	0,36958	0,05669	0,65209	0,69702	0,42342
34	-1,0786	-0,8521	1,3740	-0,6065	-1,4781	0,35919	0,34695	0,67698	0,47446	0,42537	0,42280
67	-0,5071	-1,2686	-1,4105	-0,2777	-0,3802	0,49025	0,26548	0,11273	0,52285	0,60152	0,41036
48	-1,8806	1,2693	-0,5686	-0,3441	0,1458	0,17530	0,76188	0,28333	0,51308	0,68589	0,40988
58	-1,4881	0,1352	-0,8810	0,4207	0,2113	0,26530	0,54007	0,22003	0,62564	0,69640	0,40964
49	-1,6563	-0,4603	-0,6878	0,5842	1,8273	0,22672	0,42359	0,25918	0,64970	0,95566	0,40950
68	-0,6901	-2,0460	-0,1775	-0,2407	-0,0541	0,44828	0,11343	0,36258	0,52830	0,65384	0,40388
87	-1,1450	-2,6259	1,2709	1,1862	-0,0977	0,34396	0,00000	0,65609	0,73830	0,64683	0,40303
56	-1,6698	0,0259	-0,5612	0,3772	0,5255	0,22364	0,51869	0,28482	0,61924	0,74682	0,40209
51	-2,3774	0,8853	-0,0272	1,1894	0,7560	0,06138	0,68679	0,39304	0,73879	0,78380	0,40167
57	-1,0227	-1,1979	-0,8879	0,1602	0,1741	0,37201	0,27933	0,21863	0,58730	0,69044	0,39671
73	-0,8957	-0,0684	-1,5136	-1,0086	-1,0912	0,40114	0,50025	0,09183	0,41527	0,48745	0,39016
50	-1,6583	-0,2439	-0,8522	0,4627	0,6506	0,22627	0,46591	0,22585	0,63182	0,76689	0,38843
23	-1,7713	0,0410	0,4824	0,2423	-1,1455	0,20035	0,52164	0,49630	0,59939	0,47873	0,38775
62	-1,2820	-0,5866	-1,0075	0,5018	-0,6523	0,31256	0,39888	0,19440	0,63758	0,55786	0,38264
72	-2,5102	-0,1362	1,3349	1,5361	0,1809	0,03093	0,48699	0,66905	0,78980	0,69153	0,38244
65	-1,5176	-0,1370	-1,9668	0,7328	0,6180	0,25852	0,48682	0,00000	0,67158	0,76165	0,37913
86	-1,8409	-1,1902	0,7599	0,8386	-0,1016	0,18441	0,28083	0,55253	0,68715	0,64620	0,37150
61	-2,5662	0,6717	-0,1819	1,0906	-0,4506	0,01808	0,64500	0,36169	0,72424	0,59021	0,34592
22	-1,9156	-0,7993	0,4263	-0,2482	-0,9189	0,16726	0,35729	0,48494	0,52719	0,51508	0,33493
66	-2,1877	-0,5204	-1,7210	1,0336	0,0612	0,10487	0,41183	0,04980	0,71585	0,67233	0,30134
53	-2,6451	-0,8944	-0,6385	1,3219	0,2424	0,00000	0,33869	0,26916	0,75828	0,70140	0,28178
Máximo	1,7160	2,4867	2,9681	2,9642	2,1036						0,81221
Mínimo	-2,6451	-2,6259	-1,9668	-3,8302	-4,1294						0,28178

Fonte: Resultado da Pesquisa

Nota: FP: fator padronizado, IFS: Índice de Fertilidade do Solo

Tabela 12 – Planejamento de aglomeração pela ligação de Ward.

(continua)

