



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO OESTE DO PARÁ
PRO-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO E INOVAÇÃO TECNOLÓGICA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM RECURSOS NATURAIS DA AMAZÔNIA**

**CARACTERIZAÇÃO FÍSICA E QUÍMICA DO SOLO SOB
DOIS CASTANHAIS NATIVOS E VARIABILIDADE
ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E QUÍMICOS DE UM
SOLO SOB FLORESTA OMBRÓFILA DENSE**

EVERTON ARAÚJO CAVALCANTE

**Santarém – PA,
Junho de 2017**

EVERTON ARAÚJO CAVALCANTE

**CARACTERIZAÇÃO FÍSICA E QUÍMICA DO SOLO SOB
DOIS CASTANHAIS NATIVOS E VARIABILIDADE
ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E QUÍMICOS DE UM
SOLO SOB FLORESTA OMBRÓFILA DENSA**

ORIENTADOR: PROF. DR. RAIMUNDO COSME DE OLIVEIRA JUNIOR
Pesquisador Embrapa Amazônia Oriental

Dissertação apresentada à Universidade Federal do Oeste do Pará – UFOPA, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Ciências Ambientais, junto ao Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Recursos Naturais da Amazônia.

Área de concentração: Processos de Interação Biosfera Atmosfera.

Santarém,
Junho de 2017

CARACTERIZAÇÃO FÍSICA E QUÍMICA DO SOLO SOB DOIS CASTANHAIS NATIVOS E VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E QUÍMICOS DE UM SOLO SOB FLORESTA OMBRÓFILA DENSA

Esta dissertação foi julgada adequada para a obtenção do Título de Mestre em Ciências Ambientais, Área de concentração: Processos de Interação Biosfera Atmosfera. Aprovada em sua forma final pelo programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Recursos Naturais da Amazônia, nível de mestrado, da Universidade Federal do Oeste do Pará – UFOPA, em 26 de junho de 2017.

Prof. Dr. Troy Patrick Beldini (UNIVERSIDADE FEDERAL DO OESTE DO PARÁ) – Coordenador do PGRNA

Apresentada à Comissão Examinadora, integrada pelos Professores:

Prof. Dr. Troy Patrick Beldini (PGRNA – UFOPA)
Examinador 01

Prof. Dr. José Augusto Amorim Silva do Sacramento – (IBEF – UFOPA)
Examinador 02

Prof. Dr. Eloi Gasparin – (IBEF – UFOPA)
Examinador 03

Prof. Dr. Raimundo Cosme de Oliveira Junior (Embrapa Amazônia Oriental)
Orientador

Santarém, junho, 2017.

DEDICATÓRIA

Ofereço e dedico este trabalho à minha mãe Zulene e minha avó Zuleide, que contribuíram sempre com muito amor e carinho em todas as etapas por mim vividas e aos meus queridos filhos.

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Raimundo Cosme de Oliveira Junior pela orientação neste trabalho e todo apoio e auxílio nas análises dos dados;

A Embrapa, através do projeto MapCast (Mapeamento de Castanhais Nativos e Caracterização Socioambiental e Econômica de Sistemas de Produção da Castanha-do-Brasil na Amazônia), por todo apoio fornecido;

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), pelo apoio financeiro;

À Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Recursos Naturais da Amazônia, pela oportunidade;

A todos os professores do PPGRNA por todo ensinamento e experiências compartilhadas;

Aos colegas da turma de 2015 por todos os momentos divididos;

A querida amiga Wayka Preston, por ter sido minha maior incentivadora a encarar esse desafio, assim como ao amigo Francisco Erivan “Chicó” por toda ajuda e apoio concedido;

Aos meus amigos Diego Ribeiro e Paulo Santos, pela grande ajuda para com a análise dos dados;

A querida Josiane, que, de forma muito especial, contribuiu para que esse trabalho fosse conduzido até o final;

Aos amigos da Secretaria de Estado de Meio Ambiente e Sustentabilidade pelo apoio e incentivo constante;

Aos meus familiares, pelo apoio, torcida e carinho de sempre;

E a todos que contribuíram à sua maneira, estendo meus sinceros agradecimentos.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	vi
LISTA DE FIGURAS	vii
INTRODUÇÃO	1
REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	6
As castanheiras	6
A Floresta Ombrófila Densa	9
Geoestatística	10
Interação Solo x Floresta	21
OBJETIVOS	24
Objetivo Geral	24
Objetivo Específico	24
REFERÊNCIAS	25
CAPÍTULO I	32
RESUMO	33
ABSTRACT	34
INTRODUÇÃO	35
MATERIAIS E MÉTODOS	37
Caracterização da Área de Estudo	37
Castanhal – I	37
Castanhal – II	38
Coleta de dados e análise das amostras	39
RESULTADOS E DISCUSSÃO	41
Análise Granulométrica e Parâmetros Físicos	41
Parâmetros Químicos	44
CONCLUSÃO	51
REFERÊNCIAS	52
CAPÍTULO 2	56
RESUMO	57
ABSTRACT	58
INTRODUÇÃO	59
MATERIAL E MÉTODOS	61
Coleta dos dados e análise dos atributos físicos e químicos	62
Análise dos Dados	63
RESULTADOS E DISCUSSÃO	65
CONCLUSÃO	75
REFERENCIAS	76

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estatística descritiva para as variáveis argila, silte, areia, na profundidade 0,0 a 0,20m em solos sob dois castanhais nativos, na FLONA Tapajós - Pará e na Resex do Rio Cajari – Amapá.	42
Tabela 2. Estatística descritiva para as variáveis pH, carbono (C), nitrogênio (N), fósforo (P), cobre (Cu), potássio (K), sódio (Na), zinco (Zn), manganês (Mn), cálcio (Ca), magnésio (Mg), alumínio (Al) e ferro (Fe), na profundidade de 0-20cm de solo sob dois ca	48
Tabela 3. Estatística descritiva dos atributos físicos e químicos do solo.	67
Tabela 4 Resultados da análise geoestatística dos atributos físico e químico do solo sob floresta nativa na Floresta Nacional do Tapajós.....	69

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Exemplo de semivariograma	15
Figura 2. Representação gráfica dos modelos teóricos de semivariogramas esféricos, exponenciais e gaussiano.	17
Figura 3. Representação do modelo considerado efeito pepita puro.	19
Figura 4. Localização do castanhal - I.	37
Figura 5. Localização do castanhal - II.	39
Figura 6. Amostragem sistemática.	40
Figura 7. Mapas de contorno do teor de argila, silte e microporosidade do solo sob o castanhal I, na profundidade de 0-0,20m.	43
Figura 8. Mapas de contorno do teor de argila, silte, areia total e macroporosidade do solo sob o castanhal II, na profundidade de 0-0,20m.	44
Figura 9. Mapa de contorno dos teores de alumínio, cálcio, cobre e manganês do solo sob o castanhal I, na profundidade de 0-0,20m.	45
Figura 10. Mapa de contorno dos teores de ferro, manganês, zinco e potássio no solo sob o castanhal II, na profundidade de 0-0,20 m.	45
Figura 11. Mapa de contorno dos teores de alumínio, pH, carbono e sódio no solo sob o castanhal I, na profundidade de 0 – 0,20m.	50
Figura 12. Mapa de contorno dos teores de alumínio, pH, carbono e sódio no solo sob o castanhal II, na profundidade de 0 – 0,20m.	50
Figura 13. Localização da área de estudo na Flona Tapajós, Belterra-Pará.	63
Figura 14. Efeito pepita puro dos atributos matéria orgânica, manganês e cobre.	68
Figura 15. Semivariograma ajustado ao modelo exponencial para as variáveis argila, silte, e modelo gaussiano para areia total e mapa de isolinhas obtido a partir da krigagem.	71
Figura 16. Semivariograma ajustado ao modelo exponencial para as variáveis Fe, pH, alumínio, e mapa de isolinhas obtido a partir da krigagem.	72
Figura 17. Semivariograma ajustado ao modelo exponencial para as variáveis Fe, pH, alumínio, e mapa de isolinhas obtido a partir da krigagem.	73
Figura 18. Semivariograma ajustado ao modelo esférico para a variável Na, e mapa de isolinhas obtido a partir da krigagem.	73
Figura 19. Semivariograma ajustado ao modelo gaussiano as variáveis cálcio + magnésio e potássio e mapa de isolinhas obtido a partir da krigagem.	74

INTRODUÇÃO

Os ecossistemas amazônicos contribuem com importantes bens e serviços ambientais em âmbitos local, regional e global. Oferta de alimento e água, regulação climática e conservação da diversidade biológica são alguns desses bens e serviços. O desenvolvimento socioeconômico da região, por meio de estratégias de manejo agropecuário e florestal condizentes com a manutenção desses importantes serviços ambientais, constitui um dos grandes desafios da atualidade (SOUZA et al., 2008).

As constantes pressões antrópicas sobre os recursos naturais amazônicos, em razão do aumento pela sua procura e as diversas técnicas de manejo adotadas, sejam de cultivo e/ou exploração, geram uma demanda de conhecimento e estudos a respeito das interações que ocorrem nestes ecossistemas. Amaral (2010), aponta que os estudos detalhados dos componentes de um ecossistema florestal, como por exemplo, o solo e a comunidade arbórea, servem de subsídios ao desenvolvimento e aperfeiçoamento das técnicas de conservação, preservação, silviculturais e de manejo, visando sua operacionalidade e sustentabilidade.

O estudo da relação entre as características físicas e químicas do solo, ou seja, de seus atributos visando o enfrentamento das principais limitações à produção de uma determinada área ou região, parece-nos cada vez mais essencial quando se tem como objetivo o manejo racional do cultivo e do solo, evitando-se assim a possível exaustão química e a degradação de seus atributos físicos, objetivando à máxima produtividade sustentável, assim como o conhecimento das condições de suas características referente à qualidade do solo (SILVA, 1997).

Estudar as dinâmicas das propriedades dos solos é um processo importante em áreas em que o solo é submetido a diferentes práticas, pois pode indicar alternativas de manejo além de possibilitar estimativas de respostas dos atributos do solo em função de determinadas práticas realizadas (SANTOS, et al., 2009).

De acordo com Reichert et al. (2007), o solo é um meio poroso com estrutura e biologicamente ativo, que se desenvolveu (e continua se desenvolvendo) na crosta da superfície terrestre. O solo pode ser imaginado como sendo a pele que reveste o planeta Terra. A pedosfera é, portanto, o envelope da Terra onde os solos ocorrem e sua formação é atuante, sendo esta componente fundamental dos ecossistemas terrestres e produto da interação entre atmosfera (ar), biosfera (vida), litosfera (rochas

e seus minerais) e hidrosfera (água), dessa forma, contribui para o balanço de energia, o ciclo da água, a ciclagem de nutrientes e a produtividade do ecossistema.

Ainda o mesmo autor atribui ao solo a capacidade de sustentação física das plantas (através de suas raízes) e fornecimento de água e nutrientes durante o crescimento e desenvolvimento vegetal. Os organismos autotróficos são capazes de realizar fotossíntese e converter gás carbônico numa diversidade de compostos orgânicos e, para isso, necessitam de nutrientes e água do solo.

Os atributos físicos e químicos do solo podem ser fatores condicionantes do crescimento e desenvolvimento da vegetação. Deve-se, portanto, observar as exigências de cada espécie para se obter, por exemplo, sucesso em projetos de reconstituição de áreas degradadas, podendo as mesmas serem utilizadas como importantes indicadores de sustentabilidade do ambiente (CAÇADOR, 2007). Ao mesmo tempo, Costa et al. (2008), afirma que a remoção da cobertura vegetal e a implantação de atividades agrícolas, devido às ações que envolvem as diferentes formas de uso e manejo do solo, provocam alterações nesses atributos.

Considerando o contexto histórico em que está inserido a ocupação da Amazônia, admite-se que o extrativismo foi um dos grandes motivos para o início desse processo. Dentre os diversos produtos fornecidos pela floresta, seja ele madeireiro ou não madeireiro, se destaca a castanha-do-Brasil por ser uma atividade que atualmente garante a subsistência de milhares de famílias, movimentando os mercados local, nacional e internacional.

Conforme Locatelli, Vieira e Gama (2005), a análise química do solo de um plantio de castanha-do-Brasil, em Porto Velho, Rondônia, demonstrou que a espécie apresenta bom desenvolvimento em altura e diâmetro quando em solos com pH ácido, baixos valores de saturação de bases, solo distrófico, baixa capacidade de troca de cátions e altíssimos valores de saturação de alumínio.

Dessa maneira, Aparício (2011), com a finalidade de entender o ciclo produtivo da castanheira e utilizá-lo como chave na mitigação de prejuízos econômicos e ambientais, relacionou os atributos do solo de um castanhal com a produção de frutos.

Já as florestas, como recurso natural, exercem um importante papel na melhoria da qualidade nutricional e características físicas dos atributos de um solo. O estudo desses atributos se torna essencial quando se objetiva, o manejo racional, produtividade sustentável e predição dos ecossistemas florestais, pois ambos, floresta e solo, encontram-se interligados (WOJCIECHOWSKI, 2009).

Além disso, as florestas proporcionam grandes benefícios ao solo, uma vez que reduzem a compactação e a erosão, mediante a atenuação progressiva do impacto da chuva, em virtude da existência de vários extratos na vegetação e da serrapilheira formada sobre o solo (SILVA et al., 1997).

Na Mata do Galego, município de Luminárias- MG, Rodrigues et al. (2007) observaram variações no solo florestal quanto à textura e fertilidade ao longo de um gradiente topográfico, sendo, portanto, refletidas pela abundância de algumas espécies. Muitas espécies tiveram suas distribuições restritas a solos mais férteis ou a solos menos férteis. Em florestas tropicais sobre solos de baixa fertilidade, o teor de matéria orgânica depositado nas camadas superficiais do solo é a principal fonte de nutrientes às plantas (MELO, 2004).

Muitos estudos vêm sendo realizados em áreas florestais, tanto para caracterizar a flora em si, como também os atributos químicos e físicos dos solos. Porém, nem sempre esses estudos levam em consideração a dependência que uma variável amostrada em um ponto apresenta em relação aos pontos vizinhos amostrados, ou ainda, esses trabalhos não mostram visualmente o comportamento da variável ao longo da área de estudo (AMARAL, 2010).

Os processos de formação, cobertura, tipos de uso e manejo, influenciam as características e propriedades dos solos nos quais exprimem variabilidades que podem ser dependentes ou não do ponto de vista espacial. Essa variabilidade pode não ser detectada pela estatística clássica ou métodos convencionais de amostragem, por considerar que as variações entre as amostras ocorrem de forma casual, independente e normalmente distribuída (DOURADO NETO, 1989).

O conhecimento da variabilidade espacial de atributos do solo constitui-se num importante meio de diagnóstico de qualidade sob o ponto de vista da fertilidade, propicia a utilização de práticas adequadas de manejo e a condução de políticas de uso e conservação desse importante recurso natural não renovável (SPIAZZI, 2011).

A variabilidade espacial diz respeito à variação das propriedades de algum atributo que possa ser espacializado, ou seja, possui coordenadas. Essas coordenadas podem ser atribuídas arbitrariamente ou podem ser as próprias coordenadas geográficas do ponto amostrado onde o atributo será mensurado (VIERA, 2000; ORTIZ, 2002).

A variabilidade espacial de algumas características do solo vem sendo uma das preocupações de pesquisadores praticamente desde o início do século, visto que

Camargo (2001) relatou que Smith (1910) estudou a disposição de parcelas no campo em experimentos de rendimento de variedades de milho, numa tentativa de eliminar o efeito de variações do solo, Montgomery (1913), preocupado com o efeito do nitrogênio no rendimento do trigo, realizou um experimento em 224 parcelas, medindo o rendimento de grãos, Waynick e Sharp (1919), que também estudaram variações de nitrogênio e o carbono no solo, entre vários outros autores.

A variabilidade dos atributos do solo é frequentemente descrita pela estatística clássica, a qual assume que a média de determinada variável em uma unidade amostral é a esperança do valor da variável em toda a unidade, com a estimativa do erro expressa pela variância. Entretanto, estudos têm mostrado que atributos do solo, geralmente, não ocorrem de maneira aleatória no espaço, mas segundo um arranjo estrutural com uma dimensão característica, que é seu domínio, e que corresponde à distância dentro da qual há interdependência dos valores medidos. (TRANGMAR et al., 1985).

Segundo Matheron (1963), o ponto de partida para o desenvolvimento da Geoestatística foi devido à inabilidade da estatística clássica em considerar o aspecto espacial de um fenômeno, que constitui a feição mais importante num estudo geológico.

Análises estatísticas clássicas que consideram a independência entre as amostras, baseadas na média, vêm sendo substituídas por análises geoestatísticas fundamentadas na teoria das variáveis regionalizadas (ISAKS e SRIVASTAVA, 1989), por intermédio do semivariograma e da dependência espacial (SOUZA et al., 2004).

SOUZA et al. (2007), estudando os atributos de fertilidade em um Latossolo Vermelho cultivado com cana-de-açúcar, observaram que poderiam ser delimitadas zonas de manejo que poderiam receber taxas diferenciadas de calcário, variando de 0 a 2,1 t ha⁻¹ para corrigir a acidez do solo. No manejo convencional, sem levar em conta a variabilidade espacial, seria necessário 1,5 t ha⁻¹ de calcário, implicando que 72% da área receberiam uma dose acima da desejada e 28% não teria a acidez do solo corrigida.

No Brasil, ainda são poucos os trabalhos que abordam o comportamento dos atributos do solo sobre o ponto de vista espacial, sendo ainda mais raro esse estudo, em solos sob florestas naturais (WOJCIECHOWSKI, 2009).

O interesse pode concentrar-se em um ou mais pontos específicos da área ou na obtenção de uma malha de pontos interpolados, de modo a permitir a visualização do comportamento da variável na região, o que é obtido empregando-se a interpolação por krigagem. Segundo Gonçalves (1997) e Silva Júnior (1984), este interpolador pondera os vizinhos do ponto a ser estimado, obedecendo aos critérios de não tendenciosidade e mínima variância.

Atualmente, mais de 55 mil pessoas têm seu sustento no extrativismo da castanha-do-brasil. Recomendações de práticas de manejo de castanhais nativos são encontradas em diferentes tipos de documentos técnicos, onde em praticamente todos os casos seguem critérios padronizados para melhoria da qualidade do produto e sustentabilidade da atividade ao longo das gerações. Considerando a extensão e as peculiaridades das regiões da Amazônia, o que predomina, ainda hoje, é um baixo nível tecnológico, relacionado principalmente aos aspectos do sistema de produção.

O estudo realizado faz parte do projeto MapCast. O projeto MapCast “Mapeamento de castanhais nativos e caracterização socioambiental e econômica de sistemas de produção da Castanha-do-Brasil na Amazônia”, coordenado pela Empresa Brasileira de Pesquisa e Agropecuária (Embrapa Amazônia Ocidental) está sendo desenvolvido visando estudos mais aprofundados acerca dos ambientes naturais de ocorrência de castanheiras, com intuito de apoiar ações de manejo, buscando também ampliar o conhecimento das diversas relações sociais e econômicas envolvidas na atividade extrativista da castanha, a fim de fortalecer sua cadeia de valor na Amazônia Brasileira.

Este trabalho tem como intuito testar as hipóteses na qual assumem que as diferenças litológicas interferem nas propriedades químicas e físicas dos solos, explorar, por meio da estatística descritiva, o comportamento dessas propriedades do solo sob dos castanhais nativos e observar a variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos de um solo sob um floresta ombrófila densa, por meio de técnicas da geoestatística.

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

As castanheiras

A castanha do brasil (*Bertholletia excelsa*, H.B.K.), é também conhecida como castanha verdadeira, castanheiro, castanha-do-pará, castanha-do-maranhão e castanha-do-brasil. É uma planta nativa da Amazônia e uma das mais importantes espécies de exploração extrativista. A castanheira (*Bertholletia excelsa* H.B.K.), pertencente à família Lecythidaceae é considerada uma das plantas de maior valor da floresta amazônica. Árvore de grande porte que pode atingir até 50 m de altura e 2 m de diâmetro na base. Apresenta fuste retilíneo, cilíndrica, sem sapopemas, desprovido de galhos até a copa, com casca marrom-escura e fendida longitudinalmente (CORRÊA, 1931). Sua madeira é de ótima qualidade para construção civil e naval, bem como para esteios e obras externas. Pode também ser considerada como boa fonte de celulose (LOUREIRO et al., 1979).

Na América do Sul as florestas com a presença de castanheiras cobrem uma superfície de aproximadamente 325 milhões de hectares (STOIAN, 2004), abrangendo a Venezuela, a Colômbia, o Peru, a Bolívia e as Guianas. No entanto, as formações mais compactas ocorrem no Brasil (LORENZI, 2000).

A família Lecythidaceae é predominantemente neotropical, com florescimento, na maioria das espécies durante a estação seca (MORI e PRANCE, 1990). O início da floração e frutificação varia de acordo com a região, porém, de maneira geral, a castanheira-do-brasil floresce de outubro a dezembro e frutifica de janeiro a março (PRANCE, 1990).

Seu fruto, também chamado de ouriço, é uma cápsula de aproximadamente 15 centímetros de diâmetro que se assemelha ao endocarpo do coco no tamanho, seu peso variável podendo atingir de 500 a 1500 g, possuindo de 15 a 24 sementes (castanhas)/ouriço. A semente possui um formato triangular, com 4 a 7 cm de comprimento e possui a casca bastante dura e rugosa (MÜLLER et al., 1995)

O amadurecimento ocorre entre 12 e 15 meses (SOUZA, 1984). Durante a floração e o desenvolvimento dos frutos novos, a castanheira conserva os frutos velhos e quase maduros (MORITZ, 1984). Sendo comum encontrar frutos em diferentes estágios de desenvolvimento em um mesmo indivíduo (MAUÉS, 2002).

A castanheira-do-brasil desenvolve-se bem em regiões de clima quente e úmido, sendo que as maiores concentrações da espécie ocorrem em regiões onde

predominam os tipos climáticos tropicais chuvosos, com a ocorrência de períodos de estiagem definidos (MÜLLER et al., 1995).

Clement (2016), assegura que é uma espécie encontrada principalmente em solos pobres, bem estruturados e drenados, argilosos ou argilo-arenosos, sendo que sua maior ocorrência é nos de textura média a pesada. Não é encontrada em áreas com drenagem deficiente nem em solos excessivamente compactados, dando-se bem em terras firmes e altas. Vegeta naturalmente em clima quente e úmido. Ocorre em áreas onde a precipitação média varia de 1400 a 2800 mm/ano, e onde existe um déficit de balanço de água por 2-5 meses.

Dados provenientes de áreas de plantio têm mostrado que a espécie exibe bom crescimento em altura e diâmetro ainda que em solos de baixa fertilidade, que apresentam pH ácido, baixos valores de saturação de bases (V%) que é a quantidade de nutrientes como cálcio (Ca), magnésio (Mg), potássio (K) presentes no solo comparados com o hidrogênio-H (responsável pela acidez) e Alumínio-Al (tóxico), solo distrófico (porcentagem de saturação por bases (V) inferior a 50%, caracterizando solos de fertilidade média ou baixa, baixa capacidade de troca de cátions (CTC) que corresponde ao total de cargas negativas que o solo apresenta, responsável por segurar os nutrientes no solo, como Ca, Mg, K e altíssimos valores de saturação de alumínio (para a maioria das culturas esse elemento químico é tóxico, não sendo um nutriente) (LOCATELLI, 2015) .

Segundo Locatelli, et al., (2005), a análise química do solo de plantio de castanheira-do-brasil (Argissolo Vermelho Amarelo distrófico plíntico, textura argilosa), em Porto Velho, Rondônia, demonstrou que a castanheira-do-brasil apresenta bom desenvolvimento em altura e diâmetro quando em solos com pH ácido, baixos valores de saturação de bases, solo distrófico, baixa capacidade de troca de cátions e altíssimos valores de saturação de alumínio.

Camargo (1997) descreve a ocorrência dessa espécie nas regiões de planalto que separa as bacias formadas pelos afluentes do rio Amazonas, principalmente nos altos Moju e Tocantins, Estado do Pará, nos vales dos rios Solimões, Madeira, Maués, Purus e Negro (Estado do Amazonas), vale do Orinoco (Venezuela), nos vales do rio Papagaios e Juruena no Estado de Mato Grosso e na região amazônica do Estado do Maranhão. Segundo Müller et al. (1980), a dispersão natural da espécie ocorre entre os paralelos de 5° de latitude norte e 14° de latitude sul abrangendo desde o Alto Orinoco até o Alto Beni, incluindo as regiões amazônicas da Venezuela, Colômbia,

Peru, Equador, Bolívia e Guianas; entretanto as formações mais numerosas e compactas estão no Brasil, nos estados do Pará, Mato Grosso, Amazonas, Amapá e Acre. Apesar da existência de plantios, a produção comercial depende exclusivamente de florestas naturais (MORI, 1992; ORTIZ, 1995).

É caracterizada como uma planta social porque ocorre em determinados locais em grandes frequências e sempre associada com outras árvores; esses locais de concentração são chamados de reboleiras, aglomerados ou agregados; em alguns locais, os castanhais podem conter de 50 a 100 indivíduos, cobrindo frequentemente uma área de 5 a 10 hectares, muitas vezes separados por distâncias superiores a 1 km (COELHO et al., 2005).

A castanheira-do-Brasil (*Bertholletia excelsa*, H.B.K.), é uma espécie utilizada por povos extrativistas como um recurso para geração de renda por meio da floresta. Serve como alimento para vários animais silvestres como a cotia, macaco, cotiara, arara, etc. A castanha também é utilizada para consumo humano, seja “in natura” ou como produtos produzidos a partir da amêndoa, tais como: doces, tortas, farinha, biscoito, sorvetes, picolé e outros subprodutos (MULLER et al., 1995).

O fruto da castanheira é o produto florestal não madeireiro (PFNM) mais conhecido e solidamente estabelecido nos mercados doméstico e de exportação há mais de um século, constituindo-se na única colheita de sementes comercializada internacionalmente que é feita exclusivamente em florestas tropicais primárias (PETERS, 1994; CLAY, 1997; PERES et al., 2003).

Homma (2004) cita que a exploração de castanha do Brasil, tornou-se a principal atividade econômica na região amazônica, desde o declínio da exploração de borracha. Esta atividade vem sustentando milhares de extrativistas e toda uma oligarquia decorrente dessa riqueza. Considerada símbolo de sustentabilidade, a castanheira é tida como um recurso fundamental para a conservação da Amazônia (CLAY, 1997). Pois, além do baixo impacto ecológico da atividade de coleta, aliado a existência de mercados potenciais, nacional e internacional, é uma fonte econômica para milhares de pessoas na Amazônia (ALLEGRETTI, 1992).

