

UNIVERSIDADE FEDERAL DO AMAZONAS – UFAM
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS – FCA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA TROPICAL – PPGATR

LUCIVÂNIA IZIDORO DA SILVA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA ERODIBILIDADE DO SOLO EM ÁREAS DE
PASTAGENS E FLORESTA NO MUNICÍPIO DE PORTO VELHO, RO**

MANAUS-AM

2021

LUCIVÂNIA IZIDORO DA SILVA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA ERODIBILIDADE DO SOLO EM ÁREAS DE
PASTAGENS E FLORESTA NO MUNICÍPIO DE PORTO VELHO, RO**

Defesa de dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Agronomia Tropical, Área de Concentração em Produção Vegetal, da Universidade Federal do Amazonas (UFAM), como requisito para obtenção do grau de

Mestre em Agronomia Tropical.

Orientador: Dr. Milton César Costa Campos

Co Orientador: Ricardo Bergamo Schenato

MANAUS-AM

2021

FICHA CATALOGRÁFICA

Ficha catalográfica elaborada automaticamente de acordo com os dados do fornecidos pelo(a) autor(a).

S586v Silva, Lucivânia Izidoro da
Variabilidade espacial da erodibilidade do solo em áreas de pastagens e floresta no município de Porto Velho, RO / Lucivânia Izidoro da Silva . 2021
50 f.: il. color; 31 cm.

Orientador: Milton César Costa Campos
Coorientador: Ricardo Bergamo Schenato
Dissertação (Mestrado em Agronomia Tropical) - Universidade Federal do Amazonas.

1. Variabilidade espacial. 2. Atributos do solo. 3. Componentes principais. 4. Erodibilidade. 5. Krigagem. I. Campos, Milton César Costa. II. Universidade Federal do Amazonas III. Título

LUCIVÂNIA IZIDORO DA SILVA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA ERODIBILIDADE DO SOLO EM ÁREAS DE
PASTAGENS E FLORESTA NO MUNICÍPIO DE PORTO VELHO, RO**

Defesa de dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Agronomia Tropical, Área de Concentração em Produção Vegetal, da Universidade Federal do Amazonas (UFAM), como requisito parcial para obtenção do grau de

Mestre em Agronomia Tropical.

Aprovada em 22 de fevereiro de 2021.

BANCA EXAMINADORA



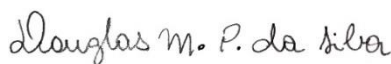
Profº Drº, MILTON CÉSAR COSTA CAMPOS, Orientador

Universidade Federal do Amazonas



Profº Draº, LUDMILA DE FREITAS, Membro

Universidade Federal de Rondônia



Profº Drº, DOUGLAS MARCELO PINHEIRO DA SILVA, Membro

Universidade Federal do Amazonas

Aos meus queridos pais, Dejaci Alves da Silva
e Zeneide Izidoro da Silva, por todo o apoio,
incentivo e compreensão, além do amparo em
minha vida pessoal e acadêmica, dedico.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus, por sempre me guiar e abençoar meus caminhos e pelas oportunidades que tem me proporcionado é que continue guiando sempre meus passos;

À Universidade Federal do Amazonas (UFAM), em especial ao Programa de Pós-Graduação em Agronomia Tropical, por possibilitar a realização desse trabalho. É A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de estudo;

A coordenação do programa de Pós-Graduação em Agronomia Tropical (PGATR), na pessoa da Prof.^a Sônia Maria Figueiredo Albertina, pela excelente gestão e dedicação aos discentes e docentes;

Ao meu Orientador, Prof. Dr. Milton César Costa Campos, pela confiança, orientação e conselhos passados durante toda graduação e período do curso de Pós-Graduação em Agronomia Tropical;

Ao Professor, Dr. Luís Antônio Coutrim dos Santos pela coorientação, apoio e conselhos durante a realização do projeto;

Aos meus pais Dejací Alves da Silva e Zeneide Izidoro da Silva pelo amor, compreensão, dedicação e incentivo durante toda jornada acadêmica, me ajudando e incentivando a continuar a nunca desistir. E meus queridos irmãos (a) pela amizade e apoio;

Ao Prof. Dr. José Mauricio da Cunha pelo apoio durante toda caminhada acadêmica, pela paciência dando sugestões e críticas nos meus projetos o meu muito obrigado;

Aos membros da banca examinadora, prof. Dr. Douglas Marcelo Pinheiro da Silva e prof. Dra. Ludmila de Freitas do IFRO, por terem aceitado o convite em participar da defesa e pelas contribuições para dissertação;

À toda a equipe que integra ou fizeram parte do Grupo de Pesquisa Solos e Ambientes Amazônicos do Instituto de Educação, Agricultura e Ambiente (IEAA) da UFAM, em especial aos amigos Alan Ferreira Lima, Eduardo Antônio Neves dos Santos, Wildson Benedito de Mendes Brito, pelas contribuições deste as delimitações das áreas estudadas, ajuda na estatística geral dos dados e demais projetos acadêmicos, o meu muito obrigado;

Aos demais professores, pesquisadores da Universidade Federal do Amazonas e amigos do mestrado, em especial o Lourenço, Tássia, Inozile e Gustavo. Enfim, a todos aqueles que fizeram parte dessa caminhada, contribuindo direta e indiretamente para a realização deste trabalho.