Estágio	Cluster combinado		Coeficientes	O cluster de estágio é exibido primeiro		Próximo estágio	
	Cluster 1	Cluster 2		Cluster 1	Cluster 2		
1	3	8	,061	0	0	20	127,9349
2	93	96	,138	0	0	85	65,34969
3	50	56	,228	0	0	13	40,68492
4	37	54	,321	0	0	16	39,01494
5	44	46	,447	0	0	74	28,99234
6	124	126	,576	0	0	57	24,61787
7	11	95	,718	0	0	75	20,92963
8	74	81	,868	0	0	17	18,03235
9	110	115	1,025	0	0	26	16,21969
10	97	99	1,191	0	0	18	14,30477
11	121	133	1,362	0	0	54	12,7977
12	13	25	1,536	0	0	116	11,41305
13	50	58	1,711	3	0	45	10,6957
14	89	92	1,894	0	0	80	9,704233
15	125	127	2,078	0	0	106	9,107256
16	37	52	2,267	4	0	48	9,743635
17	10	74	2,488	0	8	39	8,892839
18	91	97	2,710	0	10	59	8,203766
19	113	145	2,932	0	0	32	7,673655
20	3	5	3,157	1	0	37	7,315489
21	75	88	3,388	0	0	82	6,888693
22	111	112	3,621	0	0	65	6,486896
23	116	117	3,856	0	0	30	6,371563
24	109	144	4,102	0	0	34	7,333459
25	9	38	4,402	0	0	73	7,233415
26	110	131	4,721	9	0	88	6,926616
27	35	59	5,048	0	0	61	6,668804
28	83	84	5,385	0	0	117	6,323697
29	64	70	5,725	0	0	86	5,969669
30	98	116	6,067	0	23	59	5,642515
31	119	120	6,409	0	0	81	5,405557
32	103	113	6,756	0	19	99	5,134649
33	36	47	7,102	0	0	74	4,912255
34	109	122	7,451	24	0	111	4,707577
35	30	31	7,802	0	0	44	4,500731
36	71	78	8,153	0	0	47	4,534059
37	3	4	8,523	20	0	97	4,548622
38	55	135	8,911	0	0	46	4,505782
39	10	80	9,312	17	0	56	4,403446
40	1	94	9,722	0	0	95	4,274333
41	17	21	10,138	0	0	84	4,194502
42	101	104	10,563	0	0	80	4,124919

Tabela 12 – Planejamento de aglomeração pela ligação de Ward.

(continuação)

Estágio	Cluster combinado		Coeficientes	O cluster de estágio é exibido primeiro		Próximo estágio	
	Cluster 1	Cluster 2		Cluster 1	Cluster 2		
43	7	27	10,999	0	0	78	4,043457
44	29	30	11,443	0	35	67	4,039963
45	50	60	11,906	13	0	112	3,929887
46	55	118	12,374	38	0	101	3,867739
47	71	76	12,852	36	0	94	3,742095
48	37	41	13,333	16	0	77	3,701536
49	132	136	13,827	0	0	108	3,695854
50	22	23	14,338	0	0	118	3,636942
51	57	67	14,859	0	0	64	3,556175
52	65	66	15,388	0	0	98	3,473445
53	42	43	15,922	0	0	87	3,455047
54	121	137	16,472	11	0	103	3,504823
55	62	63	17,050	0	0	86	3,480736
56	10	82	17,643	39	0	117	3,476819
57	124	128	18,256	6	0	63	3,422996
58	19	20	18,881	0	0	78	3,357687
59	91	98	19,515	18	30	85	3,31525
60	142	143	20,162	0	0	103	3,410762
61	35	39	20,850	27	0	113	3,317066
62	79	134	21,542	0	0	89	3,232559
63	124	129	22,238	57	0	83	3,215204
64	45	57	22,953	0	51	104	3,152445
65	102	111	23,676	0	22	99	3,109453
66	69	77	24,413	0	0	115	3,212293
67	28	29	25,197	0	44	114	3,112453
68	16	148	25,981	0	0	95	3,019339
69	114	146	26,766	0	0	130	2,93472
70	51	61	27,551	0	0	87	3,127877
71	15	73	28,413	0	0	121	3,147038
72	34	147	29,307	0	0	84	3,074579
73	2	9	30,208	0	25	76	3,002133
74	36	44	31,115	33	5	101	2,919008
75	11	24	32,023	7	0	97	3,018047
76	2	6	32,990	73	0	91	2,978728
77	37	49	33,972	48	0	96	2,913005
78	7	19	34,962	43	58	110	2,890569
79	85	86	35,973	0	0	90	2,838147
80	89	101	36,994	14	42	107	2,82398
81	100	119	38,038	0	31	109	2,788045
82	75	108	39,099	21	0	109	2,955303
83	106	124	40,254	0	63	106	2,987662
84	17	34	41,457	41	72	114	2,929787

Tabela 12 – Planejamento de aglomeração pela ligação de Ward.