O interesse mundial pelos produtos florestais não-madeireiros (PFNMs) é notório, evidenciado pela crescente demanda de consumidores e indústrias por produtos naturais e pela massificação do paradigma do socioambientalismo, que tem como premissa o desenvolvimento sustentável baseado no uso dos recursos naturais,

na valorização da floresta em pé e na necessidade de conservação dos ecossistemas florestais (PROJETO KAMUKAIA, 2008).

A produção da espécie, ou seja, a quantidade de frutos, geralmente é bastante baixa, apenas 0,28 a 0,40% das flores produzidas vingam em frutos e, grandemente influenciada pela visitação das abelhas do gênero *Bombus* sp., seus polinizadores potenciais (PINHEIRO; ALBUQUERQUE, 1968; CAVALCANTE, 2008).

Para Kainer et al. (2007), a produção média da população varia em função de condições ambientais para um mesmo indivíduo entre diferentes anos e uma enorme variação entre indivíduos de uma mesma população.

A produção de castanha-do-pará, em 2013, foi de 38.300 toneladas, representando um ligeiro decréscimo de 1,3% em relação à obtida em 2012. Participaram dessa produção os Estados do Acre (13.599 toneladas), Amazonas (11.785 toneladas), Pará (9.023 toneladas), Rondônia (1.689 toneladas), Mato Grosso (1.596 toneladas), Amapá (438 toneladas) e Roraima (171 toneladas) IBGE, (2013).

A Floresta Ombrófila Densa

A América do Sul tem cerca de 885 milhões de hectares de florestas que correspondem a 54% das florestas tropicais úmidas do planeta. (FAO, 2001) Dentro dela, a Amazônia é a região que possui maior reserva contínua, cobrindo uma área de aproximadamente 250 milhões de hectares (HIGUCHI et al., 2000).

A Floresta Ombrófila Densa é o tipo de vegetação dominante na Região Norte. Estende-se por vasta área da Depressão da Amazônia Setentrional, grande parte do Planalto do Amazonas-Orenoco a norte de Roraima e recobre praticamente a totalidade da superfície caracterizada como depressão da Amazônia Central, abrangendo a maior parte da área do Pará, Amazonas, Amapá e Roraima (IBGE, 1990).

Também denominada floresta densa tropical úmida, floresta equatorial ou floresta pluvial tropical latifoliada, para só citar algumas de suas designações, encaixa-se perfeitamente no conceito de *rain-forest* (RICHARDS, 1952). O termo Floresta Ombrófila Densa, criado por Ellenberg e Mueller-Dombois (1967), substitui pluvial (de origem latina) por Ombrófila (de origem grega), ambos com o mesmo significado “amigo das chuvas”. Além disso, os autores empregaram pela primeira vez os termos Densa e Aberta como divisão das florestas dentro do espaço intertropical, muito

embora este tipo de vegetação seja conhecido também pelo nome original dado por Schimper (1903) e reafirmado por Richards (1952) de “Floresta Tropical Pluvial”.

Aceitou-se a designação de Ellenberg e Mueller-Dombois (1967), porque as duas fisionomias ecológicas ocorrem tanto na Amazônia como nas áreas costeiras, justificando-se assim o uso da terminologia mais recente (IBGE, 2012).

Este tipo de vegetação é caracterizado por fanerófitos - subformas de vida macro e mesofanerófitos, além de lianas lenhosas e epífitas em abundância, que o diferenciam das outras classes de formações. Porém, sua característica ecológica principal reside nos ambientes ombrófilos que marcam muito a “região florística florestal”. Assim, a característica ombrotérmica da Floresta Ombrófila Densa está presa a fatores climáticos tropicais de elevadas temperaturas (médias de 25° C) e de alta precipitação, bem-distribuída durante o ano (de 0 a 60 dias secos), o que determina uma situação bioecológica praticamente sem período biologicamente seco (VELOSO, 1991).

As duas áreas deste tipo de vegetação são constituídas por árvores que variam de médio a grande porte com gêneros típicos que as caracterizam muito bem: na Amazônia *Hevea*, *Bertholetia* e *Dinizia*; na encosta atlântica, até o rio Doce, *Parkia*, *Manilkara* e *Attalea*; daí até Osório, *Ocotea*, *Euterpe* e *Talauma*. Neste tipo florestal é comum a presença de trepadeira lenhosas, palmeiras e epífitas em abundância (IBGE, 1997). Esta floresta apresenta, nas planícies que acompanham o rio Amazonas e seus grandes afluentes, duas formações aluviais regionalmente conhecidas como matas de várzea. As suas formações altitudinais acham-se relacionadas às latitudes e para a Amazônia, entre os 4°N e 10°S, estão as formações das “terras baixas”, situadas entre 5 m e 100 m de altitude; as formações “submontanas” dos 600 até os 2000 m de altitude; e as “alto-montanas”, situadas acima do limite superior extremo das florestas montanas (VELOSO, 1982).

Geoestatística

O professor Georges Matheron, inspirado inicialmente nos trabalhos pioneiros de H.J. de Wijs (DE WIJS, 1951, 1953), professor da Universidade Técnica de Delft, na Holanda, e Daniel G. Krige (KRIGE, 1951), engenheiro de minas que trabalhou nas minas de ouro do Rand, na África do Sul, apresentou, nos anos 1960, uma série de publicações que, por sua importante contribuição para o estudo e formalização da

Teoria das Variáveis Regionalizadas, o distingue como o criador da Geoestatística. (YANAMOTO, 2013).

Tal metodologia recebeu de Matheron o nome Geoestatística para o estudo das chamadas variáveis regionalizadas, ou seja, variáveis com condicionamento espacial, as quais têm um comportamento espacial mostrando características intermediárias entre as variáveis verdadeiramente aleatórias e aquelas totalmente determinísticas (LANDIM, 2003).

O termo Geoestatística surgiu para focar o estudo estatístico de um fenômeno natural, por sua vez, caracterizado pela distribuição no espaço de uma ou mais variáveis, denominadas "variáveis regionalizadas" (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978).

O elemento básico da Geoestatística é a variável regionalizada, cuja variação espacial caracteriza o fenômeno regionalizado que a originou. Estas variáveis possuem características casuais e estruturadas, ou seja, podem assumir localmente qualquer valor segundo uma função de probabilidade e globalmente possuem uma estruturação que pode ser tratada por uma função espacial (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1978).

A Teoria das Variáveis Regionalizadas possui atualmente aplicação em diversos campos das Geociências, predominantemente na cartografia de variáveis originadas de um fenômeno que tenha continuidade no espaço, bem como, na geologia mineira para a avaliação dos mais diversos recursos naturais (STURARO, 2015).

A partir da década de 1980, a metodologia geoestatística passou a ter ampla aplicação, pois, além da lavra e Prospecção Mineira, é utilizada em Agricultura de Precisão, Análise Espacial de Crimes, Cartografia, Climatologia, Ecologia da Paisagem, Engenharia Florestal, Epidemiologia, Geologia Ambiental, Geologia do Petróleo, Geotecnia, Hidrogeologia e Pedologia (YANAMOTO e LANDIM, 2013).

Em estudos ecológicos, a geoestatística é utilizada na detecção e descrição da estrutura de dependência espacial, na otimização amostral (escala de estudo, tamanho e forma da unidade amostral), interpolação e construção de mapas, e na estimação e inferência de variáveis relacionadas ao meio (AUBRY e DEBOUZIE, 2000; 2001).

A análise espacial de dados, utilizando a geoestatística, ganhou impulso em áreas distintas da mineração e da geologia a partir de 1980, com grande aplicabilidade

a ciência do solo. Uma justificativa para tal fato é a facilidade computacional que viabilizou alguns cálculos relativamente trabalhosos nesta metodologia (GUIMARÃES, 2004).

Os métodos geoestatísticos possibilitam a interpretação dos resultados com base na estrutura da variabilidade natural dos atributos avaliados, por considerarem a dependência espacial dentro do intervalo de amostragem. Além disso, esse estudo pode ser feito em áreas de quaisquer tamanhos, abrangendo diversas aplicações, como a hidrologia, sensoriamento remoto, prospecção de petróleo, ciências ambientais, solos e etc (SPIAZZI, 2011).

Para entender a variação espacial do processo aleatório subjacente, deve-se levar em consideração a possibilidade de que o valor de cada ponto no espaço está relacionado, de algum modo, com valores obtidos de pontos situados a certa distância, sendo razoável supor que a influência é tanto maior quanto menor for a distância entre os pontos, conforme (SOARES, 2006). Isso significa que a inferência da continuidade espacial de uma variável regionalizada pode ser feita com valores amostrais tendo como base a estatística de dois pontos.

Alguns métodos estimadores geoestatísticos da autocorrelação espacial são usados como ferramentas de continuidade espacial, tais como: o variograma ou semivariograma, o covariograma e o correlograma. Essas ferramentas são usadas para investigar a magnitude da correlação entre as amostras e sua similaridade ou não com a distância (ZIMBACK, 2001).

O variograma ou semivariograma como mais comumente é chamado, é uma ferramenta básica de suporte às técnicas geoestatísticas, pois permite representar, quantitativamente, a variação de um fenômeno regionalizado no espaço (HUIJBREGTS, 1975). Representa basicamente a hipótese intrínseca, que é utilizada em Geoestatística para expressar a variabilidade espacial numa direção pré definida. (STURARO, 2015).

Segundo Clark, (1979), O semivariograma constitui-se no gráfico das semivariâncias das diferenças dos valores experimentais situados a intervalos regulares. Em condições estacionárias, o valor médio esperado é constante ou zero, o que reduz o semivariograma à média quadrática das diferenças dos valores experimentais. Desta forma, para um conjunto de valores experimentais $z(x)$ e $Z(x+h)$, separados pela distância orientada h , define-se o semivariograma experimental pela expressão:

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

Onde: $\gamma(h)$ = é a semivariância estimada;

$N(h)$ = é o número de pares de valores medidos $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$ separados por um vetor h .

Note que $E[Z(t) - Z(t+h)]$ é a variância dos dados separados por uma distância h , mas, na expressão acima, esta variância está sendo dividida por dois, então se utiliza o prefixo “semi” para distinguir da variância e daí vem o nome semivariância para $g(h)$ e semivariograma para o gráfico de $g(h)$ em função de h (GUIMARÃES, 2004).

O semivariograma fundamenta-se na Teoria das Funções Aleatórias (ISAAKS e SRIVASTAVA, 1989), que apresenta a estimativa experimental dessas estatísticas. Para um local x o valor da variável é representado por $Z(x)$, onde x é o vetor (x, y) e $Z(x_i+h)$ representa o valor da mesma variável para alguma distância h (ou “lag”), em qualquer direção. O semivariograma resume a continuidade espacial para todos os pareamentos (comparação de dois valores) e para todos os h significativos.

Para tornar aplicáveis estes momentos e fazer inferências, utilizar-se a hipótese de estacionaridade espacial, que assume ser constante o valor médio esperado para as diversas localizações, ou ainda, que todos os elementos avaliados pertencem a mesma população. Assim, cada par de dados $z(x)$ e $z(x+h)$, separados pela distância h , é considerado uma realização diferente das variáveis regionalizadas dentro de um fenômeno regionalizante (STURARO, 2015).

Para Vieira (2000), se $\gamma(h)$ depende somente da distância e não da orientação, o semivariograma é denominado isotrópico. Uma outra hipótese da teoria geoestatística é que o semivariograma não depende da posição x , mas sim da natureza e da forma da relação de uma variável regionalizada, entre um ponto e outro qualquer, que depende da distância entre estes dois pontos, e não onde os pares de pontos estão localizados dentro da área. A dependência espacial manifesta-se como uma correlação entre as amostras que diminui à medida que a distância entre os pontos amostrais aumenta, e desaparece completamente quando as distâncias entre

os pontos amostrais é suficientemente grande, os quais, neste caso, são considerados estatisticamente independentes.

Os semivariogramas experimentais são construídos a partir de malhas com disposição regular ou, quando irregulares, posteriormente regularizadas. Os valores observados a serem submetidos à variografia devem ser obtidos de suportes iguais ou então regularizados e os cálculos são feitos em direções previamente estabelecidas, visando a compreensão da variabilidade espacial do fenômeno em estudo.

Após a confecção dos semivariogramas dos valores experimentais, procura-se ajustar um modelo matemático que represente o mais próximo possível a configuração dos mesmos.

Assumida a hipótese intrínseca, e considerando que a associação das variáveis em pontos distintos é maior à medida que mais próximos estes pontos estejam um do outro, a etapa seguinte consiste em descrever e modelar estas relações entre as distâncias e a associação espacial (ORTIZ, 2002).

Embora possa existir uma infinidade de funções que se ajustem aos semivariogramas experimentais, a prática tem mostrado que alguns modelos, fundamentados nas suposições teóricas das variáveis regionalizadas, têm satisfeito a maioria das suas aplicações. Estes modelos podem ser classificados em: Modelos com Patamares, Modelo Esférico, Modelo Gaussiano, Modelo Exponencial, Modelo Aleatório, Modelo sem Patamares (STURARO, 2015).

Os modelos esférico, exponencial, gaussiano, e os lineares sobressaem-se dentre os modelos teóricos de semivariograma (GUERRA, 1988). A Figura-1 representa a análise e o ajuste do semivariograma experimental a um teórico, constituindo a Análise Estrutural.

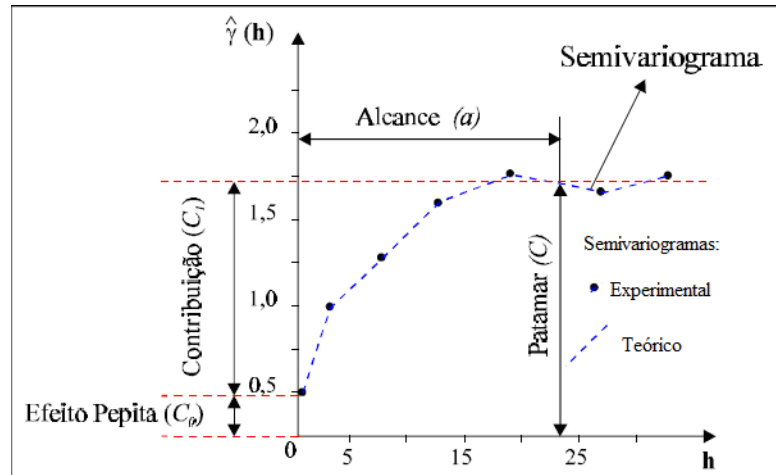


Figura 1. Exemplo de semivariograma
Fonte: Adaptado de Camargo, 2001

Onde:

$\gamma(h)$ = Semivariância;

h = Distância;

C_0 = Efeito Pepita;

C_1 = Contribuição;

C = Patamar ou soleira;

a = Alcance.

Sendo:

Alcance (a): é a distância a partir da qual as amostras passam a ser independentes. Reflete o grau de dependência entre as amostras, ou seja, quanto maior for a amplitude, maior será a homogeneidade entre as amostras, também pode ser chamado de alcance ou “range”. Nesse sentido, conforme Matheron (1963), o semivariograma dá um significado preciso da noção tradicional de zona de influência. A amplitude é a distância que separa o campo estruturado (amostras correlacionadas) do campo aleatório (amostras independentes), ou seja, onde a semivariância cresce em função de h até um determinado ponto onde não se observa mais a continuidade espacial (VIEIRA, 1995).

Patamar (C): é o valor do semivariograma correspondente a seu alcance (a).

Deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras ($\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]$) torna-se invariante com a distância (CAMARGO, 2001), ou ainda corresponde ao ponto onde toda variância da amostra é de influência aleatória,

correspondendo a variância total (S^2) obtida pela estatística clássica (TRANGMAR et al., 1985).

Efeito Pepita (C_0): é o valor da função semivariograma na origem ($h=0$). Teoricamente esse valor deveria ser zero, pois duas amostras tomadas no mesmo ponto deveriam ter os mesmos valores, entretanto quando não é assim, atribui-se, esta diferença, geralmente, a erros de amostragem e/ou de análise. O efeito pepita reflete a variabilidade não explicada em função da distância da amostragem utilizada, como variações locais, erros de análise, erros de amostragem e outros (CAVALCANTE, 2007). Como é impossível quantificar a contribuição individual desses erros, o efeito pepita pode ser expresso como percentagem do patamar, facilitando, assim, a comparação do grau de dependência espacial das variáveis em estudo, o efeito pepita também é chamado de variância aleatória (TRANGMAR et al., 1985).

Contribuição (C_1): é a diferença entre o Patamar (C) e o Efeito Pepita (C_0) (CAMARGO, 2001).

Uma variável regionalizada pode ser representada por três tipos de semivariogramas: o experimental, o verdadeiro e o semivariograma teórico. O experimental (observado ou empírico) é obtido a partir do conjunto de dados, e é o único conhecido; o verdadeiro corresponde à situação real, que é sempre desconhecida; o teórico (de referência, utilizado para o ajuste do modelo) (figura-2) é o modelo matemático que representa a situação traduzida pelo semivariograma experimental e, portanto é o de referência para a geração dos mapas pela técnica de krigagem (GUERRA, 1988; MONEGO, 2007).

O procedimento de ajuste não é direto e automático, como no caso de uma regressão, por exemplo, mas sim interativo, pois nesse processo o intérprete faz um primeiro ajuste e verifica a adequação do modelo teórico. Dependendo do ajuste obtido, pode ou não redefinir o modelo, até obter um que seja considerado satisfatório (CAMARGO, 2001).

Para as medições localizadas a distâncias maiores que a amplitude (a) a estatística clássica pode ser aplicada sem restrições. Por outro lado, amostras separadas por distâncias menores que a , são correlacionadas umas às outras, o que permite que se façam interpolações para espaçamentos menores do que os amostrados. Dessa maneira, o alcance a é a linha divisória para a aplicação de geoestatística ou Estatística Clássica, e por isso o cálculo do semivariograma deveria

ser feito rotineiramente para dados de campo, para garantir as hipóteses estatísticas sob as quais serão analisados (VIEIRA, 2002) (Figura 4).

Dentre as ferramentas geoestatísticas, o ponto central é o semivariograma, pois descreve variações quantitativas e interpola nos pontos não amostrados (MCBRATNEY E WEBSTER, 1986). A escolha do modelo de semivariograma que será utilizado é um dos aspectos mais importantes da geoestatística. Todos os cálculos da geoestatística dependem do modelo de semivariograma ajustado e, conseqüentemente, se o modelo ajustado não for apropriado, todos os cálculos seguintes conterão erros que poderão afetar as inferências, portanto o ajuste de semivariograma é uma fase crucial na análise geoestatística e deve receber uma atenção especial (GUIMARÃES, 2004).

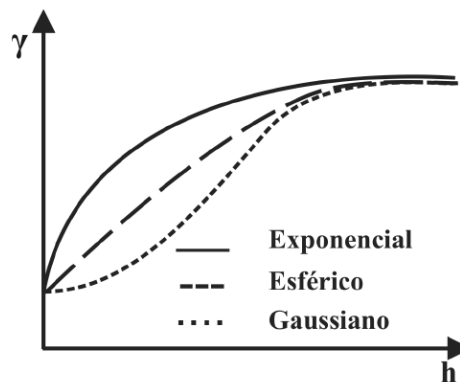


Figura 2. Representação gráfica dos modelos teóricos de semivariogramas esféricos, exponenciais e gaussiano.

Fonte: adaptado Oliveira et al.

Os modelos a serem utilizados: (VIEIRA, 2000).

Esférico:

$$\gamma(h) = C_0 + C [1,5 (h/a) - 0,5 (h/a)^3]$$

Exponencial:

$$\gamma(h) = C_0 + C [1 - \exp(-h/a)]$$

Gaussiano:

$$\gamma(h) = C_0 + C [1 - \exp(-h/a)^2]$$

Linear:

$$\gamma(h) = C_0 + [h(C/a)]$$

Linear com patamar:

$$\gamma(h) = C_0 + [h(C/a)] \text{ para } h \leq a$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \text{ para } h > a.$$

Na análise estrutural do semivariograma, além do efeito pepita (C_0), do patamar (C) e do alcance (a), outros parâmetros são fornecidos para análise e podem ser utilizados posteriormente como o alcance efetivo, o coeficiente de determinação, a proporção espacial, entre outros.

O alcance é dado pelo local onde a curva tende a se estabilizar, mesmo estando em ascendência. Já o alcance efetivo representa o local onde a curva se estabiliza, isto é, o local em que a curva não apresenta mais ascendência, se estabilizando (patamar). Para alguns modelos (esférico, linear e linear com patamar), o alcance é igual ao alcance efetivo; já para outros, como o gaussiano e exponencial, o alcance efetivo representa 3x (alcance) e 1,7x (alcance), respectivamente, devido ao longo espaço de curvatura da curva (GUERRA, 1988).

Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) – determina o ajuste do modelo teórico ao semivariograma experimental. Quanto menor o valor de SQR, melhor o ajuste (ZIMMERMAN e ZIMMERMAN, 1991), Coeficiente de Determinação (r^2) – indica quantos dos pontos do semivariograma experimental encontram-se na curva do modelo teórico, embora não seja considerado um bom indicativo de ajuste (GS+, 2000).

Estrutura ou Proporção Espacial $C/(C+C_0)$, que determina quanto da variância espacial está presente na variância total da amostra, podendo ocorrer variância espacial nula (0,00), fraca (0,00 – 0,25), moderada (0,25 – 0,75) e forte ($> 0,75$) (AMARAL et al., 2010).

Para fenômenos completamente aleatórios ou caóticos, no qual não há correlação espacial o modelo efeito pepita puro é o adotado. Fenômenos que tem esse comportamento são considerados com dispersão infinita (VIEIRA, 2002) e sua equação é simples e é descrita abaixo, seu semivariograma é apresentado na figura 3.

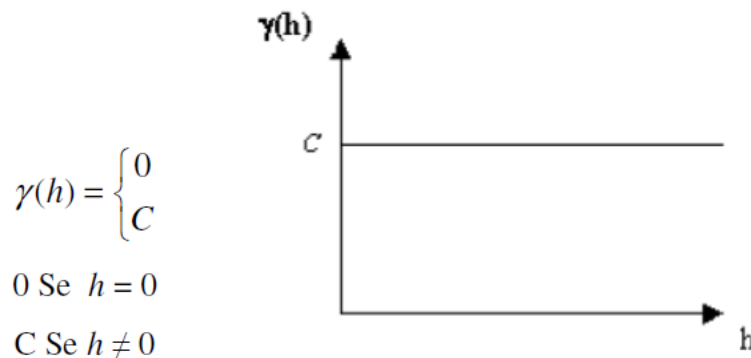


Figura 3. Representação do modelo considerado efeito pepita puro.
Fonte: Adaptado Guerra, 1988.

A confirmação do modelo que fornece o melhor ajuste é efetuada por meio da escolha do modelo que apresentar o menor erro. Ajustado o modelo faz-se a interpolação de dados, técnica pela qual são geradas estimativas de dados em pontos não amostrados a partir de pontos amostrados, a validação dos dados, pela técnica da validação cruzada ou “cross-validation”, e a confecção dos mapas de isolinhas (ZIMBACK, 2001).

Muitos autores pesquisaram métodos de interpolação e principalmente compararam os diversos métodos, como: método da triangulação (LAM, 1983), método dos polígonos (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989), método do inverso da distância (BROOKERS, 1991 e GOTWAY et al., 1996), método do vizinho mais próximo (MYERS, 1991) e método da Krigagem (YOST et al., 1982, ALLI et al., 1990, HOSSEINI et al, 1993), entretanto, a maioria desses métodos não fornecem o algoritmo dos erros associados aos resultados obtidos o que, efetivamente, é fornecido pelo método geoestatístico da Krigagem, segundo um modelo contínuo de variação espacial (ZIMBACK, 2003).

No caso de estimativa por krigagem, as distâncias são baseadas na análise variográfica e, além desse relacionamento entre pontos estimadores e o ponto a ser estimado, há o relacionamento entre os pontos estimadores que vão fornecer informações sobre o agrupamento presente (YANAMOTO & LANDIM, 2013). A krigagem comporta-se como um interpolador ótimo, pela maneira como os pesos são distribuídos, não sendo tendenciosos, apresentando variância mínima e possibilitando o conhecimento da variância da estimativa (WEBSTER e OLIVER, 1980).

Segundo Brandão (2001), dos procedimentos geoestatísticos, a krigagem é aquele que possibilita a inferência de valores, a partir de amostras pontuais de um

atributo espacial. Há diversas formas de krigagem, porém neste estudo, tratar-se-á somente da krigagem ordinária. Esta é baseada numa média constante para os dados, porém desconhecida, mas sob a condição de que a somatória dos pesos (λ_i) seja igual a 1. Entre os diversos métodos de interpolação geoestatísticos, a krigagem ordinária é considerada como o melhor estimador linear não-tendencioso (Best Linear Unbiased Estimated - BLUE) (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

O procedimento é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, exceto que aqui os pesos são determinados a partir de uma análise espacial, baseada no semivariograma experimental. Além disso, a krigagem fornece, em média, estimativas não tendenciosas e com variância mínima. O modelo de krigagem ordinária é definido como:

$$Z(x) = \mu + \varepsilon(x)$$

Em que:

$Z(x)$ é o valor da variável

μ é uma média constante

$\varepsilon(x)$ erros aleatórios com dependência espacial

O estimador da krigagem ordinária é dado pela expressão abaixo segundo Vieira (2002), Trangmar (1985), e Isaaks & Srivastava, (1989).

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

Em que:

$\hat{Z}(x_0)$ é o valor da variável de um local qualquer a ser previsto;

$Z(x_i)$ Valor da variável do local já mensurado;

λ_i são os pesos desconhecidos associados a cada valor medido;

N é o número de valores medidos;

Ainda, de acordo com Uzumaki (1994), o sistema de Krigagem Ordinária tem solução única se o modelo de variograma for válido. A Krigagem, além de ser um estimador não tendencioso, é um interpolador exato, isto é, se o ponto a ser estimado coincidir com um dos pontos amostrados, o valor estimado deverá ser igual ao valor amostrado.

A interpolação estatística conhecida como Krigagem Ordinária é essencialmente idêntica a regressão linear múltipla, com algumas diferenças quanto ao uso das matrizes utilizadas para resolver os sistemas (DAVID, 1988 e ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

Segundo Zimback (2003), para a comparação dos métodos de interpolação alguns critérios são utilizados, como por exemplo: quadrado médio do erro (WARRICK et al., 1988), quadrado da soma dos erros (LASLETT et al., 1987) e coeficiente de correlação entre os valores observados e estimados obtidos pela Validação Cruzada (cross-validation) proposto por Leenaers et al. (1990).