(continuação)

Estágio	Cluster combinado		Coeficientes	O cluster de estágio é exibido primeiro		Próximo estágio	
	Cluster 1	Cluster 2		Cluster 1	Cluster 2		
85	91	93	42,672	59	2	107	2,928779
86	62	64	43,921	55	29	104	2,896236
87	42	51	45,193	53	70	100	2,846045
88	110	130	46,480	26	0	111	2,875669
89	79	141	47,816	62	0	108	2,843651
90	72	85	49,176	0	79	118	2,870773
91	2	12	50,588	76	0	122	2,923322
92	32	33	52,066	0	0	110	3,004199
93	14	18	53,631	0	0	119	2,957972
94	68	71	55,217	0	47	132	2,915213
95	1	16	56,827	40	68	119	2,885413
96	37	40	58,466	77	0	113	2,899807
97	3	11	60,162	37	75	122	2,884153
98	53	65	61,897	0	52	127	2,896124
99	102	103	63,690	65	32	105	2,896068
100	42	48	65,534	87	0	112	2,908719
101	36	55	67,440	74	46	125	2,85942
102	138	140	69,369	0	0	120	2,988369
103	121	142	71,442	54	60	125	2,903394
104	45	62	73,516	64	86	121	3,253159
105	102	123	75,907	99	0	126	3,170436
106	106	125	78,314	83	15	139	3,276235
107	89	91	80,880	80	85	128	3,236241
108	79	132	83,497	89	49	134	3,186695
109	75	100	86,158	82	81	128	3,093101
110	7	32	88,823	78	92	129	3,092432
111	109	110	91,570	34	88	131	3,008989
112	42	50	94,325	100	45	127	2,977057
113	35	37	97,133	61	96	136	2,943399
114	17	28	99,992	84	67	133	3,013309
115	69	107	103,005	66	0	132	3,109862
116	13	26	106,209	12	0	137	3,060059
117	10	83	109,459	56	28	129	3,190719
118	22	72	112,951	50	90	123	3,163101
119	1	14	116,524	95	93	133	3,715745
120	138	139	120,854	102	0	124	3,61783
121	15	45	125,226	71	104	134	3,717276
122	2	3	129,881	91	97	135	3,777514
123	22	87	134,787	118	0	138	3,682727
124	90	138	139,751	0	120	143	3,858731
125	36	121	145,144	101	103	143	3,73146
126	102	105	150,560	105	0	130	3,673675

Tabela 12 – Planejamento de aglomeração pela ligação de Ward.

(conclusão)

Estágio	Cluster combinado		Coeficientes	O cluster de estágio é exibido primeiro		Próximo estágio	
	Cluster 1	Cluster 2		Cluster 1	Cluster 2		
127	42	53	156,091	112	98	136	3,705662
128	75	89	161,875	109	107	131	3,632153
129	7	10	167,755	110	117	135	3,839833
130	102	114	174,196	126	69	139	4,772767
131	75	109	182,510	128	111	140	5,026954
132	68	69	191,685	94	115	140	6,179956
133	1	17	203,531	119	114	142	5,899063
134	15	79	215,537	121	108	141	5,621134
135	2	7	227,653	122	129	137	6,306766
136	35	42	242,010	113	127	138	6,316819
137	2	13	257,298	135	116	142	8,001444
138	22	35	277,885	123	136	147	7,816605
139	102	106	299,606	130	106	145	7,572892
140	68	75	322,295	132	131	141	8,852675
141	15	68	350,827	134	140	144	9,91251
142	1	2	385,603	133	137	146	11,84623
143	36	90	431,282	125	124	144	12,03862
144	15	36	483,203	141	143	145	14,14036
145	15	102	551,529	144	139	146	15,64166
146	1	15	637,797	142	145	147	15,24034
147	1	22	735,000	146	138	0	-100

Fonte: Resultado da Pesquisa

IMAGENS ILUSTRATIVAS DA PESQUISA

VARIAÇÃO ESPACIAL DOS ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO EM SISTEMA
INTEGRAÇÃO LAVOURA-PECUÁRIA-FLORESTA



Figura 30 – Sistema integração Lavoura – Pecuária - Floresta em Terra Alta – PA.



Figura 31 – Detalhe das fileiras de árvores (Mogno africano) no sistema iLPP.



Figura 32 – Cultura do milho utilizada nos três primeiros anos do sistema iLPF.



Figura 33 – Cultura do feijão caupi utilizada em sucessão ao milho no sistema iLPF.



Figura 34 – Detalhe da pastagem Brachiara após o quarto ano de implantação do sistema iLPF.



Figura 35 – Detalhe do amostrador de solo indeformado.



Figura 36 – Detalhe da amostra de solo indeformada no anel de aço.



Figura 37 – Detalhe da extração da amostra do solo indeformada.



Figura 38 – Detalhe da remoção da amostra indeformada no perfil do solo.



Figura 39 – Retirada do bloco de solo com o anel de aço da amostra indeformada.



Figura 40 – Detalhe do bloco de solo com o anel de aço com solo indeformado.



Figura 41 – Amostra do solo indeformada com a pastagem e as árvores do iLPF ao fundo.



Figura 42 – Detalhe da limpeza do anel de aço com a amostra indeformada.



Figura 43 – Amostra do solo indeformada sendo preparada para armazenamento.