Com toda a subjetividade e variabilidade de resultados nos cálculos dos parâmetros do variograma, é importante que se tenha um meio para checar se o modelo ajustado é satisfatório ou não (DAVID, 1988), bem como para validar o plano de Krigagem antes do seu uso na construção de mapas.

A validação cruzada consiste em retirar-se um ponto do conjunto original de dados e estimá-lo a partir dos restantes; este processo é repetido para todos os pontos estimados. Também são estimados a variância da estimativa e outros parâmetros estatísticos que vão indicar a qualidade do ajuste global da análise geoestatística (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

A modelagem geoestatística tem sido utilizada com sucesso na análise e caracterização da variabilidade espacial de propriedades do solo (SABY et al., 2006; WEI et al., 2007).

Interação Solo x Floresta

O Solo é o componente fundamental dos ecossistemas terrestres, afetando o balanço de energia, o ciclo da água, a ciclagem de nutrientes e a produtividade do ecossistema. (REICHERT et al. 2009). A relação entre a vegetação e o solo é bastante estreita, podendo as alterações na vegetação afetar as propriedades físicas ou químicas do solo (MATHER, 1990), ou as alterações e diferenças no solo provocarem efeitos significativos no desenvolvimento da vegetação (MELO, 2004).

Uma das características marcantes na relação solo x vegetação, é que em regiões tropicais os solos são intemperizados e apresentam, em sua grande maioria, baixa disponibilidade de nutrientes, localizando na biomassa viva acima do solo o grande capital de elementos minerais (WEIDELT, 1991).

As florestas não desenvolvem sua exuberância a partir do material matriz formador do solo, e sim através da decomposição de detritos orgânicos. (Hardy, 1978). O que confirma os estudos de Jordan et al. (1980), onde a entrada de nutrientes no sistema (floresta) através do dossel é maior do que a produção de nutrientes a partir do material matriz no solo e subsolo.

A serapilheira é a característica mais distintiva de um solo florestal e contribui consideravelmente para as suas propriedades físicas e químicas. A camada de matéria orgânica em decomposição que se encontra sobre a superfície do solo mineral, com sua microflora característica e com sua fauna constituem a dinâmica do ambiente florestal e representa o critério mais importante na distinção entre solos ocupados com floresta ou com culturas agrícolas. Grande parte dos restos vegetais e animais juntando-se com os produtos de excreção, misturando-se gradualmente com o solo mineral e, em integração com as partes subterrâneas das plantas, formam a fração orgânica do solo. A camada de serapilheira constitui-se numa fornecedora permanente de alimentos para a microflora e fauna, através da queda constante de resíduos das árvores, sendo também uma fonte relevante de nutrientes como o nitrogênio, fósforo e enxofre para as plantas superiores. A retirada da serapilheira das florestas ocasiona uma degradação do terreno e uma sensível diminuição de fertilidade do solo, além de deixar a superfície mais susceptível aos impactos das gotas de chuva, da erosão e da diminuição de infiltração (SCHUMACHER e HOPPE, 1999).

A camada orgânica é importante para o solo, pois fixam nutrientes, protege diretamente da chuva, mantém a umidade do solo e melhora o processo de infiltração da água no solo. A partir desse contexto, é que alguns solos devem ser mantidos sob cobertura florestal, com suas espécies adaptadas, contribuindo para a preservação ou conservação ambiental (APARÍCIO, 2011).

Vários estudos têm apontado que um dos principais fatores atuando na composição florística e estrutura das florestas é a heterogeneidade ambiental, cujos efeitos podem ser observados mesmo no interior de pequenos fragmentos (CARVALHO et al., 2005; ROCHA et al., 2005). Essa heterogeneidade é resultado da diversidade de fatores que interagem nas comunidades e a resposta das espécies a esses fatores faz com que cada local tenha características próprias e características que são comuns a outros locais, possibilitando observar tendências. Essas tendências

podem responder a algumas perguntas e gerar várias outras, funcionando como força motriz para novos estudos (RODRIGUES et. al. 2006).

Na região do Alto Rio Grande, Sul de Minas Gerais, diversos trabalhos já foram desenvolvidos em fragmentos florestais, com o propósito de se conhecer a ecologia das espécies arbóreas nativas, visando à seleção de espécies a serem utilizadas em posteriores trabalhos de revegetação (OLIVEIRA FILHO et al., 1994). Esses estudos consistem, basicamente, na determinação de “habitats” preferenciais, para crescimento e estabelecimento das espécies, identificando correlações entre categorias de solos, propriedades dos solos, topografia (drenagem) e estrutura da comunidade arbórea.

De acordo com Carvalho et al. (1999), a associação de características do solo à classificação de sítio tem sido enfocada por diversos autores. No Canadá, a relação solo-sítio foi estudada para *Tsuga heterophylla* por Kayahara et al. (1995). No Segundo Planalto do Estado do Paraná, Menegol (1991), selecionou variáveis nutricionais que possam servir de base para o estudo do crescimento em altura de *P. elliotii* e concluiu que os teores de magnésio e zinco são os fatores mais limitantes ao crescimento em altura do *Pinus*. Doldan (1987), também, encontrou forte correlação do crescimento em altura de *P. taeda* com os teores de nitrogênio, zinco e cobre foliares e profundidade do horizonte superficial do solo, considerando estas variáveis como as mais limitantes para o crescimento dessa espécie no Segundo Planalto Paranaense.

O suprimento de nutrientes às plantas nas florestas tropicais sobre solos de baixa fertilidade está depositado na biomassa acima do solo. A re-introdução desses nutrientes no sistema solo-vegetação se dá através da decomposição do material orgânico depositado na superfície. (TOGNO et al., 1998). Esse material, quando decomposto, exerce importantes efeitos benéficos sobre as propriedades do solo, contribuindo substancialmente para o crescimento e desenvolvimento das plantas, pois exerce influência sobre as propriedades físicas, químicas, físico-químicas e biológicas do solo (KIEL, 1979). Tais características estão entre os principais fatores que condicionam o desenvolvimento da vegetação (FURTINI NETO et al., 1999).

De acordo com Novais e Mello (2007), as cargas do solo (negativa e positiva), juntamente com a fotossíntese, podem ser consideradas como os dois fenômenos mais importantes para a existência de vida na Terra. Segundo os mesmos autores a compreensão dos processos de liberação, retenção e/ou otimização dos nutrientes

permite controlar a sua utilização pela planta, já que algumas espécies são mais eficientes em absorver determinados nutrientes que outras.

O fornecimento de nutriente para as plantas e sua absorção é dependente de condições favoráveis de acidez ou alcalinidade. O pH com valores abaixo de 4,5, por exemplo, limita a absorção (TOMÉ JR., 1997), principalmente em solos que apresentam uma baixa saturação por bases (%V), nos quais, a maioria das cargas negativas está sendo neutralizada por H^+ e Al^{3+} (MELLO et al, 1989).

Assim como a saturação por bases, a soma de bases (SB) e a capacidade de troca de cátions (CTC), são parâmetros essenciais para a avaliação dos níveis de fertilidade do solo, principalmente nas condições de clima tropical, onde há uma grande produção de biomassa, porém a elevada acidez potencial dos solos torna os nutrientes indisponíveis (MELO, 2004).

OBJETIVOS

Objetivo Geral

Capítulo – 1: Caracterização física e química do solo sob dois castanhais (nativos) nos Estados do Pará e Amapá.

Capítulo – 2: Avaliar a relação da dependência e a variabilidade espacial dos atributos do solo sob Área de Floresta Ombrófila Densa, no KM 67 da BR 163 – FLONA Tapajós.

Objetivo Específico

- Caracterizar o solo, em seus atributos físicos e químicos, sob dois castanhais nativos;
- Ajustar os modelos matemáticos que representem através de equações a presente variabilidade espacial dos atributos físico-químicos do solo sob área de Floresta Nativa;
- Mapear a espacialização dos atributos físico-químicos do solo através das técnicas geoestatísticas.
- Comparar os atributos do solo das áreas de floresta ombrófila densa com a área de castanheiras nativas, pela geoestatística.

REFERÊNCIAS

- AMARAL, L. P.; Geoestatística na caracterização do solo e da vegetação em floresta ombrófila mista., **Dissertação (mestrado)** - Universidade Estadual do Centro-Oeste, Programa de Pós-Graduação em Agronomia, área de concentração em Produção Vegetal, Guarapuava, xvii, 133 f. : il. ; 28 cm, 2010.
- APARÍCIO, W. C. S., Estrutura da vegetação em diferentes ambientes na RESEX do Rio Cajari: interações solo-floresta e relações com a produção de castanha. Recife: UFRPE. **Tese (Doutorado)**. 150P. 2011.
- AUBRY, P.; DEBOUZIE, D. Geostatistical estimation variance for the spatial mean in two-dimensional systematic sampling. *Ecology*, **Tempe**, v.81, n.2, p.543-553, 2000.
- BOOT, R. G. A. Extraction of non-timber forest products from tropical rain forest. Does diversity come at a price? **Netherlands Journal of Agricultural Science**, v.45, p.439-450, 1997.
- BURROUGH, P. A.; BOUMA, J.; YATES, S. R. The state of the art in pedometrics. *Geoderma*, **Amsterdam**, v. 62, n. 1/3, p. 311-326, 1994.
- BRANDÃO, W. Utilização de métodos geoestatísticos de krigagem ordinária e krigagem por indicação na interpolação de dados geoquímicos de solos: uma comparação. In: Seminário Brasileiro de Sensoriamento Remoto, 2001, Foz do Iguaçu. **Anais do X SBSR Seminário Brasileiro de Sensoriamento Remoto**. INPE, p. 387-394. 2001.
- CAMARGO, E.C.G. Geoestatística: Fundamentos e aplicações. São José dos Campos: Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2001. Disponível em: http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf>. Acesso em 22 jan. 2010.
- CARVALHO, D.A. et al. Variações florísticas e estruturais do componente arbóreo de uma floresta ombrófila alto-montana às margens do rio Grande, Bocaina de Minas, MG, Brasil. **Acta Botanica Brasílica**, v.19, n.1, p.91-109, 2005.
- CAVALCANTE, M. C. Visitantes florais e polinização da castanha-do-brasil (*Bertholletia excelsa*) em cultivo na Amazônia central, **Dissertação (mestrado em Ciências Agrárias)**. Universidade Federal do Ceará. 77f. 2008.
- CAVALCANTE, E. G. S. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **R. Bras. Ci. Solo**, Viçosa, v.31, n.6, p. 1329-339, nov/dec. 2007.
- CLARK, I. - Practical geostatistics. London: **Applied Science Publishers**, 129p. 1979.
- COELHO, M. F. B.; SANTOS, G.M. dos; ALVES, H.S.; TANNURI, A. M.; VELASCO, L. N.; SONOHATA, M. M.; PERES, J. M. de S.; PEIXOTO, F. B.; MUNIZ, C. A. S. **PROGRAMA INTEGRADO DA CASTANHA (PIC)**: Coleta e comercialização da Castanha-do-Brasil pelos Rikbaktsa e Zoró. Cuiabá-MT: FAMEV/UFMT, 63p. (Primeiro Relatório – Produtos). Junho de 2005.

CUSTÓDIO FILHO, A.; FRANCO, G.A.D.C. & DIAS, A.C. Composição florística de um trecho de floresta pluvial atlântica, em regeneração natural após desmatamento diferenciado em Pariqüera-açu, SP, Brasil. **Revista do Instituto Florestal**, 6:87-98, 1994.

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

DEUTSCH, C.V.; JOURNEL, A.G. GSLIB: geostatistical software library and user's guide, **New York: Oxford University**, 1998. 369p. CD-Rom.

DOURADO NETO, D. Variabilidade espacial das alturas de chuva e irrigação e de potenciais da solução do solo. **Dissertação (Mestrado em Agronomia)** - Escola Superior de Agricultura "Luiz Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba. 180 f, 1989.

DRUMOND, M. A.; BARROS, N.F. de; SOUZA, A.L. de; SILVA, A.F. da & MEIRA NETO, J.A.A. Alterações fitossociológicas e edáficas na Mata Atlântica em função das modificações da cobertura vegetal. **Revista Árvore**, 20(4):451-466, 1996.

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, il. (EMBRAPA-CNPQ. Documentos; 1) 212p. 1997.

ESPIRITO-SANTO, F.D.B. et al., Análise da composição florística e fitossociológica da floresta nacional do tapajós com o apoio geográfico de imagens de satélite. **Acta Amazônica**. VOL 35 (2) 155 – 173. 2005.

FARIAS J. A. C.; TEIXEIRA, I. F.; PES, L.; FILHO, A. A.; Estrutura fitossociológica de uma floresta estacional decidual na região de Santa Maria, RS. **Ci. Flor.**, Santa Maria, v.4, n.1, p. 109-128, 1994.

FURTINI NETO, A.E., RESENDE, A.V. de; VALE, F.R. de; FAQUIN, V.; FERNANDES, L.A. Acidez do solo, crescimento e nutrição mineral de algumas espécies arbóreas, na fase de muda. **Cerne**, v.5, n.2; p.1-12, 1999.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. **Global forests resources assessment 2000**. Rome, 479p. (FAO Forestry Paper, 140). 2001.

GOMES, N.M.; DE FARIA, M. A.; SILVA, A.M.; MELLO, C. R.; VIOLA, M. R.; Variabilidade espacial de atributos físicos do solo associados ao uso e ocupação da paisagem. **R. Bras. Eng. Agríc. Ambiental**, v.11, n.4, p.427–435, 2007.

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

GONÇALVES, A. C. A. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo e resposta espectral da cultura de feijão irrigado, em imagens aéreas digitais. Piracicaba: ESALQ/USP. **Tese Doutorado**. 118p. 1997.

GUERRA, P.A.G. Geoestatística Operacional. Brasília: **DNPM**, 145p. 1988.

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

- GUIMARÃES, E. C., GEOESTATÍSTICA BÁSICA E APLICADA. Universidade Federal de Uberlândia. Faculdade de Matemática – Núcleo de Estudos Estatísticos e Biométricos. Uberlândia. 78p. 2004.
- GREGO, C. R., VIEIRA, S.R.; Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **R. Bras. Ci. Solo**, 29:169-177, 2005.
- GS+. GS+ Geostatistical for environmental sciences: version 5.0. Michigan: **Gamma Design Software**, 2000.
- HARDY, F. Soil and natural vegetation in Trinidad, W. I. **Biotropica**, v. 10, n 1, p. 70-71, 1978
- HIGUCHI, N.; SANTOS, J. dos; RIBEIRO, R. J.; SILVA, R.O.; ROCHA, R. M. Sustentabilidade na produção de madeira dura tropical. **Revista Silvicultura**, n 83 p 32-37, 2000.
- HUIJBREGTS, C. J. Regionalized variables and quantitative analysis of spatial data. In: DAVIS, J. C.; McCULLAGH, M. J. (Ed.). Display and analysis of spatial data. **New York: John Wiley**, p.38-53. 1975.
- HOMMA, A. K. O., Extrativismo vegetal na Amazônia: história, ecologia, economia e domesticação: 1-468. **EMBRAPA Amazônia Oriental**, Belém. No prelo. 2014.
- IBGE, **Manual Técnico da Vegetação Brasileira**. Série Manuais Técnicos em Geociências. Número 1. Rio de Janeiro. 1992.
- ISAACS, E.H.; SRIVASTAVA, M. An introduction to applied geostatistics. **New York: Oxford University Press**: 600 p. 1989.
- JENNY, H. Factors of soil formation. **New York: McGraw-Hill**, 281p. 1941.
- JORDAN, C.; GOLLEY, F.; HALL, Jerry.; HALL, Jan. Nutrient scavenging of rainfall by the canopy of na amazonian rain forest. **Biotropica**, v. 12, n. 1, p. 61-66, 1980.
- JOURNEL, A. G. & HUIJBREGTS, J.C.H. - Mining geostatistics. **Academic Press**, 600p. 1978.
- KAINER, K.A.; WADT, L.H.O.; STAUDHAMMER, C.L. Explaining variation in Brazil nut fruit production. **Forest Ecology and Management**, v.250, p.244-255, 2007.
- KIEHL, E.J. **Manual de edafologia**. São Paulo: Agronômica Ceres, 262p. 1979.
- LANDIM, P.M.B. Análise estatística de dados geológicos. 2ª. Edição, São Paulo: **Editora Unesp**, 253p. 2003.
- LOCATELLI, M.; VIEIRA, A.H.; GAMA, M. de M. B. Cultivo da castanha-do-Brasil em Rondônia. Rondonia: **Embrapa**, (Sistema de produção, 7). 2005.
- MACHADO, L. O.; LANA, A. M. Q.; LANA, R. M. Q.; GUIMARÃES, E. C.; FERREIRA, C. V., Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema de plantio convencional. **R. Bras. Ci. Solo**, 31:591-599, 2007
- MATHERON, G. - *Traité de Géostatistique Appliquée*, Tome II: Mémoires du Bureau de Recherches Géologiques et Minières: Editions Technip, vol. 24., 172 p. 1963.
- MATHERON, G. Principles of geostatistics. *Economic Geology*. El Paso, v. 58, p. 1246- 1266, 1963.

- MAUÉS, M. M., Reproductive phenology and pollination of the Brazil nut tree (*Bertholletia excelsa* Humb. & Bonpl. Lecythidaceae) in Eastern Amazonia. In: P. KEVAN & V. L. IMPERATRIZ FONSECA (Eds.): **Pollinating bees: the conservation link between agriculture and nature**: 245-254. Ministério do Meio Ambiente, Brasília. 2002.
- McBRATNEY, A.B. WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, v. 37, n. 4, p. 617-639, 1986.
- MELLO, F.A.F.; SOBRINO, M.A.C.B.; SILVEIRA, R.I.; NETTO, A.C., KIEL, J.C. **Fertilidade do solo**. Piracicaba: Nobel, 400p. 1989.
- MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S. Análise comparativa de procedimentos de amostragem em um remanescente de Floresta Estacional Semidecídua Montana. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 24, n. 1, p. 55-62, 2000.
- MONEGO. M. D.; RAMOS, P.; NEVES, M. Análise geoestatística de uma descarga de águas residuais. In: ACTAS DAS II JORNADA DE HIDRÁULICA, RECURSOS HÍDRICOS E AMBIENTE. Porto, 2007. **Anais do II Jornada de Hidráulia, Recursos Hídricos e Ambiente**. Porto: 10-25 p. Out. 2007.
- MORI, S. The Brazil nut industry: past, present, and future. In Plotkin, M.; Famolare, L. (eds). Sustainable harvest and marketing of rain forest products. **Island Press**. Washington. P.241-251. 1992.
- MORI, S. A. & G. T. PRANCE,. Taxonomy, ecology, and economy botany of Brazil nut (*Bertholletia excelsa* Humb. e Bonpl.: Lecythidaceae). **Advances in Economic Botany 8**: 1990, 130-150.
- MORITZ, A. Estudos biológicos da floração da Castanha-do-Brasil (*Bertholletia excelsa* H.B.K.). Belém, Pará: **EMBRAPA, CPATU. (Documentos, 29)**. 1984. 82 p.
- MÜLLER, C. H. A cultura da castanha-do-brasil. Brasília: EMBRAPA-SPI. 65 p. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro de Pesquisa Agroflorestal da Amazônia Oriental. **(Coleção Plantar, 23)**, 1995.
- NOVAIS, R. F.; MELLO, J. W. V. de. Relação Solo-Planta: Fertilidade do Solo. Viçosa: **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, 133-204, 2007.
- OLIVEIRA FILHO, A.T.; SCOLFORO, J.R.; MELLO, J.M. Composição florística e estrutura comunitária de um remanescente de floresta semidecídua montana em Lavras, MG. **Revista Brasileira de Botânica**, v.17, n.2, p.167-182, 1994a.
- OLIVEIRA, L. C., Efeito da exploração da madeira e de diferentes intensidades de desbastes sobre a dinâmica da vegetação de uma área de 136 ha na Floresta Nacional do Tapajós. **Tese (Doutorado)** – ESALQ, Piracicaba, p. 183. 2005.
- ORTIZ, E. Survival in a nustshell. **Américas**. v.47, n.5, p. 6-17. 1995.
- ORTIZ, G. da C. Aplicação de métodos geoestatísticos para identificar a magnitude e a estrutura da variabilidade espacial das variáveis físicas do solo. **Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação)** Universidade de São Paulo, ESALQ/USP, Piracicaba, 95 f. 2002.

PINHEIRO, E.; ALBUQUERQUE, M. Castanha-do-pará. In: BRASIL Ministério da Agricultura. **Livro anual da agricultura**. Brasília. P. 224-33. 1968.

PROJETO KAMUKAIA, Manejo Sustentável de Produtos Florestais não Madeireiros na Amazônia. **Anais do 1º seminário do Projeto Kamukaia**. Rio Branco, Acre, 26 e 27 de março de 2008.

RADAMBRASIL. Mapa exploratório de solos Folha AS-22/Belém, geologia, geomorfologia, solos, vegetação e uso potencial da terra. **Levantamento de Recursos Naturais**. Rio de Janeiro: IBGE, 1974.

REICHERT, J.M.; SUZUKI, L.E.A.S. & REINERT, D.J. Compactação do solo em sistemas agropecuários e florestais: Identificação, efeitos, limites críticos e mitigação In: CERRETA, C.A.; SILVA, L.S. & REICHERT, J.M. Tópicos em ciência do solo. Viçosa, MG, **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, 2007.v.5. p.49-134.

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

RICHARDS, P. W. The tropical rain forest; ecological Study Cambridge, Mass, **University Press**, 450p. 1952.

ROCHA, C.T.V. et al. Comunidade arbórea de um continuum entre floresta paludosa e de encosta em Coqueiral, Minas Gerais, Brasil. **Revista Brasileira de Botânica**, v.28, n.2, p.203-218, 2005.

RODRIGUES, L. A.; CARVALHO, D. A., FILHO, A. T. O.; CURI, N.; Efeitos de solos e topografia sobre a distribuição de espécies arbóreas em um fragmento de floresta estacional semidecidual, em Luminárias, MG. **R. Árvore**, Viçosa-MG, v.31, n.1, p.25-35, 2007.

ROQUE, M.W.; MATSURA, E.E.; SOUZA, Z.M.; BIZARI, D.R.; SOUZA, A.L. Correlação linear e espacial entre a resistência do solo ao penetrômetro e a produtividade do feijoeiro irrigado. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n. 32 p.1827-1835. 2008.

SABY, N., ARROUAYS, D., BOULONNE, L., JOLIVET, C., POCHOT, A. Geostatistical assessment of Pb in soil around Paris, France, **Science of the Total Environment**, 367, pp. 212- 221. 2006.

SANTOS, H.L. & VASCONCELOS, C. Determinação do número de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. **R. Bras. Ci. Solo**, 11:97-100, 1987.

SILVA, M.L.; VALVERDE, S.R.; PASSOS, C.A.M.; COUTO, L. Viabilidade do reflorestamento do eucalipto consorciado com a cultura do feijoeiro um estudo de caso. **Revista Árvore**, Viçosa, v.21, n.4, p.527-535, 1997.

SILVA JÚNIOR, M. C. Composição florística, estrutura e parâmetros fitossociológicos do cerrado e sua relação com o solo na Estação Florestal de Experimentação de Paraopeba, MG. Viçosa: UFV. **Dissertação Mestrado**. 130p. 1984.

SOARES, A. Geoestatística para as ciências da terra e do ambiente. 2. ed. Lisboa: **IST Press**, 2006.

- SOUZA, Z.M.; BARBIERI, D.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; CAMPOS, M.C.C. Influência da variabilidade espacial de atributos químicos de um latossolo na aplicação de insumos para cultura da cana-de-açúcar. **Cienc. Agrotec**, 31:371-377, 2007.
- SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de agregados e matéria orgânica em solos de relevo diferentes. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 39, n.5, p.491-499, maio 2004.
- SOUZA, C. R.; AZEVEDO, C. P.; ROSSI, L. M. B.; LIMA, R. M. B., Castanha-do-Brasil (*Bertholletia excelsa* Humb. & Bonpl.) Manaus: Embrapa Amazônia Ocidental. (Embrapa Amazônia Ocidental. Documentos; 60). 22 p. 2008.
- SPIAZZI, F. R.; Análise geoestatística de atributos químicos e físicos do solo em áreas construídas após mineração de carvão no município de Lauro Muller, SC. **Dissertação (Mestrado)** – Centro de Ciências Agroveterinárias / UDESC, Lages, 2011.
- STURARO, J. R.; APOSTILA DE GEOESTATÍSTICA BÁSICA. UNESP/Campus de Rio Claro. Departamento de Geologia Aplicada. **IGCE**. 34p. 2015.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Adv. Agron.**, 38:45-93, 1985
- TOMÉ JUNIOR., J.B. **Manual para interpretação de análise de solo**. Guaíba: Agropecuária, 247p. 1997.
- TOGNON, A. A.; DEMATTÊ, J.L.I.; DEMATTÊ, J.A.M., Teor e distribuição da matéria orgânica em latossolos das regiões da floresta amazônica e dos cerrados do Brasil central, Piracicaba. **Scientia Agrícola**, v. 55, n 3, p. 343-354, 1998.
- UZUMAKI, E. T. Geoestatística multivariada: Estudo de métodos de predição. **Dissertação (Estatística – Instituto de Matemática, estatística e Ciência da Computação)**, UNICAMP, 104p. 1994.
- VAN RIJSOORT, J; UGUETO, S.; ZUIDEMA, P. Almendro (*Bertholletia excelsa*): Estructura de poblacion en un bosque tropical y crecimiento de plântulas en diferentes intensidades de luz. In: POORTER, L. (Ed.). **Investigaciones ecológicas, forestales y socioeconômicas en el norte de la Amazônia Boliviana**. Riberalta: PROMAB, 23-27p. (Informe Técnico nº 3). 2003.
- VELOSO, H.P.; GÓES-FILHO, L. Fitogeografia brasileira, classificação fisionômico-ecológica da vegetação neotropical. **Boletim Técnico Projeto RADAM-BRASIL**. Sér. Vegetação, Salvador, (1): 1-80, 1982 a.
- VELOSO, H. P.; FILHO, A. L. R. S.; LIMA, J. C. A.; Classificação da vegetação brasileira, adaptada a um sistema universal. Rio de Janeiro IBGE, Departamento de Recursos Naturais e Estudos Ambientais, 124p. 1991.
- VIEIRA, S. R. Uso da geoestatística em estudos de variabilidade espacial. In: CURSO DE ATUALIZAÇÃO EM CONSERVAÇÃO DO SOLO, 1995. Apostila. Campinas: **IAC**, 68 p. 1995.
- VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H.; SCHAEFER, C.E.G.R. Tópicos especiais em ciências do solo. **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, p. 1-54. 2000.

- VIEIRA, S. R. Curso de atualização em conservação do solo - Uso de geoestatística. Campinas, **IAC**, v. 1 e 2, 1995.
- VIEIRA, S. R.; MILLETE, J.; TOPP, G. C.; REYNOLDS, W. D. Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: Alvarez, V. V. H.; Schaefer, C. E. G. R.; Barros, F.; Mello, J. W. V.; Costa, J. M. Tópicos em Ciência do Solo. Viçosa: **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, v. 2, p. 1-45, 2002.
- VILELA, E. de A., OLIVEIRA FILHO, A.T. de , GAVINALES, M. L. & CARVALHO, D. A. de. Espécies de matas ciliares com potencial para estudos de revegetação no alto Rio Grande, Sul de Minas. **Revista Árvore**, 17(2):117-128, 1993.
- WATZLAWICK, L. F.; ALBUQUERQUE, J. M.; SILVESTRE, R.; VALÉRIO, A. F. Projeto Sistema Faxinal: implantação de um sistema de parcelas permanentes. In: SANQUETTA, C. R. Experiências de Monitoramento no Bioma Mata Atlântica com uso de Parcelas permanentes. Curitiba, Funpar, p. 177-210. 2008.
- WEI, H., DAI, L., WANG, L. Spatial distribution and risk assessment of radionuclides in soils around a coal-fired power plant: A case study from the city of Baoji, China, **Environmental Research**, 104, pp. 201-208. 2007.
- WEIDELT, H. J., Sustained yield management in moist tropical forest: opportunities and constraint. **Plant Reserach and Development**, v. 23, p.80-100, 1991.
- WOJCIECHOWSKI, J. C., Geoestatística aplicada ao estudo das características físico-químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.19, n. 4, p. 383-391, out-dez., 2009.
- ZIMBACK, C.R.L. Análise espacial de atributos químicos de solo para fins de mapeamento de fertilidade do solo. Botucatu, **Tese (Livre Docência na Disciplina de Levantamentos de Solos e Fotopedologia)**, Faculdade de Ciências Agrônômicas, UNESP, Botucatu. 114f. 2001.
- ZIMMERMAN, D.L., ZIMMERMAN, M. B. A comparison of spatial semivariogram estimators and corresponding ordinary kriging predictors. **Technometrics**, v. 33, n.1, p. 77-91, 1991.

CAPÍTULO I

CARACTERIZAÇÃO FÍSICA E QUÍMICA DO SOLO SOB DOIS CASTANHAIS NATIVOS, NA FLORESTA NACIONAL DO TAPAJÓS, PARÁ E NA RESEX DO RIO CAJARI, AMAPÁ.

Everton Araújo CAVALCANTE
Raimundo Cosme de OLIVEIRA JUNIOR

CAVALCANTE, Everton Araújo. **Caracterização física e química do solo sob dois castanhais nativos, na Floresta Nacional do Tapajós, Pará e na Resex do Rio Cajari, Amapá.** 2017. 77 páginas. Dissertação de Mestrado em Recursos Naturais da Amazônia. Área de concentração: Processos de Interação Atmosfera Biosfera - Programa de Pós-Graduação em Recursos Naturais da Amazônia. Universidade Federal do Oeste do Pará – UFOPA, Santarém, 2017.

RESUMO

Considerando a importância do conhecimento a respeito das características físicas e químicas do solo, este trabalho teve como objetivo realizar uma análise exploratória dos atributos físicos e químicos de dois solos situados sob diferentes castanhais nativos. Um dos castanhais situa-se na Floresta Nacional do Tapajós, no estado do Pará e o outro está localizado na Resex do Rio Cajari, no Amapá. Para cada área do experimento, foi realizado um levantamento, utilizando uma amostragem sistemática, em uma parcela de 300 x 300 m, adotando um grid de espaçamento regular com 60 pontos, espaçados, obedecendo as distancias de 50 m entre linhas e 30 metros entre pontos de amostra. As amostras foram coletadas na camada superficial de 0-20 cm. Foram determinadas a textura, macroporosidade, microporosidade, porosidade total, além de pH em água, P e K disponíveis, Ca, Mg e Al trocáveis, Fe, Mn, Zn e Cu. Os dados foram avaliados por estatística descritiva. Verificou-se que há variabilidade nos atributos edáficos estudados, em ambos os solos estudados.

Palavras chaves: análise exploratória, Castanha-do-Brasil, propriedades físicas, propriedades químicas.

CAVALCANTE, Everton Araújo. **Caracterização física e química do solo sob dois castanhais nativos, na Floresta Nacional do Tapajós, Pará e na Resex do Rio Cajari, Amapá.** 2017. 77 páginas. Dissertação de Mestrado em Recursos Naturais da Amazônia. Área de concentração: Processos de Interação Atmosfera Biosfera - Programa de Pós-Graduação em Recursos Naturais da Amazônia. Universidade Federal do Oeste do Pará – UFOPA, Santarém, 2017.

ABSTRACT

Considering the importance of the knowledge about the physical and chemical characteristics of the soil, this work had the objective of performing an exploratory analysis of the physical and chemical attributes of two soils located under different native chestnut trees. One of the chestnut trees is located in the Tapajós National Forest in the state of Pará and the other is located in the Resex of the Cajari River in Amapá. For each area of the experiment, a survey was carried out using a systematic sampling in a plot of 300 x 300 m, adopting a grid of regular spacing with 60 points, spaced, obeying the distances of 50 m between rows and 30 meters between points of the sample. The samples were collected in the superficial layer of 0-20 cm. It was determined the texture, macroporosity, microporosity, total porosity, besides pH in water, available P and K, exchangeable Ca, Mg and Al, Fe, Mn, Zn and Cu. The data were evaluated by descriptive statistics. It was verified that there is variability in the edaphic attributes studied, in both soils studied.

Key words: Exploratory analysis, Brazil nut, physical properties, chemical properties.

INTRODUÇÃO

Na Amazônia, os recursos florestais não-madeireiros surgem como uma importante fonte de renda e alimento para milhares de famílias que tiram seu sustento a partir da floresta. A semente da castanheira (*Bertholletia excelsa* Bonpl) possui um papel de destaque quando se trata de produtos florestais. É colhida, em sua grande maioria, em florestas naturais, dada sua abundância na região amazônica. Apresenta relevante atuação para com a conservação e desenvolvimento da Amazônia, visto que, a coleta das sementes é uma atividade de baixo impacto ambiental e grande valor comercial, com demandas sólidas do mercado interno e externo (CLAY, 1997; ALLEGRETTI, 1992).

A castanheira é uma espécie excepcional, pertencente à família Lecythidaceae, apresenta um conjunto de qualidades reunidos em uma só planta: alta longevidade, grande produção de castanha e um tronco quase que perfeitamente retilíneo. Historicamente, o valor econômico dos frutos teve grande importância regional, poupando os Estados do Pará e Amazonas de maiores contratempos quando do declínio da exploração da borracha. O reconhecimento do papel da castanheira na estrutura da floresta e o seu potencial de sustentabilidade, intensifica a necessidade de estudos sobre tão importante espécie (SALOMÃO, 2014; HOMMA, 2004). Atualmente, encontra-se na lista de espécies ameaçadas de extinção do Ministério do Meio Ambiente (MMA) (BRASIL, 2008).

Trata-se de uma árvore de grande porte podendo alcançar até 60 m de altura e diâmetros de 100 a 180 cm (DONADIO, 2002). Está distribuída em uma área que abrange a Amazônia brasileira e partes da Amazônia boliviana, peruana, colombiana e da Venezuela e Guianas (SALOMÃO, 1991). É encontrada em solos pobres, drenados e argilosos ou argilo-arenosos, evitando solos com drenagem deficiente ou muito compactados, bem adaptáveis em terras altas e firmes (PENNACHIO, 2006), bom desenvolvimento em regiões de clima quente e úmido, sendo que as maiores concentrações da espécie ocorrem em regiões onde predominam os tipos climáticos tropicais chuvosos, com a ocorrência de períodos de estiagem definidos (MÜLLER et al., 1995).

Neves, (2010) relacionou a regeneração da castanheira com atributos do solo e luz em um castanhal localizado no sudeste do Amapá e verificou que os atributos

edáficos foram mais associados ao desenvolvimento da castanheira do que a luz. Sendo a densidade apresentando relação significativa com o incremento em altura e diâmetro. A relação da porosidade com o crescimento foi significativa para o incremento em altura e diâmetro. A análise de regressão múltipla do incremento em altura em função dos nutrientes também foi altamente significativa. Em outro trabalho Guedes et al., (2011) observaram que o potássio foi o principal atributo da fertilidade do solo associado ao desenvolvimento e regenerações das castanheiras.

Segundo Locatelli, Vieira e Gama (2005), a análise química do solo de plantio de castanheira-do-brasil (Argissolo Vermelho Amarelo distrófico plíntico, textura argilosa), em Porto Velho, Rondônia, demonstrou que a castanheira-do-brasil apresenta bom desenvolvimento em altura e diâmetro quando em solos com pH ácido, baixos valores de saturação de bases, solo distrófico, baixa capacidade de troca de cátions e altíssimos valores de saturação de alumínio.

O solo é caracterizado por sua heterogeneidade, propriedades químicas e mineralógicas (Oliveira et al., 2000). No entanto, mesmo em uma área de solo homogêneo, a medida de uma propriedade em alguns pontos pode revelar grandes variações de valores, já que o solo é produto da interação de diversos fatores de formação e varia continuamente na superfície (Gonçalves et al., 2001).

O projeto MapCast “Mapeamento de castanhais nativos e caracterização socioambiental e econômica de sistemas de produção da Castanha-do-Brasil na Amazônia”, coordenado pela Empresa Brasileira de Pesquisa e Agropecuária (Embrapa Amazônia Ocidental) está sendo desenvolvido visando estudos mais aprofundados acerca dos ambientes naturais de ocorrência de castanheiras, com intuito de apoiar ações de manejo, buscando também ampliar o conhecimento das diversas relações sociais e econômicas envolvidas na atividade extrativista da castanha, a fim de fortalecer sua cadeia de valor na Amazônia Brasileira. Um desses locais de estudos está localizado na Floresta Nacional do Tapajós, no estado do Pará, Brasil, que serve como fonte de alimentação e renda para famílias locais envolvidas na extração e vendas das amêndoas.

O presente trabalho apresenta uma análise descritiva dos atributos físicos e químicos do solo em dois castanhais nativos, um situado na FLONA Tapajós, no estado do Pará e outro situado na RESEX do Rio Cajari, no estado do Amapá. O

objetivo é a obtenção de maiores conhecimentos a respeito das características físicas e químicas deste solo que darão subsídios às práticas futuras de manejo florestal, além da manutenção ou ampliação da produtividade desta área.

MATERIAIS E MÉTODOS

Caracterização da Área de Estudo

Para a realização deste trabalho foram estabelecidas amostras em 2 áreas distintas, sendo aqui denominadas: Castanhal I – Castanhal/FLONA Tapajós no Estado do Pará e Castanhal II – Castanhal/Resex do Rio Cajari no Estado do Amapá.

Castanhal – I

Esta área corresponde a um castanhal situado na Floresta Nacional do Tapajós (Figura-1), município de Belterra, Pará, no km 85 da Rodovia Santarém-Cuiabá, compreendendo as coordenadas $54^{\circ} 55' 47.70'' W / 3^{\circ} 3' 16.00'' S$.

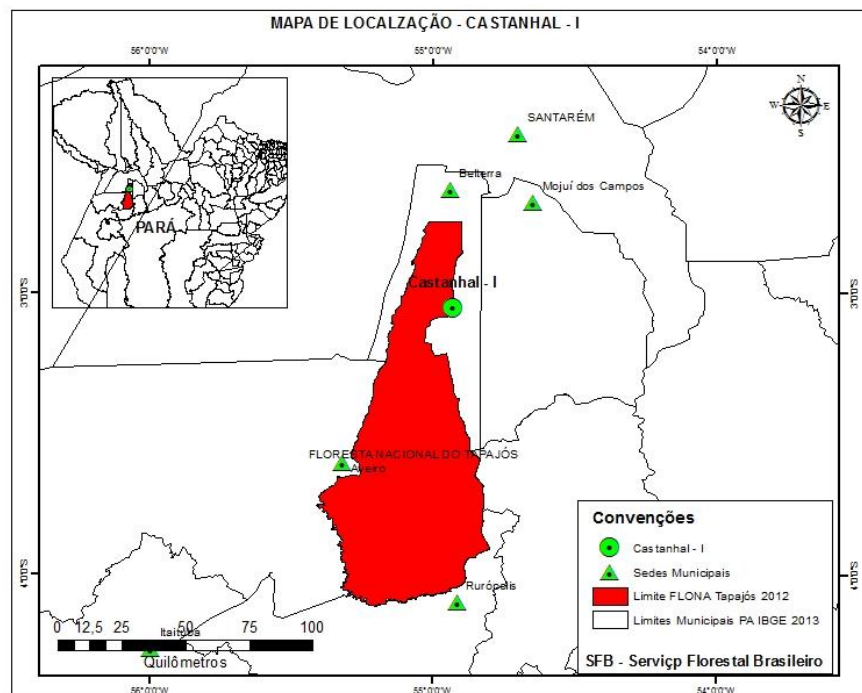


Figura 4. Localização do castanhal - I.

A altitude está em torno de 75 m acima do nível do mar sendo o relevo plano e levemente ondulado. De acordo com Veloso et al., 1991, a FLONA Tapajós é uma floresta de terra firme, classificada como Floresta Ombrófila Densa. Espírito-Santo,

(2005) refere-se a esta categoria como as que ocorrem em áreas de terras baixas, com cotas altimétricas inferiores a 100m, pouca variação no declive e em solo predominantemente argiloso.

O clima é do tipo Ami, segundo classificação de Koppen, (clima tropical com estação seca de 2 a 3 meses por ano com precipitação anual de 2000 mm). A média anual de temperatura é de 25 °C, com a variação de médias mínimas de 18,4 °C e máximas de 32,6 °C. A umidade relativa é de 86% (76-93%). (Oliveira 2005). Através das normais de precipitação do período de 1950 a 2000 da estação de Belterra (20 km da FNT), foi possível confirmar a presença de um período sazonal seco (Jan - Jun) e outro chuvoso (Jul -Dez) bem definidos (ESPIRITO-SANTO et al., 2005).

Na região do estudo há uma predominância de Latossolo Amarelo Distrófico, caracterizado por diferentes texturas, em sua maioria, profundos, ácido, friável e revestido por florestas densas. Como variação também ocorre o Latossolo Amarelo Distrófico Plíntico, Plintossolos Pétricos, Neossolo Quartzarênico Órtico, Argissolos Vermelho-Amarelo. (RADAMBRASIL 1976 apud ESPIRITO-SANTO et al., 2005).

A área onde foi realizado o estudo corresponde a um terreno plano a levemente ondulado, povoado por uma vegetação de floresta nativa, indicando uma subclasse de formação Ombrófila, fisionomia densa com dossel uniforme. Tais informações obedecem a classificação fitogeográfica do Manual Técnico de Vegetação Brasileira do IBGE (1992).

Castanhal – II

Esta área refere-se a um castanhal nativo no Estado do Amapá (Figura-2), Município de Vitória do Jari, localizado entre as coordenadas 52° 18' 23,63" W / 0° 33' 50,88" S, dentro de uma unidade de conservação de uso sustentável denominada Reserva Extrativista do Rio Cajari, criada por meio do Decreto nº 99.145 de 12 de março de 1990 situada no extremo sul do estado do Amapá, com uma área de 501.771ha que abrange três municípios - Laranjal do Jarí, Mazagão e Vitória do Jari (SOUSA, 2006).

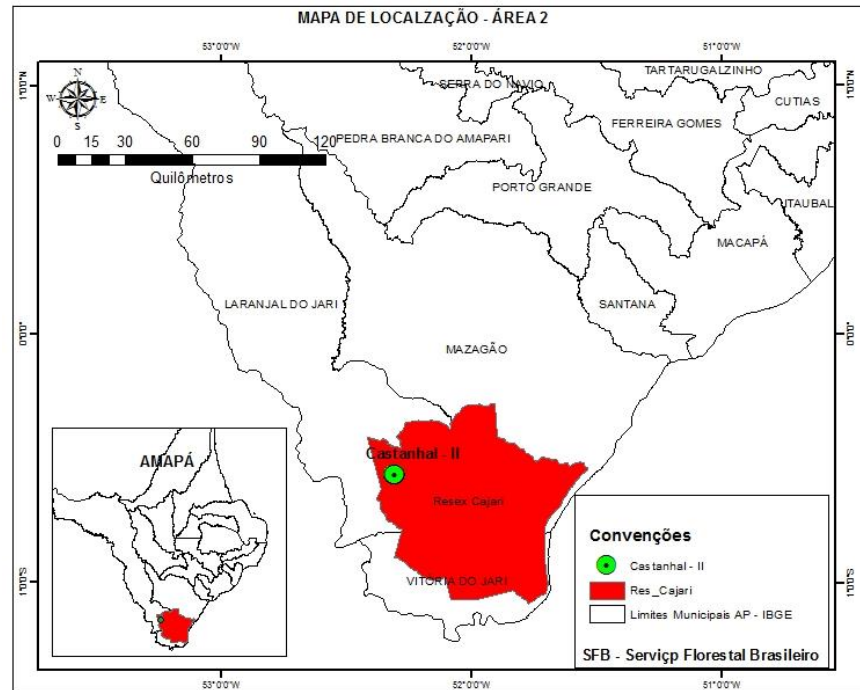


Figura 5. Localização do castanhal - II.

Nesta região a cobertura vegetal representa a transição entre a floresta ombrófila densa e a floresta ombrófila densa das terras baixas, onde ocorre também uma extensa mancha de floresta ombrófila aberta. O relevo é fortemente ondulado e os principais solos foram classificados como Argissolo Vermelho-Amarelo, Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico de textura argilosa e Latossolo Amarelo distrófico de textura média (RADAMBRASIL, 1974).

A Resex do Rio Cajari possui um clima tropical úmido com poucas variações de temperatura, permanecendo a média anual entre 25 a 30 °C, com outubro sendo o mês de maior calor enquanto que nos meses de fevereiro a abril, são registradas as menores temperaturas. Registra-se precipitação anual de cerca de 2.500mm (DRUMMOND, 2004).

Coleta de dados e análise das amostras

Para cada área do experimento, foi realizado um levantamento, utilizando uma amostragem sistemática, em uma parcela de 300 x 300 m, adotando um grid de espaçamento regular com 60 pontos, cada um correspondendo a uma repetição, espaçados, obedecendo as distancias de 50 m entre linhas e 30 metros entre pontos (Figura – 3). As amostras foram coletadas a partir da camada superficial de 0-20 cm.

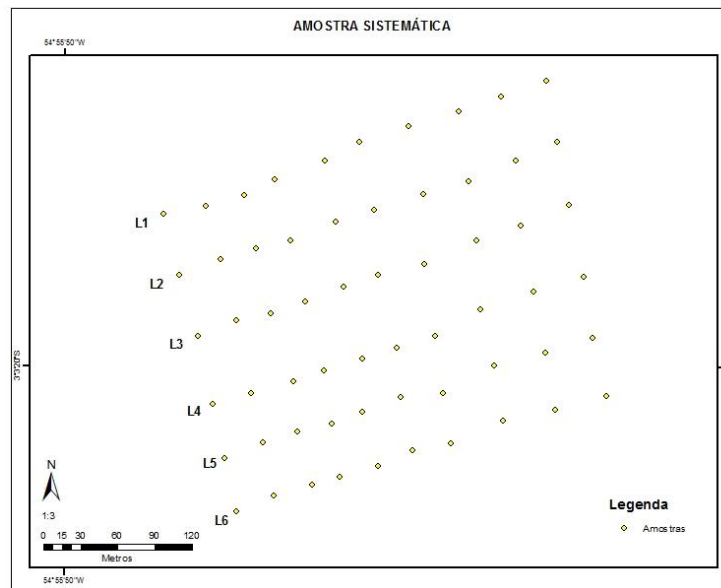


Figura 6. Amostragem sistemática.

As análises químicas foram realizadas no laboratório da Embrapa Amazônia Ocidental, em Manaus e consistiram das seguintes determinações: pH medido eletronicamente por meio de eletrodo combinado imerso em suspensão solo:líquido (água), 1:2,5; O Carbono a partir da oxidação da matéria orgânica via úmida com dicromato de potássio em meio sulfúrico, empregando-se como fonte de energia o calor desprendido do ácido sulfúrico e/ou aquecimento. O excesso de dicromato após a oxidação é titulado com solução padrão de sulfato ferroso amoniacal (sal de Mohr) (EMBRAPA, 2011).

Ainda conforme, Embrapa, (2011), o P disponível foi determinado por meio do extrato sulfúrico, o Al trocável extraído com KCl 1 N; Ca e Mg extraídos com KCl 1 N e determinadas por titulometria com EDTA 0,025 N; o K disponível foi obtido com solução extratora Mehlich 1 e analisado por fotometria de chama. O N foi obtido a partir do princípio de Kjeldahl por câmara de difusão. Os compostos de Fe, Mn, Zn e Cu foram determinados por extração com solução de Mehlich-1 (M-1) e espectrometria de absorção atômica. (AAS).

Na determinação da granulometria foi adotado o método da pipeta, que obedece ao seguinte princípio, conforme EMBRAPA, (2011): Baseia-se na velocidade de queda das partículas que compõem o solo. Fixa-se o tempo para deslocamento vertical na suspensão do solo com água, após a adição de um dispersante químico. Pipeta-se um volume da suspensão, para determinação da argila que seca em estufa e é pesada. As frações grosseiras (areia fina e grossa) são separadas por tamisação,

secas em estufas e pesadas para obtenção dos respectivos percentuais. O silte corresponde ao complemento dos percentuais para 100%. É obtido por diferença das outras frações em relação a amostra original. A macro e microporosidade foram obtidas por meio do método mesa de tensão, onde amostras saturadas são colocadas sob a mesa de tensão a qual retira a água dos macroporos. Após pesagem, antes e depois de ir à estufa a 105 °C, obtêm-se o valor de macro e microporos contidos na amostra (Embrapa, 2011).

Os resultados foram submetidos a análise descritiva utilizando o programa Sisvar (Ferreira, 2011). Os mapas de contorno dos atributos do solo foram feitos no software Past.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análise Granulométrica e Parâmetros Físicos

Com base na análise granulométrica do solo (tabela.1) observou-se que o solo sob o castanhal I apresenta equilíbrio entre as frações granulométricas (areia total, silte e argila) com um certo predomínio da fração argila, enquanto que o solo avaliado no castanhal II demonstra dominância da fração areia total. Nos demais atributos físicos, destaca-se a microporosidade e PT do solo do castanhal I com valores relativamente superiores aos encontrados ao solo do castanhal II, admitindo a possibilidade desses resultados estarem associados aos elevados teores de matéria orgânica presente nesse solo, o que contribui diretamente para a formação da estrutura, favorecendo este comportamento (Aquino et al., 2014a).

Tabela 1. Estatística descritiva para as variáveis argila, silte, areia, na profundidade 0,0 a 0,20m em solos sob dois castanhais nativos, na FLONA Tapajós - Pará e na Resex do Rio Cajari – Amapá.

Estatística	Argila	Silte	Areia	Macro	Micro	PT
				m ³ m ⁻³		%
Solo - Castanhal I						
Mínimo	393.00	59.75	305.39	0.00	0.00	0.00
Máximo	584.50	142.17	527.60	0.28	0.42	0.65
Média	516.51	101.95	381.52	0.20	0.34	0.54
Mediana	521.25	99.47	371.94	0.20	0.35	0.55
Desv.Pad. ⁽¹⁾	38.22	17.65	42.29	0.05	0.07	0.10
CV% ⁽²⁾	7.40%	17.31%	11.09%	24.93%	21.41%	20.14%
Assimetria	-1.2853	0.1765	1.6308	2.0194	-3.5004	-4.2265
Curtose	2.0286	-0.3145	3.2898	7.3278	14.8786	19.7207
d ⁽³⁾	0.007	0.69	0.001	0.75	0.33	0.81
Solo - Castanhal II						
Mínimo	113,5	51,68	659,3	0,1179	0,1111	0,3491
Máximo	244,5	147,2	821,72	0,3872	0,26	0,5075
Média	178,0667	84,0025	737,9333	0,2298	0,1797	0,4095
Mediana	176,25	84,62	737,11	0,225	0,1808	0,4067
Desv.Pad. ⁽¹⁾	29,64	16,16	35,17	0,06	0,03	0,03
CV% ⁽²⁾	16,65%	19,24%	4,77%	24,98%	19,07%	8,27%
Assimetria	0,1344	0,7668	0,0425	0,341	-0,061	0,5253
Curtose	-0,5515	2,9315	-0,5338	0,0674	-0,5451	0,5083
d ⁽³⁾	0.79	0.01	0.75	0.43	0.67	0.15

⁽¹⁾desvio padrão, ⁽²⁾coeficiente de variação, ⁽³⁾teste de normalidade

Os resultados referentes ao teste de Shapiro Wilk (Tabela-1) indicaram normalidade para todas as variáveis físicas estudadas nas duas áreas, com exceção das frações argila e areia total no solo do castanhal I. Em estudos desenvolvidos por Carvalho et al. (2011) com atributos físicos em três classes de solos, encontraram normalidade somente para as variáveis densidade do solo e porosidade total.

O coeficiente de variação (CV) obtido para as variáveis físicas no castanhal I foi considerado baixo para areia total e argila (CV < 12%), enquanto que as demais variáveis apresentaram variação moderada (12% > CV < 60%), ao mesmo tempo em que no solo sob o castanhal II a areia total e porosidade total apresentaram baixo coeficiente de variação, tendo a macroporosidade, microporosidade e silte demonstrado CV moderados, conforme Warrick e Nielsen (1980). A variabilidade dos atributos do solo medidos pelo coeficiente de variação pode ser considerada a primeira indicação de heterogeneidade nos dados. (Aquino et al., 2014a).

Os valores referentes ao coeficiente de variação para todas as variáveis analisadas, exibem ocorrência de uma maior heterogeneidade no solo sob o castanhal I excetuando-se argila, silte e macroporosidade (Figura 7) quando comparada ao solo sob o castanhal II. No castanhal II houve um predomínio dos macroporos em relação

aos microporos, tal condição deve-se a maior relação areia/argila e aos baixos teores de silte (Figura 5). Ferreira, (2010) afirma que o maior tamanho das partículas de areia desfavorece a agregação destas partículas em comparação as frações silte e argila, dessa forma, em razão da textura mais arenosa, o solo apresenta predomínio de macroporos em sua estrutura. Já no castanhal I, tal a sua textura argilosa, há um predomínio de microporos, o que confirma o estudo realizado por Gomes et al., (2007).

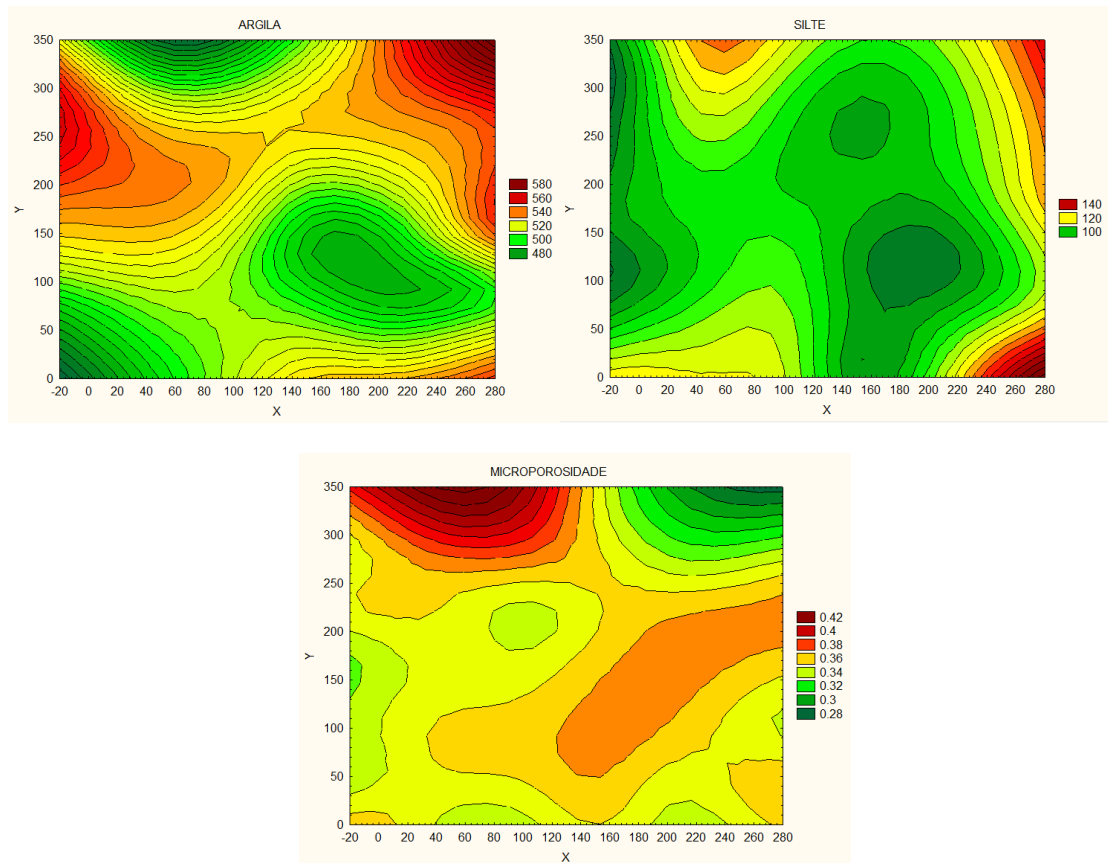
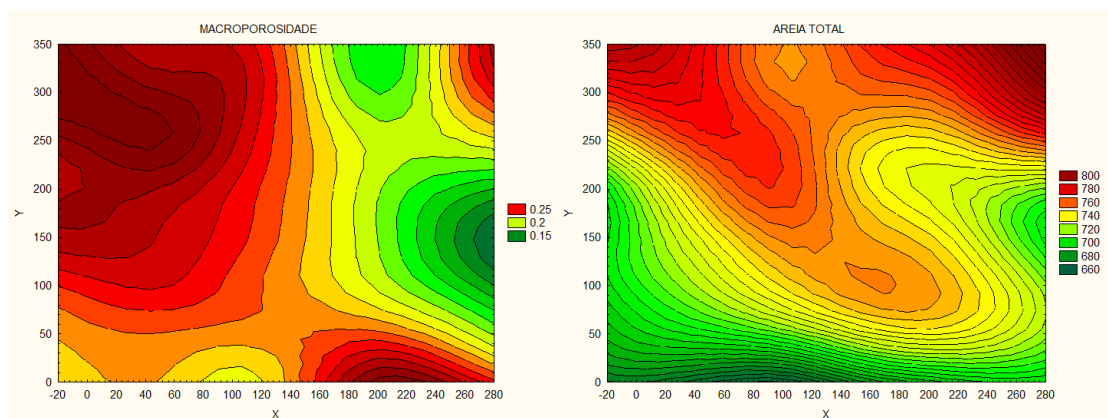


Figura 7. Mapas de contorno do teor de argila, silte e microporosidade do solo sob o castanhal I, na profundidade de 0-0,20m.



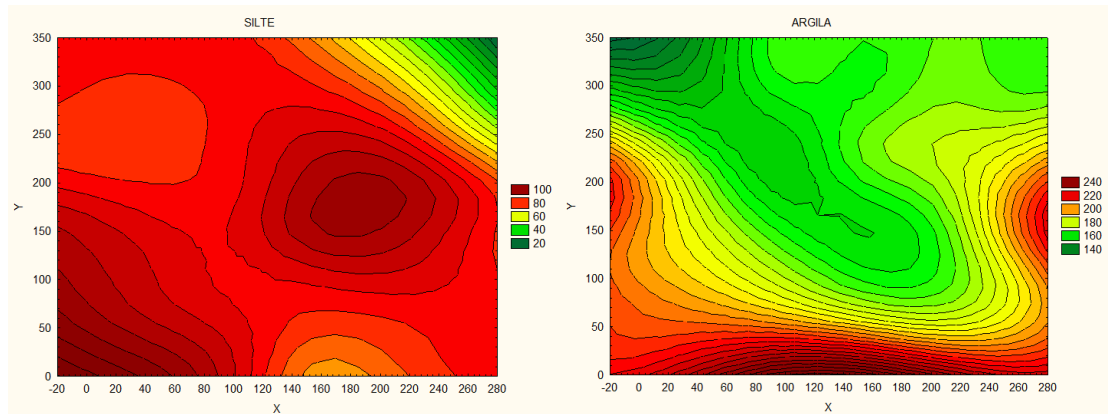


Figura 8. Mapas de contorno do teor de argila, silte, areia total e macroporosidade do solo sob o castanhal II, na profundidade de 0-0,20m.

Parâmetros Químicos

No castanhal I os atributos químicos Ca, Al, Mn e Cu apresentaram distanciamento entre os valores da média e os da mediana. No castanhal II as variáveis químicas que apresentaram maior diferença foram K, Fe, Zn, Mn, Cu. No entanto, o restante das variáveis, em ambas as áreas, apresentou valores de média e mediana próximos. Os mapas de contorno destas variáveis detalham as diferenças (Figuras 6 e 7).

O coeficiente de curtose apresentou, nas duas áreas estudadas, valores negativos e positivos distantes do valor central zero, tendendo, nesse caso, a valores anormais, todavia, o coeficiente de assimetria apresenta valores mais próximos de zero, o que evidencia uma aproximação da normalidade, indicando uma tendência de simetria dos dados em ambos os solos estudados. Campos et al. (2013) estudando solos na região sul do Amazonas, encontrou valores de assimetria distantes de zero, porém, conforme Guimarães et al. (2010), não caracterizam afastamento expressivo da normalidade, somente confirma que, na natureza não são encontradas distribuições que seja absolutamente normais. A aproximação dos valores da média e mediana justificam esse fato.

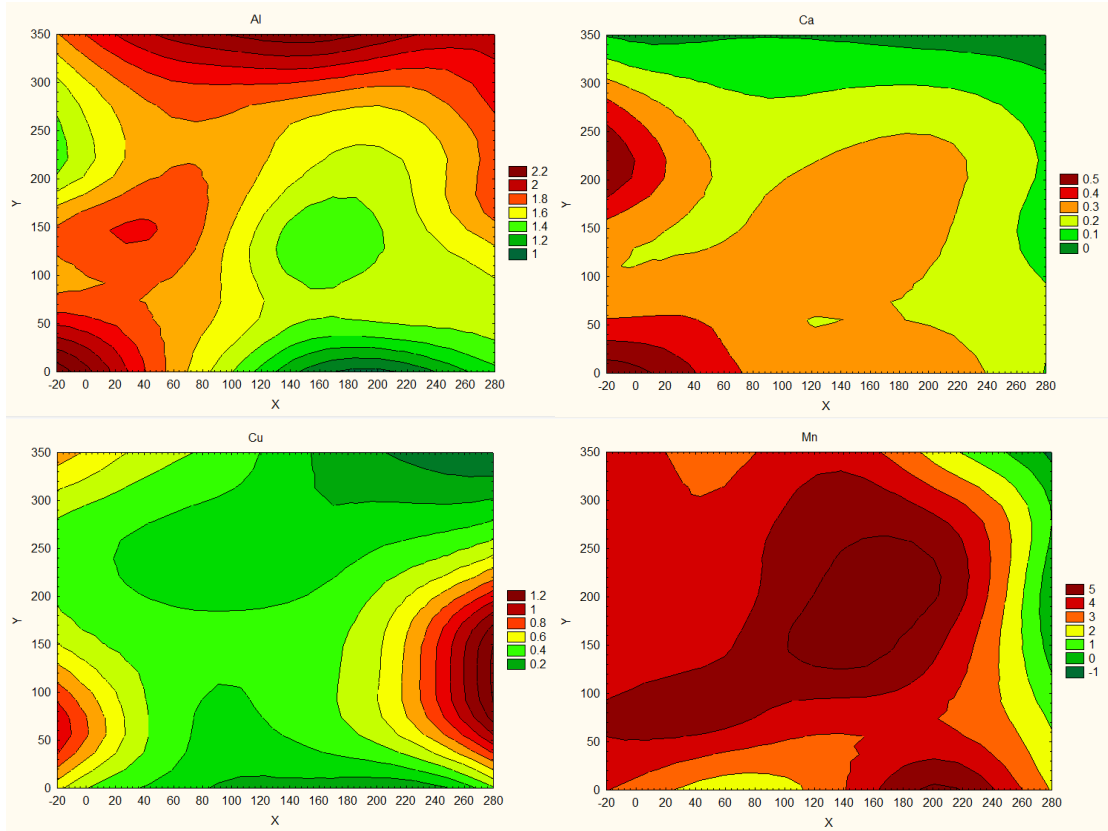


Figura 9. Mapa de contorno dos teores de alumínio, cálcio, cobre e manganês do solo sob o castanhal I, na profundidade de 0-0,20m.

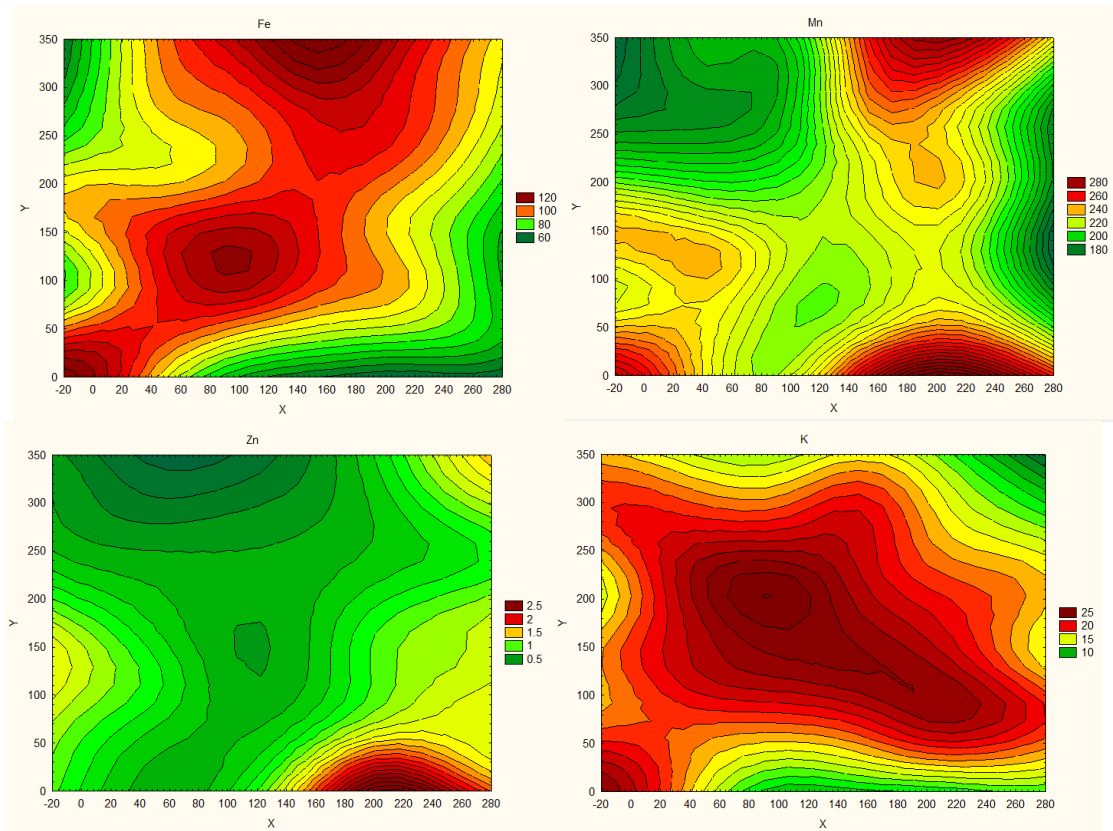


Figura 10. Mapa de contorno dos teores de ferro, manganês, zinco e potássio no solo sob o castanhal II, na profundidade de 0-0,20 m.

Em se tratando dos atributos químicos somente o pH apresentou baixa variabilidade, variando dentro um curto intervalo em ambos os castanhais, apresentando isolinhas relativamente menores (Figura 11 e 12). No castanhal I, Ca, Mn e Cu apresentaram alta variabilidade (84,83%, 80,14% e 75,29%, respectivamente), enquanto que no castanhal II o Al, Na e Zn foram os que apresentaram alto coeficiente de variação ($CV > 60\%$). Entre os dois castanhais o Al foi o que apresentou o maior coeficiente de variação (217,39%) no castanhal II. Este efeito se deve a grande variação dos teores desse nutriente na área estudada. Vale ressaltar que nesta área não foram encontrados teores significativos de Al no solo. Dessa forma, é possível observar que em relação ao coeficiente de variação os dois castanhais tenderam a um mesmo comportamento de variabilidade e a maioria dos atributos apresentou moderado grau de heterogeneidade.

O Na apresentou coeficiente de variação (CV) 131,21 no castanhal II, o que é considerado alto conforme classificação de Warrick e Nielsen (1980). Altos valores de CV indicam heterogeneidade dos dados (Frogbrook et al., 2002), assim como a média e mediana, quando apresentam valores discrepantes, podem indicar uma distribuição assimétrica. No castanhal I, seguindo a mesma classificação, o Na apresenta CV (53,25) considerado moderado, bem como a média e mediana apresentam valores semelhantes (3,6 e 3, respectivamente), tal condição indica que o Na apresenta uma distribuição simétrica nesta área.

Carvalho et al., (2003) afirmaram que existem muitos fatores ambientais que interferem na dinâmica do solo, o que comumente proporciona valores de moderados a altos no que diz respeito a variabilidade de suas propriedades. Aquino et al., (2014b) também observaram variações alta e moderada durante estudo envolvendo solos da região amazônica.

Para a análise da fertilidade do solo, foi utilizado os níveis adotados por Cravo et al. (2007), que são citados entre colchetes. De maneira geral, o pH do solo no castanhal I apresentou maior acidez, na profundidade de 0-20 cm, do que o castanhal situado na Resex Rio Cajari, sendo os valores mínimo e máximo de 3,76 a 4,51 e 4,74 e 6,45, respectivamente. Araújo et al. (2014) encontraram valores semelhantes ao pesquisar uma equação, com a qual pudesse estimar com boa precisão os valores de acidez potencial dos solos de ocorrência no Estado do Amapá. A acidificação do solo de áreas florestais pode ser relacionada com a lixiviação de bases, absorção desses

elementos pelas árvores ou à liberação de ácidos orgânicos durante a decomposição da serapilheira (Alexander e Cresse, 1995).

Considerando que o Al^{3+} representa a acidez trocável do solo, geralmente, os solos que apresentam menores valores de pH, apresentam valores superiores de Al^{3+} (Rocha et al., 2009), dada a facilitação da solubilização do Al trocável no solo (Mafra, 2008), o que é corroborado no presente estudo, sobretudo nos valores obtidos no castanhal da Flona Tapajós, conforme Tabela 2.

O fósforo disponível no solo sofreu variação de 2,19 a 4,94 $mg\ dm^{-3}$ e 2,33 a 9,87 $mg\ dm^{-3}$, nos castanhais I e II, respectivamente. Os teores encontrados em ambos os castanhais são considerados baixos [< 10]. O coeficiente de variação (41,50%) é maior no castanhal II, configurando, dessa forma, maior heterogeneidade desta variável nesta área, o que pode esclarecer os maiores valores de amplitude (mínimo/máximo) quando comparados aos valores de fósforo observados no castanhal I. Silva et al., (2011) ressaltam que a redução dos teores de fósforo disponível em profundidade também pode ser influenciada pela menor mobilidade relativa do P e aumento do teor de argila no solo.

Os teores de cálcio (Ca^{2+}) e magnésio (Mg^{2+}) foram considerados baixos [$< 1,5$ e $\leq 0,5\ cmol_c\ dm^{-3}$, respectivamente], em ambos os castanhais, sendo que no castanhal II foram observados teores de Ca^{2+} com valores mínimo de 0,26 e máximo de 2,25 $cmol_c\ dm^{-3}$, enquanto que os teores de Mg^{2+} variaram entre 0,12 e 1,12 $cmol_c\ dm^{-3}$. É importante ressaltar que em razão dos elevados índices pluviométricos a que são submetidos os solos amazônicos, o processo de lixiviação das bases trocáveis é intenso, o que contribui para perdas de nutrientes (Collier; Araújo, 2010). Em estudo desenvolvido, por Barreto et al., (2006) foi observado baixos teores de Ca^{2+} em área de floresta, o que já era esperado, visto que neste sistema o que está disponível no solo, é, muito provavelmente, absorvido pela vegetação e posteriormente retorna ao solo.

Considerando o solo do castanhal I e II, os teores de K^+ variaram de 22 a 19 $mg\ dm^{-3}$, respectivamente, o que compreende a baixos valores [< 40]. Portugal et al., (2010) ao compararem áreas de floresta com uma área de pastagem observaram que após 20 anos de uso com pastagem, foram reduzidos os valores de nutrientes do solo, com valores semelhantes aos da mata, corroborando com os resultados de Araújo et al (2004) e Perin et al. (2003), que afirmaram que os teores de K^+ tendem a decrescer com o tempo de uso.

Tabela 2. Estatística descritiva para as variáveis pH, carbono (C), nitrogênio (N), fósforo (P), cobre (Cu), potássio (K), sódio (Na), zinco (Zn), manganês (Mn), cálcio (Ca), magnésio (Mg), alumínio (Al) e ferro (Fe), na profundidade de 0-20cm de solo sob dois ca

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Coeficientes			Desvio Padrão
					Varição	Assimetria	Curtose	
Solo - Castanhal I								
pH (H ₂ O)	4,08	4,08	3,76	4,51	4,41	0.4994	-0.3185	0,18
C (g kg ⁻¹)	13,9	13,35	8,78	21,71	18,99	0.8713	1.0172	2,64
N (g kg ⁻¹)	1,16	1,13	0,86	1,7	13,79	1.1386	1.9907	0,16
P (mg dm ⁻³)	2,81	2,72	2,19	4,94	17,79	1.8222	4.8085	0,5
Cu (mg dm ⁻³)	0,39	0,32	0,1	1,44	76,92	2.2844	5.7178	0,3
K (mg dm ⁻³)	21,57	20	12	39	32,55	0.8070	-0.1570	7,02
Na (mg dm ⁻³)	3,68	3	1	10	53,26	1.5627	2.8957	1,96
Zn (mg dm ⁻³)	0,79	0,71	0,44	1,94	35,44	2.1025	5.4939	0,28
Mn (mg dm ⁻³)	3,61	2,9	0,72	13,7	80,06	1.7641	3.3980	2,89
Ca (cmolc dm ⁻³)	0,2	0,13	0,05	0,98	85	2.2258	6.5694	0,17
Mg (cmolc dm ⁻³)	0,22	0,21	0,06	0,53	45,45	0.8660	1.0070	0,1
Al (cmolc dm ⁻³)	1,59	1,65	0,72	2,31	22,01	-0.5362	0.0935	0,35
Fe (mg dm ⁻³)	224,7	226	44	375	23,68	-0.2003	1.8397	53,21
Solo - Castanhal II								
pH (H ₂ O)	5,74	5,74	4,74	6,45	6,10	-0.3115	0.4166	0,35
C (g kg ⁻¹)	8,25	8,28	3,53	14,74	25,94	0.3534	0.589	2,14
N (g kg ⁻¹)	0,79	0,8	0,52	1,08	16,46	0.0039	-0.6885	0,13
P (mg dm ⁻³)	3,5	3,02	2,33	9,87	41,71	2.8025	8.7496	1,46
Cu (mg dm ⁻³)	1,81	1,7	0,9	4,36	32,60	1.8139	5.4727	0,59
K (mg dm ⁻³)	19,33	17	10	47	38,13	1.3816	2.2013	7,37
Na (mg dm ⁻³)	2,96	2	1	31	131,42	6,56	47.3726	3,89
Zn (mg dm ⁻³)	0,767	0,6	0,22	3,7	71,71	0.4427	-0.2061	0,55
Mn (mg dm ⁻³)	218,31	213,81	129,55	351,16	21,40	0.7065	0.2336	46,72
Ca (cmolc dm ⁻³)	1,21	1,12	0,26	2,25	41,32	0.2739	-0.862	0,5
Mg (cmolc dm ⁻³)	0,51	0,47	0,12	1,12	43,14	0.3355	-0.4965	0,22
Al (cmolc dm ⁻³)	0,05	0	0	0,61	220,00	3.3807	13.3031	0,11
Fe (mg dm ⁻³)	95,11	91	38	153	27,15	0.4427	-0.2061	25,82

O teor de C orgânico no solo variou de 8,7 a 21,7 g kg⁻¹ no castanhal I e 3,5 a 14,7 g kg⁻¹ no castanhal II. A adição de material orgânico proveniente da serapilheira é responsável pelo acúmulo de carbono na camada superficial do solo, em razão das elevadas taxas de mineralização da matéria orgânica, decorrentes das altas temperatura, umidade e pluviosidade (Mafra, 2008; Acre 2000b). Considerando a classificação de Warrick e Nielsen (1980) o CV desse atributo em ambas as áreas é considerado intermediário (>12 e < 60) o que indica que o C está distribuído relativamente uniforme nas áreas estudadas (Figura 11 e 12).

Os teores de Fe, Mn, Zn e Cu encontram-se na tabela 2, tais nutrientes estão em níveis considerados baixos para Zn [<0,9], Mn [<5] e Cu [<0,70] no castanhal I e níveis muito altos de Fe [>45], enquanto que no castanhal II, níveis baixos somente de Zn, assim como níveis muito altos de Mn [>12] e altos para Fe [<45] e Cu [>1,80], conforme Cravo et al., (2007).

É importante ressaltar que em solos de florestas nativas, semelhantes aos das áreas deste estudo, as variações nas características químicas são melhores explicadas pelo material de origem do solo ou pelas pedoformas (Cambardella et al., 1994). O produto da estatística descritiva indica que os atributos estudados sofrem variação no interior da área de estudo, podendo, essa heterogeneidade, influenciar na oscilação da produtividade de algumas espécies (Gandah et al., 2000) como a castanheira, na Amazônia.

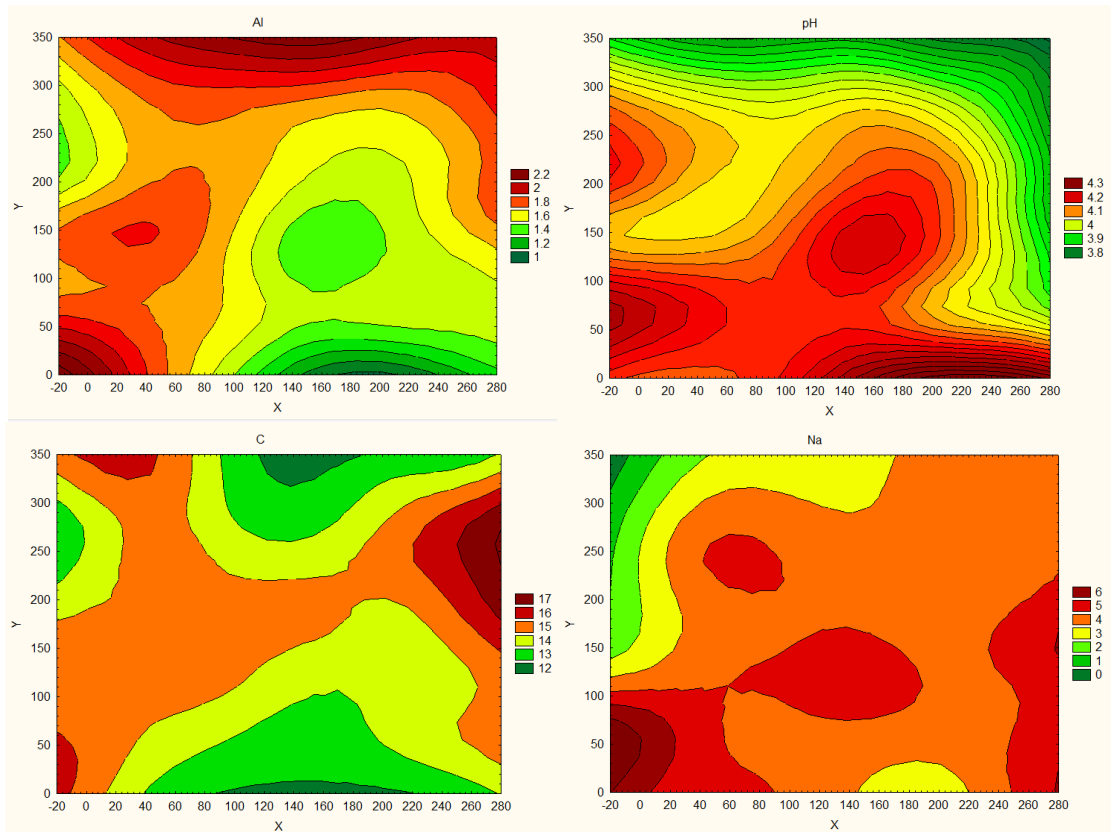


Figura 11. Mapa de contorno dos teores de alumínio, pH, carbono e sódio no solo sob o castanhal I, na profundidade de 0 – 0,20m.

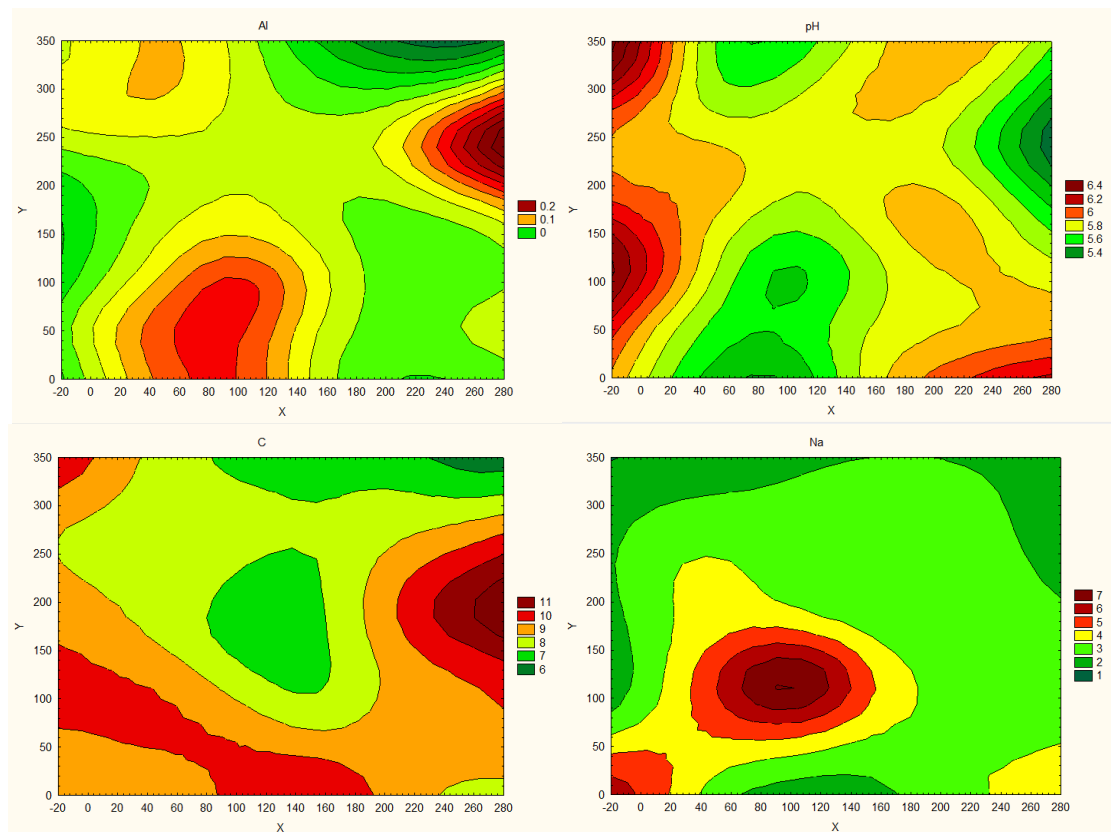


Figura 12. Mapa de contorno dos teores de alumínio, pH, carbono e sódio no solo sob o castanhal II, na profundidade de 0 – 0,20m.

CONCLUSÃO

No castanhal I os atributos que apresentaram maior variabilidade foram o Mn, Cu e Ca, sendo estas as variáveis consideradas mais heterogêneas nesta área. Já no castanhal II a maior heterogeneidade foi atribuída as variáveis Na, Al e Zn. Dentre os atributos estudados o pH indicou maior simetria entre os dados, nos dois castanhais analisados.

Os teores de argila são os que sofreram menor variação no castanhal I, enquanto que no castanhal II os teores de areia total correspondem a menor variabilidade entre os atributos desta área.

A maioria dos atributos estudados apresentam considerado grau de heterogeneidade, havendo variabilidade nos atributos edáficos estudados em ambas as áreas. Os solos estudados também apresentaram comportamentos diferenciados em relação as suas estruturas físicas e químicas.

Estes são resultados pioneiros que serão gerados pelo projeto MapCast, e ajudarão a caracterizar e compreender os fatores ambientais que influenciam a produção em árvores de castanha do Brasil na Amazônia, a fim de contribuir para a adoção de boas práticas de gestão.

REFERÊNCIAS

- ALEXANDER, C. E.; CRESSE, M. S. An assessment of the possible impact of expansion of native woodland cover on the chemistry of Scottish freshwaters. **Forest Ecology and Management**, v.73, n.1, p.1-27, 1995.
- ALLEGRETTI, M. H. Reservas extrativistas: parâmetros para uma política de desenvolvimento sustentável na Amazonia. **Revista Brasileira de Geografia**. v. 54,n.1, p.5-23. 1992.
- AQUINO, R.E.; CAMPOS, M.C.C.; OLIVEIRA, I.A.; MARQUES JUNIOR, J.; SILVA, D.M.P.; SILVA, D.A.P. Variabilidade espacial de atributos físicos de solos antropogênico e não antropogênico na região de Manicoré, AM. **Biosci. J.**, Uberlandia, v. 30, n. 4, p. 988-997, July/Aug. 2014a.
- AQUINO, R.E.; CAMPOS, M.C.C.; JÚNIOR, J.M.; OLIVEIRA, I.; MANTOVANELI, B.C.; SOARES, M.D.R.; Geoestatística na avaliação dos atributos físicos em Latossolo sob floresta nativa e pastagem na região de Manicoré, Amazonas. **Rev.Bras.de Ciênc. do Solo** 38:397-406, 2014b.
- ARAÚJO, E. A.; LANI, J. L.; AMARAL, E. F.; GUERRA, A. Uso da Terra e propriedades físicas e químicas de Argissolo Amarelo distrófico na Amazônia Ocidental. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, Viçosa, v. 28, p.307 – 315, 2004.
- BARRETO, A.C.; LIMA, F.H.S.; FREIRE, M.B.G.S.; ARAÚJO, Q.R.; FREIRE, F.J., Características químicas e físicas de um solo sob floresta, sistema agroflorestal e pastagem no sul da bahia - **REVISTA CAATINGA** — ISSN 0100-316X UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO SEMI-ÁRIDO (UFERSA) Pro-Reitoria de Pesquisa e Pós-graduação Caatinga (Mossoró, Brasil), v.19, n.4, p.415-425, outubro/dezembro 2006.
- BRASIL. Ministério do Meio Ambiente. Instrução Normativa nº 6, de 23 de setembro de 2008.
- CAMPOS, M.C.C.; AQUINO, E.A.; OLIVEIRA, I.A. & BERGAMIN, A.C. Variabilidade espacial da resistência mecânica do solo à penetração e umidade do solo em área cultivada com cana-de-açúcar na região de Humaitá, Amazonas, Brasil. *Agrária*, 8:305-310, 2013.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F. & KONOPKA, A. E. Fieldscale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, 58:1501-1511, 1994.
- CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Rev. Bras. De Ciênc. do Solo** 27(4):695-703. 2003.
- CARVALHO, L. A.; MEURER, I.; SILVA JÚNIOR, C. A.; CAVALIERI, K. M. V.; SANTOS, C. F. B. Dependência espacial dos atributos físicos de três classes de solos cultivados com cana-de-açúcar sob colheita mecanizada. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. Campina Grande, v. 15, n. 9, p. 940– 949, 2011.

- CASTRO, G.S.A.; DAMASCENO, L.F.; MONTAGNER, A.E.A.D.; GUEDES, M.C.; JR, N.J.M., Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) – **Estado do Amapá Acta Iguazu**, Cascavel, v.3, n.3, p. 57-65, 2014.
- CLAY, J. W; Brazil nuts: the use of a keystone species for conservation and development. In: FREESE, C.H. Harvesting wild species implications for biodiversity conservation. Baltimore: **John Hopkins University Press**, p. 246-282, 1997.
- COLLIER, L. S.; ARAÚJO, G. P. Fertilidade de solo sob sistemas de produção de subsistência, agrofloresta e vegetação remanescente em Esperantina-Tocantins. **Revista Floresta e Ambiente**, v. 17, p. 12-22, 2010.
- CRAVO, M. S.; VIÉGAS, I.J.M.; BRASIL, E.C., Recomendações de adubação e calagem para o Estado do Pará. Belém, PA: **Embrapa Amazônia Oriental**, 262 p. 2007.
- DONADIO, L. C.; MÔRO, F. V.; SERVIDONE, A. A.; Frutas nativas. São Paulo: **Novos Talentos**, 2002.
- DRUMMOND, J.A. Atlas das Unidades de Conservação do Estado do Amapá. **IBAMA; SEMA-AP**, Macapá, 2004.
- EMBRAPA, Manual de métodos de análise de solos / organizadores, — Dados eletrônicos. — Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 230 p. - (**Documentos / Embrapa Solos**, ISSN 1517-2627 ; 132), 2011.
- ESPIRITO-SANTO, F.D.B. et al., Análise da composição florística e fitossociológica da floresta nacional do tapajós com o apoio geográfico de imagens de satélite. **Acta Amazônica**. VOL 35 (2) 155 – 173. 2005.
- FERREIRA, D.F. SISVAR: Um programa para análises e ensino de estatística. **Revista Symposium**. v.6, p.36-41, 2011
- FERREIRA, M.M. Caracterização física do solo. In: JONG van LIER, Q. (ed.) Física do solo. Viçosa, MG: **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, 298p. 2010.
- FROGBROOK, Z. L. et al. Exploring the spatial relations between cereal yield and soil chemical properties and the implications for sampling. **Soil Use and Management**, v. 18, n. 01, p. 01-09, 2002.
- GANDAH, M. et al. Dynamics of spatial variability of millet growth and yields at three sites in Niger, west Africa and implications for precision agriculture research. *Agricultural Systems*, Oxon, v.63, n.2, p.123-140, 2000.
- GOMES, N.M.; SILVA, A.M.; MELLO, C.R.; FARIA, M.A.; OLIVEIRA, P.M. Métodos de ajuste e modelos de semivariograma aplicados ao estudo da variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, n. 3, p. 435-443, mai./jun. 2007.
- GONÇALVES, A.C.A.; FOLEGATTI, M.V.; VIANA, J.D.M., Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. *Acta Scientiarum*. Maringá, v. 23, n. 5, p. 1149-1157, 2001.
- GUEDES, M. C.; NEVES, E. de S.; COSTA, J. B. P. Brazil nut (*Bertholletia excelsia* bonp.) regeneration growth in a fallow area in relation to soil fertility and secondary forest serial stage. **Resumo em Anais de Congresso**. In: **SIMPÓSIO**

INTERNACIONAL DE ECOLOGIA, São Carlos. Anais... São Carlos: UFSCar, 2011. p. 631-636. 2011

GUIMARÃES, R.M.L.; GONÇALVES, A.C.A.; TORMENA, C.A.; FOLEGATTI, M.V. & BLAINSKI, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um Nitossolo sob a cultura do feijoeiro irrigado. *Eng. Agríc.*, 30:657-669, 2010.

HOMMA, A. K. O. Cemitério das Castanheiras. **Ciência Hoje**. São Paulo, v.34, nº202. Março: 2004.

IBGE, **Manual Técnico da Vegetação Brasileira**. Série Manuais Técnicos em Geociências. Número 1. Rio de Janeiro. 1992.

LOCATELLI, M.; VIEIRA, A.H.; GAMA, M. de M. B. Cultivo da castanha-do-Brasil em Rondônia. Rondonia: **Embrapa**, (Sistema de produção, 7). 2005.

MACHADO, L.O.; LANA, Â.M.Q.; LANA, R.M.Q.; GUIMARÃES, E.C.; FERREIRA, C.V., Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional. **R. Bras. Ci. Solo**, 31:591-599, 2007.

MAFRA, Á.L.; GUEDES, S.F.F.; FILHO, O.K.; SANTOS, J.C.P.; ALMEIDA, J.A; ROSA, J.D. CARBONO ORGÂNICO E ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO EM ÁREAS FLORESTAIS. **R. Árvore**, Viçosa-MG, v.32, n.2, p.217-224, 2008.

MÜLLER, C. H. A cultura da castanha-do-brasil. Brasília: EMBRAPA-SPI. 65 p. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro de Pesquisa Agroflorestal da Amazônia Oriental. (**Coleção Plantar, 23**), 1995.

NEVES, E.S., Regeneração natural e interação do crescimento inicial da castanheira da Amazônia (*Bertholletia excelsa* bonpl.) com atributos do solo e luz/ Ezaquiel de Souza Neves; Orientador Marcelino Carneiro Guedes. Macapá; II. **Monografia**.(Graduação em Engenharia Florestal) – Universidade do Estado do Amapá. 38 p 2010.

OLIVEIRA, F.H.T; NOVAIS, R.F.; ALVAREZ, V.V.H.; CANTARUTTI, R.B.; BARROS, N.F. Fertilidade do solo no sistema de plantio direto. In: ALVAREZ, V.V.H; SCHEFER, C.E.G.R.; BARROS, N.F.; MELLO, J.W.V.; COSTA, L.M. (Eds). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: SBCS pp. 393-486. 2000.

OLIVEIRA, L. C., Efeito da exploração da madeira e de diferentes intensidades de desbastes sobre a dinâmica da vegetação de uma área de 136 ha na Floresta Nacional do Tapajós. **Tese (Doutorado)** – ESALQ, Piracicaba, p. 183. 2005.

PENNACCHIO, H.L. Castanha-do-brasil – Proposta de preço mínimo safra 2006/2007. Editora Mapinguari. Brasília: p. 08 -10. 2006.

PERIN, E.; CERETA, C. A.; KLAMT, E. Tempo de uso agrícola e propriedades químicas de dois Latossolos do Planalto médio do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, p. 665-674, 2003.

PORTUGAL, A.F.; COSTA, O.D.A.V.; COSTA, L.M., Propriedades físicas e químicas do solo em áreas com sistemas produtivos e mata na região da zona da mata mineira **R. Bras. Ci. Solo**, 34:575-585, 2010.

RADAMBRASIL. Mapa exploratório de solos Folha AS-22/Belém, geologia, geomorfologia, solos, vegetação e uso potencial da terra. Levantamento de Recursos Naturais. Rio de Janeiro: IBGE, 1974.

ROCHA, M.J.R.; MARTINS, C.A.S.; SILVA, A.G.; NAPPO, M.E. AVALIAÇÃO DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DE UM SOLO SOB FLORESTA ATLÂNTICA NA FAZENDA SANTA RITA, FARIA LEMOS, MG In: XIII Encontro Latino de Iniciação Científica, **IX Encontro Latino Americano de Pós Graduação e III Encontro Latino de Iniciação Científica Junior**; São José dos Campos: Universidade do Vale do Paraíba; 2009.

SALOMÃO, R. P., A castanheira: história natural e importância socioeconômica. **Bol. Mus. Para. Emílio Goeldi**. Cienc. Nat., Belém, v. 9, n. 2, p. 259-266, maio-ago. 2014.

SALOMÃO, R. P., Estrutura e densidade de *Bertholletia excelsa* H. & B. ('Castanheira') nas regiões de Carajás e Marabá, estado do Pará. **Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi**, série Botânica 7(1): 47-68.1991.

SILVA, D.C.; SILVA, M.L.N.; CURI, N.; OLIVEIRA, A.H.; SOUZA, F.S.; MARTINS, S.G.; MACEDO, R.L.G.; Atributos do solo em sistemas agroflorestais, cultivo convencional e floresta nativa - **REA – Revista de estudos ambientais (Online)** v.13, n. 1, p. 77-86 jan./jun. 2011.

SOUSA, W. P., A dinâmica dos sistemas de produção praticados em uma unidade de conservação de uso direto na Amazônia: a reserva extrativista do rio Cajari no Estado do Amapá. Macapá. **Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Sustentável)**. Universidade Federal do Pará / Embrapa Amazônia Oriental. Pará. 2006.

VELOSO, H. P.; FILHO, A. L. R. S.; LIMA, J. C. A.; Classificação da vegetação brasileira, adaptada a um sistema universal. Rio de Janeiro **IBGE**, Departamento de Recursos Naturais e Estudos Ambientais, 124p. 1991.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics**. New York: Academic, cap. 2, p. 319-344. 1980.

CAPÍTULO 2

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E QUÍMICOS DE UM SOLO SOB FLORESTA OMBRÓFILA DENSA

Everton Araújo CAVALCANTE
Raimundo Cosme de OLIVEIRA JUNIOR

CAVALCANTE, Everton Araújo. **VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E QUÍMICOS DE UM SOLO SOB FLORESTA OMBRÓFILA DENSA** 2017. 79 páginas. Dissertação de Mestrado em Recursos Naturais da Amazônia. Área de concentração: Processos de Interação Atmosfera Biosfera -Programa de Pós-Graduação em Recursos Naturais da Amazônia. Universidade Federal do Oeste do Pará – UFOPA, Santarém, 2017.

RESUMO

Por meio de técnicas da geoestatística é possível detectar a ocorrência da dependência e distribuição espacial dos atributos do solo, o que auxilia sobremaneira na análise e descrição mais detalhada do comportamento dos atributos físicos e químicos do solo. O objetivo deste trabalho foi a utilização da geoestatística na avaliação dos atributos físicos e químicos em um Latossolo Amarelo Distrófico sob floresta nativa na Floresta Nacional do Tapajós, Belterra, Pará. Foi realizada uma amostragem sistemática dos dados, obedecendo um grid de 50 m sendo os pontos de coletas distribuídos em 41 linhas, totalizando 451 amostras. Todos os pontos foram georreferenciados em seguida feitas as coletas de solo em cada ponto da malha na profundidade de 0,0 a 0,20 m para determinação dos atributos físicos e químicos. Foram determinadas textura (argila, areia total, silte), em relação aos parâmetros químicos determinou-se pH em água, P e K disponíveis, Ca, Mg e Al trocáveis, Fe, Mn, Zn e Cu. Foram realizadas análises estatísticas descritivas e geoestatística. O uso do parâmetro alcance do semivariograma mostrou-se eficiente para determinar a densidade amostral ideal para o ambiente em estudo. Os semivariogramas reproduziram de forma satisfatória o comportamento espacial dos atributos, possibilitando seu uso para estimar a variabilidade natural dos atributos do solo.

Palavras chaves: geoestatística, variabilidade espacial, propriedades físicas, propriedades químicas.

CAVALCANTE, Everton Araújo. **VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E QUÍMICOS DE UM SOLO SOB FLORESTA OMBRÓFILA DENSA** 2017. 79 páginas. Dissertação de Mestrado em Recursos Naturais da Amazônia. Área de concentração: Processos de Interação Atmosfera Biosfera -Programa de Pós-Graduação em Recursos Naturais da Amazônia. Universidade Federal do Oeste do Pará – UFOPA, Santarém, 2017.

ABSTRACT

By means of geostatistical techniques it is possible to detect the occurrence of the dependence and spatial distribution of soil attributes, which helps greatly in the analysis and more detailed description of the physical and chemical attributes of the soil. The objective of this work was the use of geostatistics in the evaluation of physical and chemical attributes in a Yellow Dystrophic Latosol under native forest in the Tapajós National Forest, Belterra, Pará. A systematic sampling of the data was performed, obeying a grid of 50 m. Collection points distributed in 41 lines, totaling 451 samples. All the points were georeferenced and the soil samples were then taken at each point of the mesh in the depth of 0.0 to 0.20 m to determine the physical and chemical attributes. It was determined the pH in water, available P and K, exchangeable Ca, Mg and Al, Fe, Mn, Zn and Cu (clay, total sand, silt). Statistical and geostatistical statistical analyzes were performed. The use of the semivariogram reach parameter was efficient to determine the ideal sample density for the study environment. The semivariograms satisfactorily reproduced the spatial behavior of the attributes, allowing its use to estimate the natural variability of soil attributes.

Key words: Geostatistics, spatial variability, physical properties, chemical properties.

INTRODUÇÃO

Os ecossistemas amazônicos contribuem com importantes bens e serviços ambientais em âmbitos local, regional e global. Oferta de alimento e água, regulação climática e conservação da diversidade biológica são alguns desses bens e serviços. O desenvolvimento socioeconômico da região, por meio de estratégias de manejo agropecuário e florestal condizentes com a manutenção desses importantes serviços ambientais, constitui um dos grandes desafios da atualidade (SOUZA et al., 2008).

As constantes pressões antrópicas sobre os recursos naturais amazônicos, em razão do aumento pela sua procura e as diversas técnicas de manejo adotadas, sejam de cultivo e/ou exploração, geram uma demanda de conhecimento e estudos a respeito das interações que ocorrem nestes ecossistemas. A partir do momento em que o uso e a ocupação acontecem sem atentar para um manejo adequado dessas áreas, observa-se uma crescente degradação dos recursos naturais (Lima et al., 2009) além disso a variabilidade das propriedades do solo sofre influência direta das atividades humanas (Silveira et al., 2000).

Os solos da região amazônica apresentam um predomínio de Latossolos e Argissolos e geralmente possuem fertilidade natural muito baixa (Cardoso et al., 2009). Existem também diferentes classes de solos no bioma Amazônia e essas variações são justificadas pela diversidade das condições geomorfológicas, altas temperaturas e altos índices pluviométricos (Chig et al., 2008).

O conhecimento a respeito da variabilidade do solo permite um melhor entendimento das relações existentes entre os atributos e fatores ambientais, podendo auxiliar na determinação de técnicas de manejo, contribuindo, dessa forma, para uma melhor gestão sustentável e minimização dos impactos ambientais (Plant, 2001).

Amaral (2010), aponta que os estudos detalhados dos componentes de um ecossistema florestal, como por exemplo, o solo e a comunidade arbórea, servem de subsídios ao desenvolvimento e aperfeiçoamento das técnicas de conservação, preservação, silviculturais, visando sua operacionalidade e sustentabilidade.

Wojciechowsky et al. (2009), afirmam que floresta e solo estão interligados, e que a vegetação florestal exerce um importante papel na melhoria da qualidade

nutricional e características físicas dos atributos de um solo, portanto, o conhecimento acerca desses atributos é fundamental quando se objetiva o manejo racional, produtividade sustentável e predição de ecossistemas florestais. As propriedades e características dos solos, são influenciadas pela cobertura, tipos de uso e manejo, processos de formação e exprimem variabilidades que podem ser dependentes ou não do ponto de vista espacial, não sendo possível essa variabilidade ser detectada pela estatística clássica ou por métodos convencionais de amostragem (Dourado Neto, 2009). Daí surge a necessidade da utilização da geoestatística, pois considera a forma e posição espacial da amostra, adotando uma média móvel que varia de acordo com a distribuição da variável no local (Guimarães, 1993).

O estudo da variabilidade espacial por meio da geoestatística permite a interpretação dos resultados com base na estrutura da variabilidade natural dos atributos estudados, considerando a existência ou não de uma dependência espacial dentro do intervalo de amostragem, permitindo melhor compreensão da variabilidade dos atributos e sua influência no ambiente (Souza et al., 2009). Além disso, permite o mapeamento da área estudada através da krigagem, uma vez que o modelo da dependência espacial seja conhecido por meio do semivariograma (Silva et al., 2010).

É importante ressaltar que a variabilidade espacial dos atributos químicos, por exemplo, não é condicionada apenas aos fatores de gênese do solo, mas também por eventos temporais, diferentes culturas e alguns tratamentos aplicados dentro de uma área aparentemente homogênea (Caon, 2012). Ao mesmo tempo que estudos mais específicos com atributos físicos do solo evidenciam que os mesmos variam de um local para outro, demonstrando continuidade ou dependência espacial, em função do manejo adotado e material de origem dos solos (Bottega et al., 2011).

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho foi investigar a variabilidade espacial dos atributos físicos e químicos, por meio de técnicas da geoestatística, em um Latossolo Amarelo Distrófico sob um remanescente de floresta ombrófila densa situado na Floresta Nacional do Tapajós, em Belterra – Pará.

MATERIAL E MÉTODOS

Esta área compreende um talhão de 50 ha de uma Floresta Ombrófila Densa, situada no km 67 da BR-163 na FLONA Tapajós nas coordenadas geográficas 54° 56' 48.51" W / 2° 52' 30.39" S.

A Floresta Nacional do Tapajós foi constituída legalmente a partir do Decreto Nº 73.684/74, com uma área inicial estimada em 600.000 ha (seiscentos mil hectares). Seus limites definem a Oeste – Rio Tapajós; Leste – Rodovia Cuiabá – Santarém; Norte – reta que passa pelo marco 50 (cinquenta) da Rodovia Cuiabá-Santarém e por um ponto de latitude igual a 2° 45' S, à margem direita do Rio Tapajós; Sul – Rio Cupari e seu afluente Santa Cruz, também chamado Cupari Leste, até a inserção deste ou do prolongamento do seu eixo, com a Rodovia Cuiabá-Santarém.

A altitude está em torno de 75 m acima do nível do mar sendo o relevo plano e levemente ondulado. De acordo com Veloso et al., (1991), a FLONA Tapajós é uma floresta de terra firme, classificada como Floresta Ombrófila Densa. Espírito-Santo, (2005) refere-se a esta categoria como as que ocorrem em áreas de terras baixas, com cotas altimétricas inferiores a 100m, pouca variação no declive e em solo predominantemente argiloso. As espécies predominantes nesse tipo de floresta incluem: Sucupira (*Diplotropis* sp), Acariquara (*Minuartia guianensis* Aubl.), Castanheira (*Bertholletia excelsa* H.B.K.) e Cupiúba (*Goupia glabra* Aubl.). Estas florestas apresentam um alto volume de madeira de valor comercial. A estação meteorológica mais próxima da área estudada encontra-se no município de Belterra, a qual forneceu as informações climáticas da área. O clima é do tipo Ami, segundo classificação de Koppen, (clima tropical com estação seca de 2 a 3 meses por ano com precipitação anual de 2000 mm) (Ibama, 2004). A média anual de temperatura é de 25 °C, com a variação de médias mínimas de 18,4 °C e máximas de 32,6 °C. A umidade relativa é de 86% (76-93%). (Oliveira 2005). Através das normais de precipitação do período de 1950 a 2000 da estação de Belterra (20 km da FNT), foi possível confirmar a presença de um período sazonal seco (Jan - Jun) e outro chuvoso (Jul -Dez) bem definidos (ESPIRITO-SANTO et al., 2005).

A Flona do Tapajós encontra-se na região da unidade estratigráfica denominada Formação Barreiras. As rochas desta formação são arenitos finos e folhelos cinza calcífero. A formação Barreiras é constituída principalmente por

sedimentos continentais vermelhos e formados por intercalações de arenitos e argilitos com conglomerados subordinados (Ibama, 2004). Na região do estudo há uma predominância de Latossolo Amarelo Distrófico, caracterizado por diferentes texturas, em sua maioria, profundos, ácido, friável e revestido por florestas densas. Como variação também ocorre o Latossolo Amarelo Distrófico Plíntico, Plintosolos Pétricos, Neossolo Quartzarênico Órtico, Argissolos Vermelho-Amarelo. (RADAMBRASIL 1974). De acordo com estimativas, existem aproximadamente 10.696 pessoas vivendo na FLONA, distribuídos em 26 comunidades (IBAMA, 2004).

Coleta dos dados e análise dos atributos físicos e químicos

Foi realizada uma amostragem sistemática dos dados, obedecendo um grid de 50 m sendo os pontos de coletas distribuídos em 41 linhas, totalizando 451 amostras (Figura - 01). Todos os pontos amostrais foram georreferenciados com o auxílio de um receptor GPS Garmin Etrex 76 Csx (*Datum Sirgas 2000*). Cada ponto foi marcado a uma distância de 50m, de onde as amostras foram retiradas para as respectivas análises a 0,20m de profundidade. O material coletado foi enviado ao laboratório de análise de solos da Embrapa Amazônia Oriental, na cidade de Belém.

Na determinação da granulometria foi adotado o método da pipeta, A análise granulométrica foi realizada pelo método da pipeta, utilizando uma solução de NaOH 0,1 mol L⁻¹ como dispersante químico e agitação mecânica em aparato de alta rotação, por 15 min, conforme método proposto em Embrapa (2011). A fração argila foi separada por sedimentação, as frações grosseiras (areia fina e grossa) são separadas por tamisação, secas em estufas e pesadas para obtenção dos respectivos percentuais. O silte corresponde ao complemento dos percentuais para 100%. É obtido por diferença das outras frações em relação a amostra original.

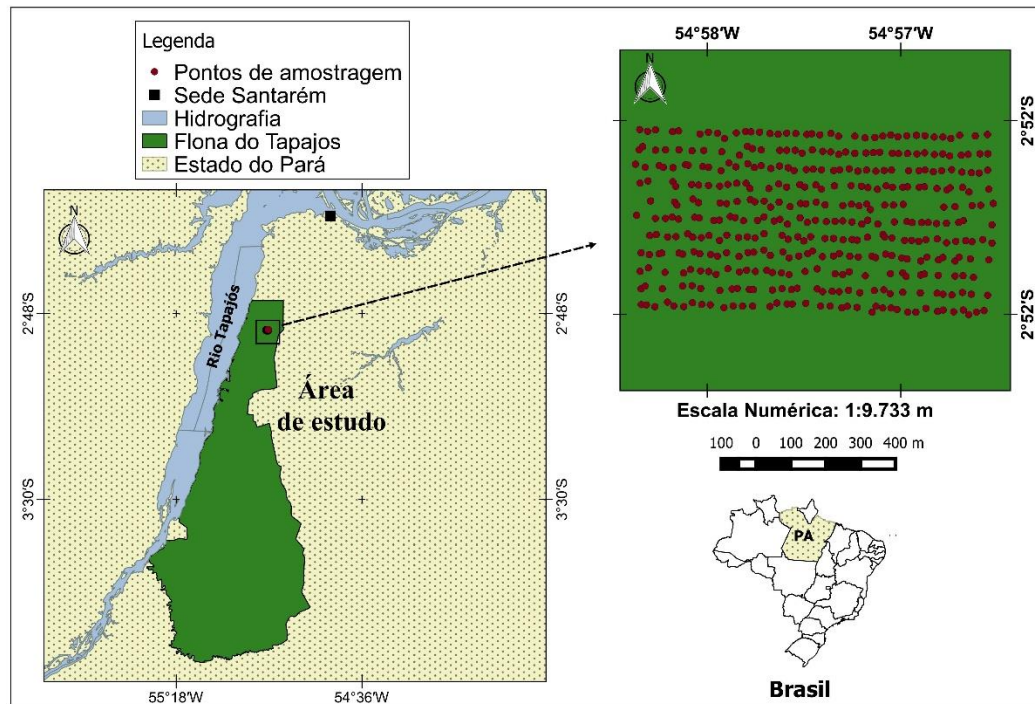


Figura 13. Localização da área de estudo na Flona Tapajós, Belterra-Pará.

Os atributos químicos avaliados foram: pH medido eletronicamente por meio de eletrodo combinado imerso em suspensão solo:líquido (água), 1:2,5; O Carbono a partir da oxidação da matéria orgânica via úmida com dicromato de potássio em meio sulfúrico, empregando-se como fonte de energia o calor desprendido do ácido sulfúrico e/ou aquecimento. O excesso de dicromato após a oxidação é titulado com solução padrão de sulfato ferroso amoniacal (sal de Mohr); A percentagem de matéria orgânica é calculada multiplicando-se o resultado do carbono orgânico por 1,724 (EMBRAPA, 2011).

Ainda conforme, Embrapa, (2011), o P disponível foi determinado por meio do extrato sulfúrico, o Al trocável extraído com KCl 1 N; Ca e Mg extraídos com KCl 1 N e determinadas por titulometria com EDTA 0,025 N; o K disponível foi obtido com solução extratora Mehlich 1 e analisado por fotometria de chama. Os compostos de Fe, Mn, Zn e Cu foram determinados por extração com solução de Mehlich-1 (M-1) e espectrometria de absorção atômica. (AAS).

Análise dos Dados

Os resultados foram submetidos a análise descritiva utilizando o programa Sisvar (Ferreira, 2011). Na análise estatística foram considerados os valores das

média e mediana, máximo e mínimo, desvio padrão e coeficiente de variação. A hipótese de normalidade dos dados foi testada pelo teste de Shapiro Wilk, com um nível de significância a 5%. Essas análises utilizadas para verificar a dispersão das medidas, contribui para uma melhor análise espacial dos dados já que auxilia na identificação de valores discrepantes e remoção de outliers.

Para a caracterização da variabilidade espacial, utilizou-se a análise geoestatística (Isaaks & Srivastava, 1989). Sob a teoria da hipótese intrínseca, o semivariograma experimental foi estimado pela equação (1):

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

Onde: $\gamma(h)$ = é a semivariância estimada; $N(h)$ = é o número de pares de valores medidos $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$ separados por um vetor h . Os dados georreferenciados foram avaliados por diversas estruturas de covariância, tais como a exponencial (equação 2), esférica (equação 3) e gaussiana (equação 4), sendo avaliado, dentre estas, a que melhor explicasse a dependência espacial dos atributos do solo (Oliveira, 2003).

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \left[1 - e^{-3\frac{h}{a}} \right], \quad (2)$$

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right], \quad (3)$$

$$\hat{\gamma}(h) = C_0 + C_1 \left[1 - e^{-3\left(\frac{h}{a}\right)^2} \right], \quad (4)$$

Onde: $\gamma(h)$ = é a semivariância estimada para a distância h ; α = alcance, corresponde a distância em que os dados se estabilizam; h = distância entre as medidas; C_0 = efeito pepita, C_1 = variância estrutura, $C_0 + C_1$ = patamar, a = alcance. O efeito pepita é o valor da semivariância para uma distância maior do que zero e menor do que a menor distância de amostragem e representa o componente da variação ao acaso; o patamar é o valor da semivariância em que a curva estabiliza sobre um valor constante; o alcance é a distância da origem até onde o patamar atinge valores estáveis, indicando a distância além da qual as amostras não são correlacionadas (Trangmar et al., 1985).

Foi utilizado o software R (R-Development-Core-Team, 2015), para ajustar os modelos teóricos aos semivariogramas experimentais, determinando-se os coeficientes do modelo teórico para os semivariogramas: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C_1$), variância estrutural (C_1) e alcance (a).

Para a definição do melhor modelo foi utilizada a técnica de validação cruzada que consiste na previsão do valor conhecido da variável aleatória, em comparação com o valor observado. Os erros observados e os valores previstos foram analisados através das estatísticas: erro médio (ME), erro quadrático médio (RMSS) e erro absoluto (AE), conforme Vieira (2000).

O índice de dependência espacial, foi classificado de acordo com o proposto por Cambardella et al. (1994), dependência espacial forte para os semivariogramas que tem efeito pepita $\leq 25\%$ do patamar; entre 25% e 75%, moderada e $\geq 75\%$ dependência fraca. O índice de dependência espacial foi obtido pela equação 5.

$$ISD = \frac{C_0}{C_0 + C_1} \times 100 \quad (5)$$

Ao se observar correlação espacial entre as amostras por meio das análises dos semivariogramas foram elaborados os mapas de isolinhas interpolando os dados através da krigagem. Tal técnica permite estimar valores para locais não amostrados, em função dos resultados obtidos no semivariograma (Silva et al., 2008).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados obtidos na estatística descritiva dos atributos físicos e químicos do solo podem ser encontrados na tabela 3. A maioria dos atributos analisados apresentou alto grau de heterogeneidade, com exceção do pH e da fração argila, que demonstraram baixa variação.

De acordo com Cressie (1991), a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, é conveniente apenas que a distribuição não apresente valores muito discrepantes, o que poderia comprometer as análises, além disso, Guimarães et al. (2010), evidencia que, na natureza, não são encontradas distribuições que sejam absolutamente normais.

Dessa forma, a análise exploratória dos dados torna possível admitir, *a priori*, estas distribuições como suficientemente simétricas para o estudo geoestatístico.

Souza et al. (2010) e Rachid Junior et al. (2006) observaram que apesar de algumas variáveis não apresentarem normalidade, é possível observar uma distribuição bem definida.

Dentre as variáveis estudadas o Ca foi quem apresentou o maior coeficiente de variação (136,76), seguido por Mn (105,75), Cu (91,26) e Ca+Mg (90,98), atribuindo a estes atributos uma condição heterogênea na área de estudo, conforme Frogbrook et al., (2002). As demais propriedades apresentaram CV considerados intermediário a baixo, conforme Warrick e Nielsen (1980), com variação de (12% < CV > 60%). Guerreiro et al., (2017) encontrou valores semelhantes em solos de floresta natural, sobretudo com altos valores de CV para Ca e Mn e baixa variação do pH. Aquino et al. (2014), ao estudar a distribuição espacial dos atributos químicos do solo na floresta amazônica, encontrou níveis de variação moderada a alta.

A grande diferença entre os valores dos CVs dos atributos estudados, pode ser explicada pelo comportamento distinto que estas variáveis apresentam no solo. O K, por exemplo, possui uma maior mobilidade no solo que o P. Somado a isso, a diversidade de espécies vegetais na floresta nativa pode ser grande, o que contribui com teores e concentrações diferentes dos nutrientes em referência aos locais amostrados (Santos, 2012). Carvalho et al. (2013), afirma que a variação envolvendo as propriedades físicas e químicas do solo, podem ser influenciadas por fatores ambientais.

Tabela 3. Estatística descritiva dos atributos físicos e químicos do solo.

Variáveis	Média	Mediana	Valor Min.	Valor Max.	Coefficiente de Variação (%)	Desvio Padrão
Ca (cmol _c dm ⁻³)	0,68	0,40	0,30	7,00	136,76	0,93
Ca+Mg (cmol _c dm ⁻³)	1,22	0,90	0,50	8,30	90,98	1,11
Al (cmol _c dm ⁻³)	2,11	2,20	0,10	4,20	26,54	0,56
Cu (mg dm ⁻³)	2,86	1,90	0,00	15,60	91,26	2,61
Zn (mg dm ⁻³)	3,25	2,80	0,00	11,70	58,77	1,91
pH (H ₂ O)	4,53	4,50	4,2	5,1	3,53	0,16
P (mg dm ⁻³)	4,74	5,00	1,00	14,00	41,35	1,96
Mn (mg dm ⁻³)	7,30	5,00	0,50	90,10	105,75	7,72
Na (mg dm ⁻³)	17,51	17,00	8,00	77,00	34,67	6,07
MO (g kg ⁻¹)	36,04	35,31	3,23	73,88	24,81	8,94
Fe (mg dm ⁻³)	130,15	116,30	13,60	381,40	54,28	70,64
K (mg dm ⁻³)	37,12	35,00	20,00	84,00	25,94	9,63
SIL (g kg ⁻¹)	118,98	110,00	1,0	290,0	42,44	50,50
AT (g kg ⁻¹)	7,92	8	1,0	21,0	34,97	2,77
ARG (g kg ⁻¹)	873,09	882,00	705,0	994,0	5,76	50,33

Ca: cálcio, Ca+Mg: cálcio + magnésio, Al: alumínio, Cu: cobre, Zn: zinco, pH: potencial hidrogeniônico, P: fósforo, Mn: manganês, Na: sódio, MO: matéria orgânica, Fe: ferro, K: potássio, SIL: silte, AT: areia total, ARG: argila.

Segundo Camargo et al. (2008), a medida estatística CV possibilita comparar a variabilidade entre amostras de variáveis com unidades diferentes, porém não permite analisar a variabilidade espacial dos atributos do solo nem seu padrão espacial. Com isso, após a realização da análise descritiva, os atributos estudados foram submetidos a análise geoestatística com o intuito de verificar se os mesmos apresentam dependência espacial.

Os atributos manganês, matéria orgânica e cobre apresentaram efeito pepita puro (figura 14), ou seja, não existe dependência espacial, indicando que estão distribuídos aleatoriamente no espaço (Carvalho, 2002). Cambardella et al., (1994) indica que o efeito pepita puro pode se referir a um erro analítico ou variação não detectadas em função da distância de amostragem utilizada. Nesse caso, o uso da geoestatística não é recomendado, sendo mais indicado o uso da estatística clássica (Souza et al., 2004).

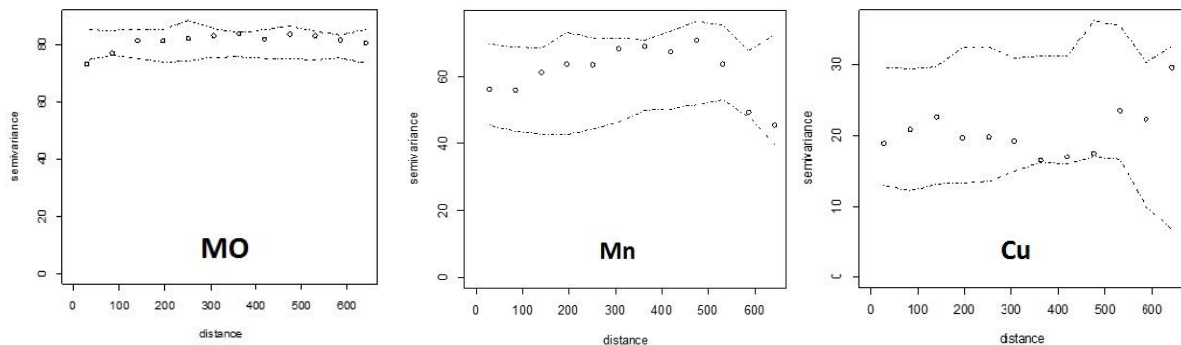


Figura 14. Efeito pepita puro dos atributos matéria orgânica, manganês e cobre.

O efeito pepita indicou a variabilidade não explicada em função da distância de amostragem utilizada (Souza et al., 2006). Tal parâmetro facilitou a comparação do grau de dependência espacial das variáveis em estudo (Souza et al., 2009). Cambardella et al. (1994); Salviano et al., (1998); Machado et al. (2007) afirmam que o efeito pepita puro indica a variabilidade não explicada, o que pode ser decorrente de erros de medidas ou microvariações não detectadas, considerando a distância de amostragem utilizada, o que seria necessário uma distância menor entre os pontos de amostragem para se detectar a dependência.

Os atributos estudados foram submetidos à aplicação de semivariograma, com a finalidade de avaliar sua dependência espacial. Os semivariogramas apresentaram bons resultados para as demais variáveis, o que permitiu com que fosse realizado o ajuste a partir dos modelos gaussiano, esférico e exponencial. Todos os cálculos da geoestatística dependem do modelo de semivariograma ajustado e, conseqüentemente, se o modelo ajustado não for apropriado, todos os cálculos seguintes conterão erros que poderão afetar as inferências, portanto o ajuste de semivariograma é uma fase crucial na análise geoestatística e deve receber uma atenção especial (GUIMARÃES, 2004).

A partir dos modelos ajustados foi possível observar valores bem variáveis de efeito pepita entre os atributos estudados. O menor valor de efeito pepita foi 0,02 para o atributo pH, enquanto que o maior foi 1.461,78 para a variável argila. Ressalta-se que quanto menor a proporção do efeito pepita em relação ao patamar do semivariograma, maior será a dependência espacial apresentada pelo atributo que resulta em maior continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa e maior confiança no valor estimado (Aquino et al., 2014).

Na tabela 4 são apresentados os estimadores dos parâmetros dos semivariogramas e os coeficientes de determinação dos modelos ajustados. Em relação a granulometria houve predominância do modelo exponencial (Figura 15), enquanto que os atributos químicos demonstraram melhores possibilidades de ajustes aos modelos exponencial, gaussiano e esférico (Figuras 16, 17, 18 e 19). Para Cambardella et al., (1994), Carvalho et al., (2003) e Cavalcante et al., (2007) os modelos exponencial e esférico são considerados os modelos teóricos mais comuns em se tratando de propriedades do solo.

Entre as variáveis estudadas as que apresentaram dependência espacial foram pH, Zn, Fe, Al, Ca+Mg, Ca, Na, K, P, argila, silte e areia total. Tal condição demonstra que os semivariogramas explicam a maior parte da variância dos dados experimentais. Nesse sentido, Souza et al. (2009) afirmaram que uma das principais utilizações dos semivariogramas é na determinação do número ideal de amostras para a estimação das características do solo.

Destas variáveis foram elaborados os respectivos mapas de isolinhas. Foram ajustados os semivariogramas experimentais ao modelo exponencial para pH, Zn, Al, P, Fe, silte, areia total e argila, modelo gaussiano para Ca+Mg, Ca, K. Neste estudo foi observado a predominância do modelo exponencial, o que diferiu dos resultados encontrados por Guerreiro et al., (2017), Machado et al., (2007) e Souza et al., (2008), onde houve predomínio do modelo gaussiano.

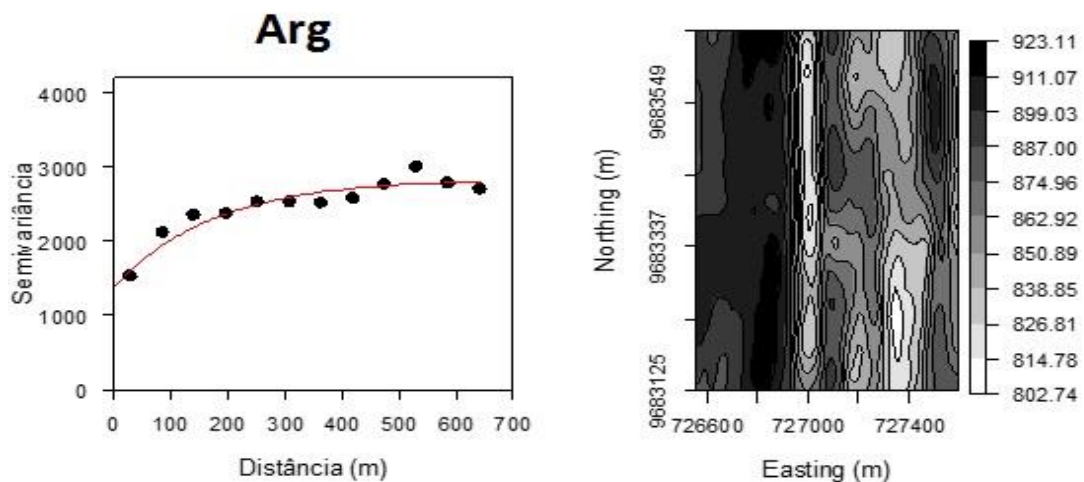
Tabela 4 Resultados da análise geoestatística dos atributos físico e químico do solo sob floresta nativa na Floresta Nacional do Tapajós.

Variável	Modelo	C0	C1	A	IDE	ME	AB	RMSS
pH	Exp	0,02	0,02	205,43	51,48	0,0000	-0,01	0,10
Zn	Exp	2,75	1,02	151,79	72,97	0,0037	1,69	1,18
Fe	Exp	0,02	0,02	205,43	51,48	0,00	-0,01	0,10
Al	Exp	0,20	0,21	316,48	51,59	-0,0002	-0,10	0,35
Ca+Mg	Gau	0,94	0,49	278,81	34,49	0,0008	0,34	0,71
Ca	Gau	0,65	0,37	288,20	36,23	0,0007	0,32	0,59
Na	Esf	22,68	11,34	86,75	33,33	-0,0008	-0,37	3,82
K	Gau	62,78	38,66	42,76	38,11	-0,0031	-1,39	5,48
P	Exp	2,38	2,03	372,24	54,00	0,0000	0,00	1,11
ARG	Exp	1380,57	1461,78	173,50	48,57	-0,0341	-15,39	27,67
SIL	Exp	1315,63	1233,41	208,20	51,61	0,03	12,27	27,85
AT	Gau	4,85	5,65	416,40	46,19	0,00	0,55	1,56

Ca: cálcio, Ca+Mg: cálcio + magnésio, Al: alumínio, Cu: cobre, Zn: zinco, pH: potencial hidrogeniônico, P: fósforo, Mn: manganês, Na: sódio, MO: matéria orgânica, Fe: ferro, K: potássio, SIL: silte, AT: areia total, ARG: argila, C0: efeito pepita, C1: contribuição, A: alcance, IDE: índice de dependência espacial, ME: erro médio, AB: erro absoluto, RMSS: erro quadrático médio.

A grande maioria das variáveis estudadas apresentaram moderada dependência espacial quando relacionadas aos índices de dependência proposto por Cambardella et al., (1994) que corresponde ao intervalo ($25\% < IDE < 75\%$). Oliveira et al., (2013), Campos et al., (2013) e Aquino et al., (2014) ao analisarem solos amazônicos, também observaram moderada dependência espacial, especialmente, entre os atributos físicos do solo. Como a área em estudo é um fragmento de floresta nativa e não há uma exposição aos fatores extrínsecos como tráfego de máquinas agrícolas, pisoteio contínuo de animais, ação de chuva intensa, entre outros, nenhum atributo apresentou dependência espacial fraca.

A forte dependência espacial é geralmente atribuída a fatores intrínsecos do solo, enquanto que fatores extrínsecos favorecem a dependência espacial fraca (Cambardella et al., 1994). Dessa forma, a dependência espacial moderada a fraca seria em razão da homogeneização do solo a partir dos seus diferentes usos e manejos a que são submetidos (Cavalcante et al., 2007).



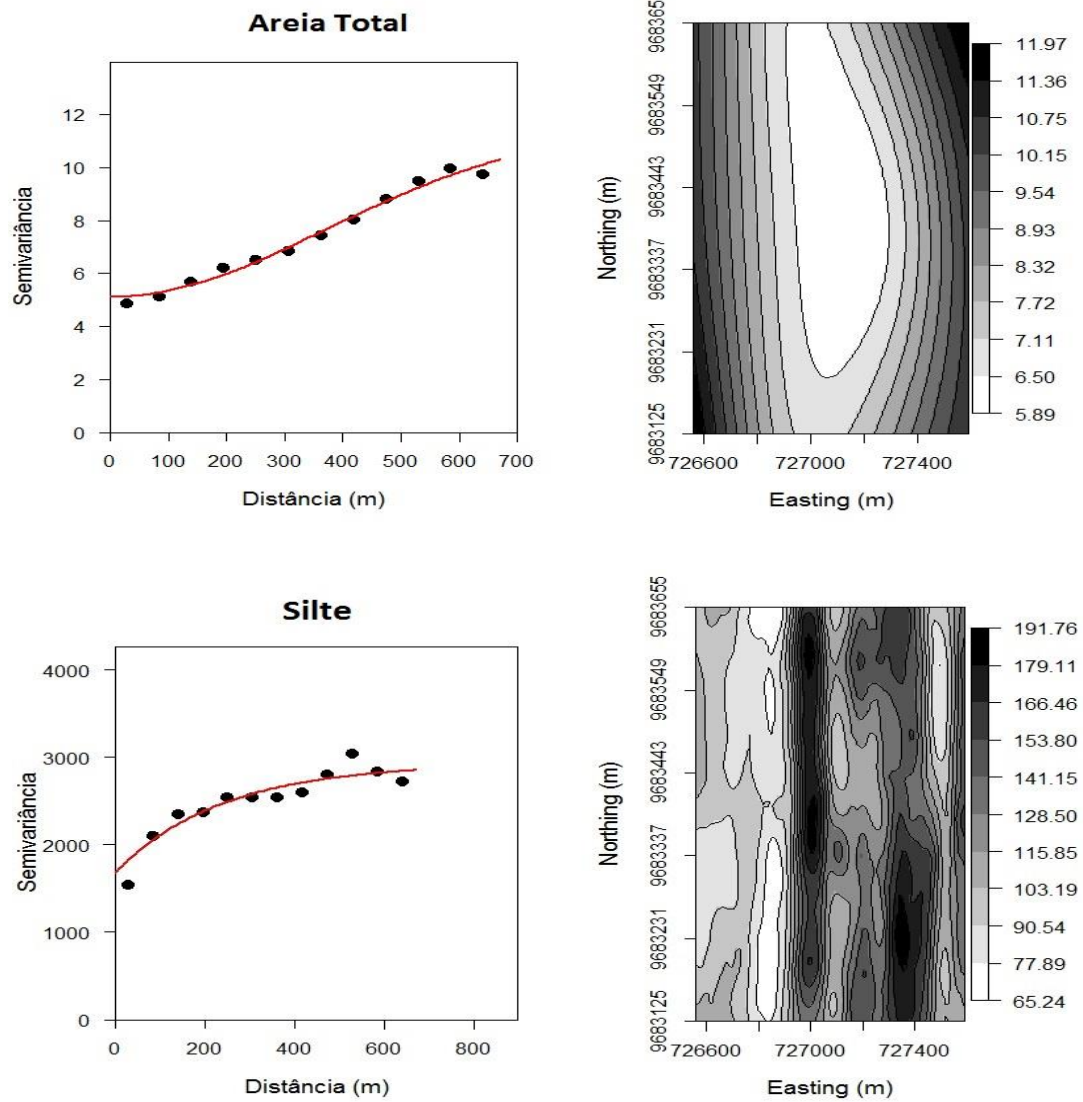


Figura 15. Semivariograma ajustado ao modelo exponencial para as variáveis argila, silte, e modelo gaussiano para areia total e mapa de isolinhas obtido a partir da krigagem.

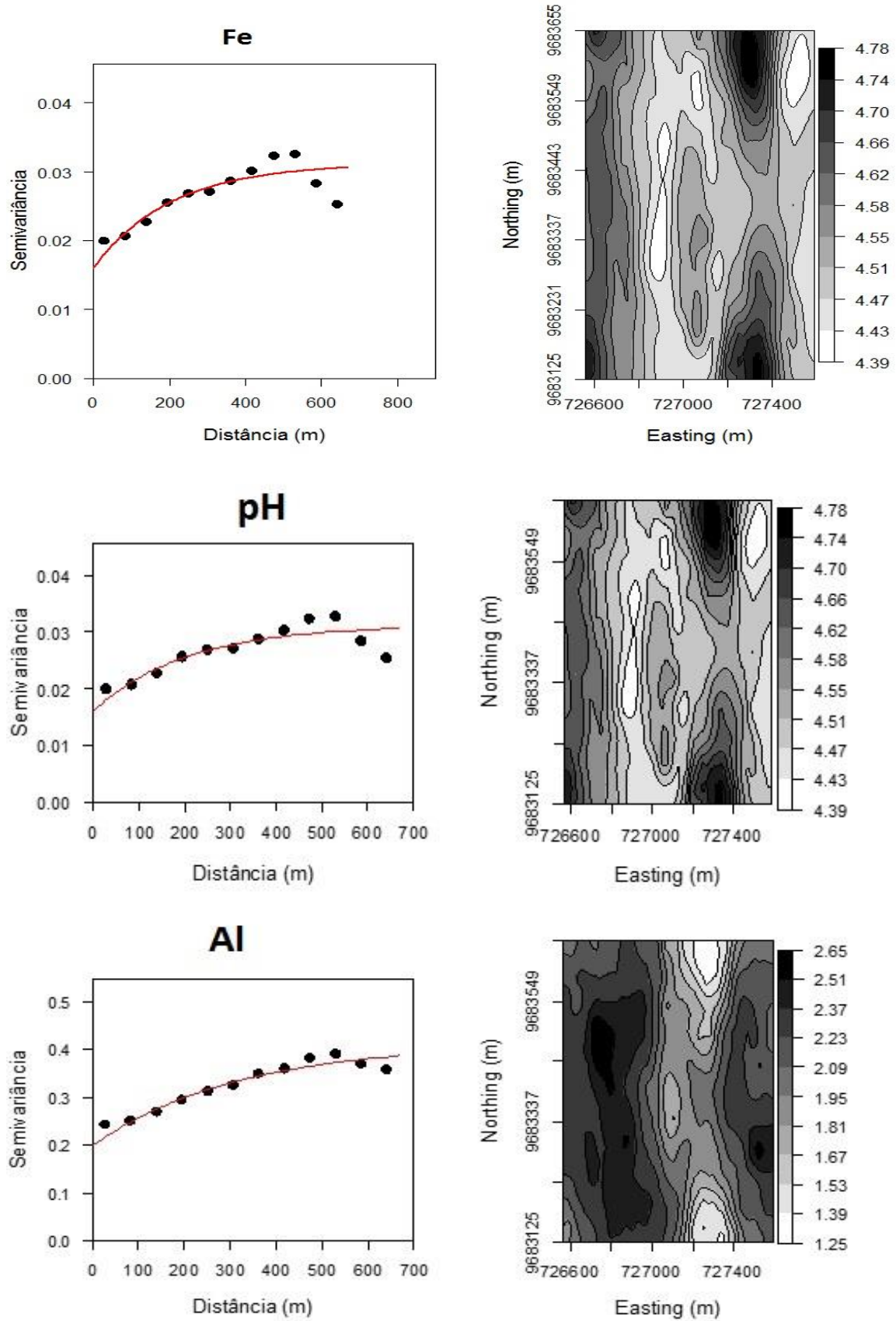


Figura 16. Semivariograma ajustado ao modelo exponencial para as variáveis Fe, pH, alumínio, e mapa de isolinhas obtido a partir da krigagem.

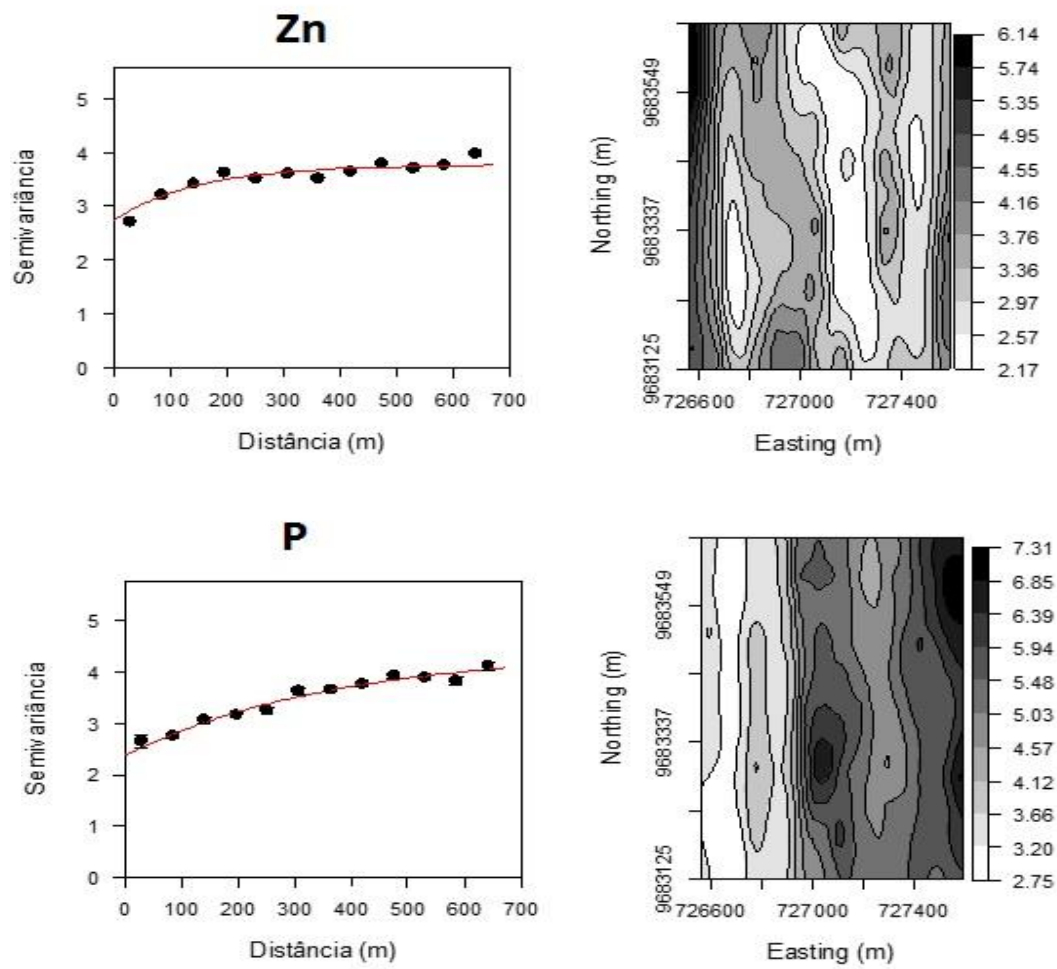


Figura 17. Semivariograma ajustado ao modelo exponencial para as variáveis Fe, pH, alumínio, e mapa de isolinhas obtido a partir da krigagem.

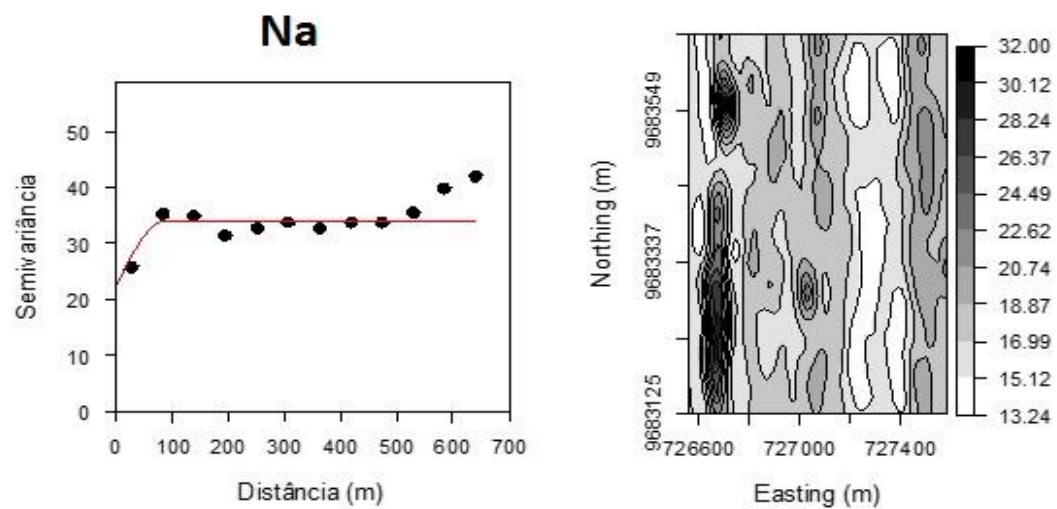


Figura 18. Semivariograma ajustado ao modelo esférico para a variável Na, e mapa de isolinhas obtido a partir da krigagem.

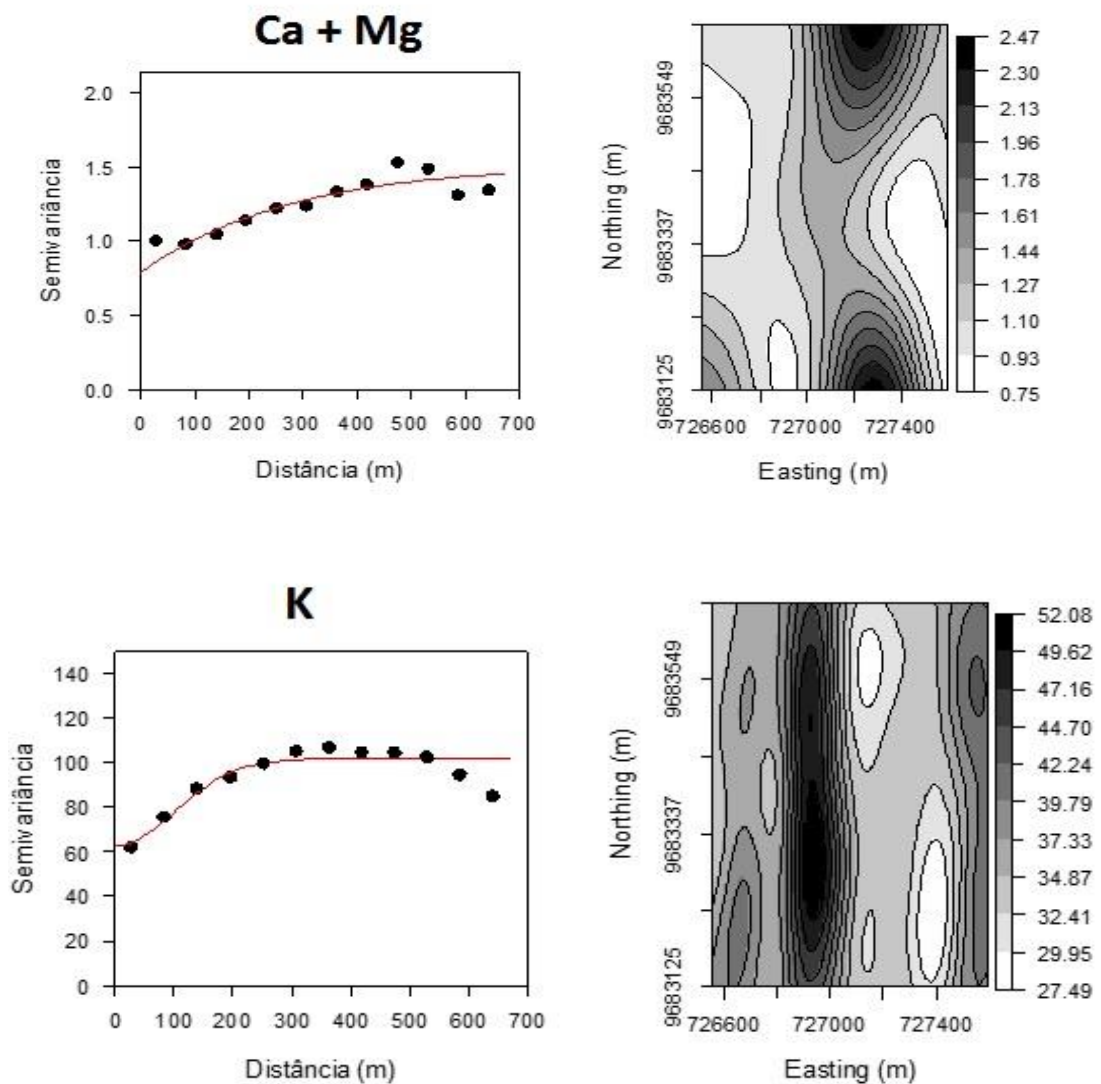


Figura 19. Semivariograma ajustado ao modelo gaussiano as variáveis cálcio + magnésio e potássio e mapa de isolinhas obtido a partir da krigagem.

O alcance é um importante parâmetro no semivariograma, pois indica a distância máxima na qual os pontos de amostragem estão correlacionados (Vieira et al., 1983). As medidas realizadas a distâncias maiores apresentam distribuição aleatória, sendo, dessa forma, independentes uma da outra. Para o planejamento experimental é de fundamental importância o conhecimento dessas medidas o que auxilia na definição de procedimentos de amostragens com aplicações diretas no plano da amostra (Aquino et al., 2016, Machado et al., 2007).

O alcance de dependência espacial variou de 42,76 m a 416,40 m entre as variáveis estudadas. Entre os atributos químicos o P apresentou o maior alcance (372,24 m) seguido de Al (316,48 m), enquanto que os atributos físicos o maior

alcance ficou com a variável areia total (416,40 m). Tais valores mais elevados, indicam que essas variáveis apresentam uma maior continuidade espacial nesta área. O alcance para todas as variáveis foi superior ao estabelecido na malha amostral, com exceção do K (42,76 m).

Carvalho et al., (2002) afirma que para se garantir a dependência espacial, as amostras devem ser coletadas a partir de um arranjo amostral sistemático que obedeça a distância igual a metade do valor de alcance.

Considerando a representação dos mapas temáticos (Figuras 3,4,5 e 7), quanto maior o alcance maior será a precisão na estimativa por krigagem (Alves et al., 2014), ou seja, o alcance de uma variável garante que os pontos próximos são parecidos o suficiente para que sejam estimados valores para qualquer ponto (Machado et al., 2007). Quanto maior o alcance, menor é a variabilidade, pois, conforme Marques Junior et al., (2008) os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos entre si.

CONCLUSÃO

Os resultados referentes à análise geoestatística demonstraram que as variáveis matéria orgânica, manganês e cobre não apresentaram dependência espacial. Os valores de alcance obtidos demonstram menor variabilidade em relação aos atributos areia total, fósforo e alumínio e maior variabilidade para potássio, sódio e zinco, além da fração argila. O uso do parâmetro alcance do semivariograma mostrou-se eficiente para determinar a densidade amostral ideal para o ambiente em estudo, podendo esses resultados servir como base para futuros estudos na região da FLONA Tapajós para levantamentos de solos. Os semivariogramas reproduziram de forma satisfatória o comportamento espacial dos atributos, possibilitando seu uso para estimar a variabilidade natural dos atributos do solo.

REFERENCIAS

ALVES, S.M.F.; QUEIROZ, D.M.; ALCÂNTARA, G.R.; REIS, E.F., Variabilidade espacial de atributos físico-químicos do solo usando técnicas de análise de componentes principais e geoestatística, *Biosci. J.*, Uberlandia, v. 30, **supplement 1**, p. 22-30, June, 2014.

AMARAL, L. P.; Geoestatística na caracterização do solo e da vegetação em floresta ombrófila mista., **Dissertação (mestrado)** - Universidade Estadual do Centro-Oeste, Programa de Pós-Graduação em Agronomia, área de concentração em Produção Vegetal, Guarapuava, xvii, 133 f. : il. ; 28 cm, 2010.

AQUINO, R.E.; CAMPOS, M.C.C.; JÚNIOR, J.M.; OLIVEIRA, I.A.; MANTOVANELI, B.C.; SOARES, M.D.R.; Geoestatística na avaliação dos atributos físicos em Latossolo sob floresta nativa e pastagem na região de Manicoré, Amazonas. **Rev.Bras.de Ciênc. do Solo** 38:397-406, 2014.

AQUINO, R.E.; CAMPOS, M.C.C.; SOARES, M.D.R.; OLIVEIRA, I.A.; FRANCISCON, U.; SILVA, D.M.P.; CUNHA, J.M. Chemical soil attributes evaluated by multivariate techniques and geostatistics in the area with agroforestry and sugarcane in humaitá, am, brazil. **Biosci. J.**, Uberlândia, v. 32, n. 1, p. 61-72, Jan./Feb. 2016.

BOTTEGA, E.L.; BOTTEGA, S.P.; SILVA, S.A.; QUEIROZ, D.M.; SOUZA, C.M.A.; RAFULL, L.Z.L. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em um Latossolo Vermelho distroférico. **R. Bras. Ci. Agrárias**, 6:331-336, 2011.

CAMARGO, L.A.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. & HORVAT, R.A. Variabilidade espacial de atributos mineralógicos de um Latossolo sob diferentes formas do relevo. II - Correlação espacial entre mineralogia e agregados. **R. Bras. Ci. Solo**, 32:2279-2288, 2008.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F. & KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 58:1501-1508, 1994.

CAMPOS, M.C.C.; AQUINO, E.A.; OLIVEIRA, I.A. & BERGAMIN, A.C. Variabilidade espacial da resistência mecânica do solo à penetração e umidade do solo em área cultivada com cana-de-açúcar na região de Humaitá, Amazonas, Brasil. **Agrária**, 8:305-310, 2013.

CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M.; VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesq. agropec. bras., Brasília**, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, ago. 2002.

CARVALHO, M.P., TAKEDA, E.Y., FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Rev. Bras. De Ciênc. do Solo** 27(4):695-703., 2003.

CARDOSO, E.L.; SILVA, M.L.N.; MOREIRA, F.M.S. & CURI, N. Atributos biológicos indicadores da qualidade do solo em pastagem cultivada e nativa no Pantanal. **Pesq. Agropec. Bras.**, 44:631-637, 2009.

CAVALCANTE, E. G. S.; ALVES, M. C.; SOUZA, Z. M.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência Solo**, Viçosa, v. 31, p. 1329-1339, 2007.

CHIG, L.A., COUTO, E.G., NOVAES FILHO, J.P., RODRIGUES, L.C.M., JOHNSON, M.S., WEBER, O.L.S. Distribuição espacial da granulometria, cor e carbono orgânico do solo ao longo de um transecto em microbacias na Amazônia meridional. **Acta Amaz.** 38(4):715-722. 2008.

CRESSIE, N. Statistics for spatial data. New York: John Wiley, 1991.

DOURADO NETO, D. Variabilidade espacial das alturas de chuva e irrigação e de potenciais da solução do solo. 1989. 180 f. **Dissertação (Mestrado em Agronomia)** - Escola Superior de Agricultura "Luiz Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba

ESPIRITO-SANTO, F.D.B. et al., Análise da composição florística e fitossociológica da floresta nacional do tapajós com o apoio geográfico de imagens de satélite. **Acta Amazônica**. VOL 35 (2) 155 – 173. 2005.

EMBRAPA, Manual de métodos de análise de solos / organizadores, — Dados eletrônicos. — Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 230 p. - **(Documentos / Embrapa Solos**, ISSN 1517-2627 ; 132), 2011.

FROGBROOK, Z. L. et al. Exploring the spatial relations between cereal yield and soil chemical properties and the implications for sampling. **Soil Use and Management**, v. 18, n. 01, p. 01-09, 2002.

GUIMARÃES, E. C., GEOESTATÍSTICA BÁSICA E APLICADA. Universidade Federal de Uberlândia. Faculdade de Matemática – Núcleo de Estudos Estatísticos e Biométricos. Uberlândia. 78p. 2004.

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

GUIMARÃES, R.M.L.; GONÇALVES, A.C.A.; TORMENA, C.A.; FOLEGATTI, M.V. & BLAINSKI, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um Nitossolo sob a cultura do feijoeiro irrigado. **Eng. Agríc.**, 30:657-669, 2010.

Ibama (Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis). Floresta Nacional do Tapajós – Plano de Manejo. Belterra-Pará: IBAMA P 580. 2004.

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

LIMA, J.S.S.; SATTTLER, M.A.; PASSOS, R.R.; OLIVEIRA II, P.C. & SOUZA, G.S. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Argissolo Vermelho-Amarelo sob pastagem e vegetação secundária em Regeneração natural. **Eng. Agríc.**, 29:185-195, 2009.

MACHADO, L.O.; LANA, Â.M.Q.; LANA, R.M.Q.; GUIMARÃES, E.C.; FERREIRA, C.V., Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional. **R. Bras. Ci. Solo**, 31:591-599, 2007.

MARQUES JÚNIOR, J.; SOUZA, Z.M.; PEREIRA, G.T. & BARBIERI, D.M. Variabilidade espacial de matéria orgânica, P, K e CTC de um Latossolo cultivado com cana-de-açúcar por longo período. **R. Biol. Ci. Terra**, 8:125-143, 2008.

OLIVEIRA, L. C., Efeito da exploração da madeira e de diferentes intensidades de desbastes sobre a dinâmica da vegetação de uma área de 136 ha na Floresta Nacional do Tapajós. **Tese (Doutorado)** – ESALQ, Piracicaba, p. 183. 2005.

OLIVEIRA, M. C. N. Métodos de estimação de parâmetros em modelos geoestatísticos com diferentes estruturas de covariâncias: uma aplicação ao teor de cálcio no solo. 2003. 140 f. **Tese (Doutorado)** - ESALQ, Piracicaba, 2003.

OLIVEIRA, I.A.; CAMPOS, M.C.C.; SOARES, M.D.R.; AQUINO, R.E.; JÚNIOR, J.M.; NASCIMENTO, E.P., Variabilidade espacial de atributos físicos em um cambissolo háplico, sob diferentes usos na região sul do Amazonas. **R. Bras. Ci. Solo**, 37:1103-1112, 2013

RACHID, J.A.; URIBE-OPAZO, M.A.; SOUZA, E.G., JOHANN, J.Á.; Variabilidade espacial e temporal de atributos químicos do solo e da produtividade da soja num sistema de agricultura de precisão. **Eng. Agríc.** 14:156-169., 2006.

RADAMBRASIL. Mapa exploratório de solos Folha AS-22/Belém, geologia, geomorfologia, solos, vegetação e uso potencial da terra. **Levantamento de Recursos Naturais**. Rio de Janeiro: IBGE, 1974.

R-Development Core Team (2015). R: A language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R. & SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **R. Bras. Ci. Solo**, 22:115-122, 1998.

SANTOS, F.R.; BATISTA, D.K.; SOARES, R.L. Atributos químicos e físicos do solo sob floresta natural em Roraima **XI Semana Nacional de Ciência e Tecnologia no Estado de Roraima** – SNCT-RR Ciência alimentando o Brasil, 2012.

SILVA, S. A.; SOUZA LIMA, J. S.; XAVIER, A. C.; TEIXEIRA, M. M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um Latossolo Vermelho-amarelo húmico cultivado com café. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. Viçosa, v. 34, n. 2, p. 15-22, 2010.

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

SILVEIRA, P.M.; ZIMMERMAN, F.J.P.; SILVA, S.C DA; CUNHA, A. A. Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um latossolo submetido a diferentes sistemas de preparo. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 35, n. 10, p. 2057-2067, 2000.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. & BENTO, M.J.C. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho sob cultivo de cana-de-açúcar. **R. Bras. Eng. Agríc. Amb.**, 8:51-58, 2004.

SOUZA, Z.M.; CAMPOS, M.C.C.; CAVALCANTE, Í.H.L.; MARQUES JÚNIOR, J.; CESARIN, L.G. & SOUZA, S.R. Dependência espacial da resistência do solo à

penetração e teor de água do solo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Ci. Rural**, 36:128-134, 2006.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J. & PEREIRA, G.T. Geoestatística e atributos do solo em áreas cultivadas com cana-de-açúcar. **Ci. Rural**, 40:48-56, 2009.

SOUZA, C. R.; AZEVEDO, C. P.; ROSSI, L. M. B.; LIMA, R. M. B., Castanha-do-Brasil (*Bertholletia excelsa* Humb. & Bonpl.) Manaus: Embrapa Amazônia Ocidental. (Embrapa Amazônia Ocidental. Documentos; 60). 22 p. 2008.

SOUZA, Z.M.; CERRI, D.G.P.; COLET, M.J.; RODRIGUES, L.H.A.; MAGALHÃES, P.S.G.; MANDONI, R.J.A.; Análise dos atributos do solo e da produtividade da cultura de cana-de-açúcar com o uso da geoestatística e árvore de decisão. **Ciênc. Rural** 40(4): 840-847, 2010.

VELOSO, H. P.; FILHO, A. L. R. S.; LIMA, J. C. A.; Classificação da vegetação brasileira, adaptada a um sistema universal. Rio de Janeiro IBGE, Departamento de Recursos Naturais e Estudos Ambientais, 124p. 1991.

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

VIEIRA SR. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: Novaes RS, Alvarez VVH, Schaeser CEGR. (Ed.). *Tópicos em Ciências do Solo*. Viçosa: SBCS pp. 1-54. 2000.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.) **Applications of soil physics**. New York: Academic, cap. 2, p. 319-344. 1980.

WOJCIECHOWSKI, J. C., Geoestatística aplicada ao estudo das características físico-químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.19, n. 4, p. 383-391, out-dez., 2009.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade**. Botucatu, 2001. 114f. Tese (Livre-Docência em Levantamento do solo e ftopedologia) - Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista. 2001.