Á todos vocês, o meu MUITO OBRIGADO!

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estatística descritiva da física, matéria orgânica e erodibilidade do solo em áreas de pastagens e floresta no município de Porto Velho, RO.....	14
Tabela 2. Modelos e parâmetros estimados aos semivariogramas, sob camada 0 - 0,2 m, em áreas de pastagens e floresta no município de Porto Velho, RO.....	16
Tabela 3. Correlação entre cada componente principal com textura e erodibilidade do solo	23

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1. Mapa de localização da área de estudo: A: Floresta, B: Braquiária (*Brachiaria brizantha* cv. Marandu) e C: Mombaça (*Panicum maximum* cv. Mombaça), no município de Porto Velho, RO.....4
- Figura 2. Malhas da área de estudo: A: Floresta, B: Braquiária (*Brachiaria brizantha* cv. Marandu) e C: Mombaça (*Panicum maximum* cv. Mombaça), no município de Porto Velho, RO.....6
- Figura 3. Semivariogramas experimentais ajustados dos atributos da erodibilidade na profundidade 0 a 0,2 m, em área de floresta no município de Porto Velho, RO. Os valores entre parênteses são respectivamente: coeficiente de determinação (R^2), validação cruzada (VC) e alcance (a).....18
- Figura 4. Semivariogramas experimentais ajustados dos atributos da erodibilidade na profundidade 0 a 0,2 m, em áreas de braquiária no município de Porto Velho, RO. Os valores entre parênteses são respectivamente: coeficiente de determinação (R^2), validação cruzada (VC) e alcance (a).....19
- Figura 5. Semivariogramas experimentais ajustados dos atributos da erodibilidade na profundidade 0 a 0,2 m, em áreas de mombaça no município de Porto Velho, RO. Os valores entre parênteses são respectivamente: coeficiente de determinação (R^2), validação cruzada (VC) e alcance (a).....20
- Figura 6. Mapas de krigagem dos atributos areia, silte, argila, matéria orgânica do solo; Fator K: erodibilidade global do solo; T_{cppeh}: Tensão cisalhante, da área de floresta no município de Porto Velho, RO.....20
- Figura 7. Mapas de krigagem dos atributos areia, argila, matéria orgânica do solo, Fator K: erodibilidade global do solo; T_{cppeh}: Tensão cisalhante, da área de braquiária no município de Porto Velho, RO.....21
- Figura 8. Mapas de krigagem dos atributos areia, silte, argila, matéria orgânica do solo, Fator K: erodibilidade global do solo; T_{cppeh}: Tensão cisalhante, da área de mombaça no município de Porto Velho, RO..... 22
- Figura 9. Semivariogramas escalonados para os ambientes estudados em Porto Velho, Rondônia. Os valores entre parênteses indicam respectivamente: Grau de Dependência

Espacial (GDE%), Alcance (a), Coeficiente de Determinação(R^2) e Validação Cruzada (VC).....	24
Figura 10. Análise de componentes principais dos atributos do solo na profundidade 0 - 0,2 m em áreas de pastagens e floresta no município de Porto Velho, RO.....	26

RESUMO

A erodibilidade é a característica do solo que representa a susceptibilidade com que suas partículas da camada mais superficial são levadas e transportadas para locais mais baixos por agentes erosivos, causando danos ambientais e econômicos. O objetivo do presente trabalho foi estimar a erodibilidade do solo em áreas de pastagens e floresta no município de Porto Velho-Rondônia. Em campo, foram selecionadas três áreas com diferentes vegetações, uma com floresta, outra com braquiária e mais uma com capim mombaça. Nas áreas com pastagens foram delimitadas malhas amostrais de 90 m x 60 m, e na área com floresta uma malha de 90 m x 50 m, com espaçamento regular de 10 m entre os pontos amostrais para ambas as áreas. Foram coletadas amostras nos pontos de cruzamento das malhas, na profundidade de 0 - 0,2 m, perfazendo 70 pontos amostrais em cada área com pastagens e 60 pontos amostrais na área de floresta, totalizando 200 amostras. Estas foram coletadas com estrutura preservada (torrões). Foram realizadas análises laboratoriais para determinação da textura seguida de fracionamento da areia, e carbono orgânico seguido de estimativa da matéria orgânica do solo. Os fatores erodibilidade foram calculados e então aplicamos análises univariadas, geoestatística e técnicas multivariadas para analisar os dados. Foram utilizados os modelos indiretos de predição de erosão hídrica para estimativa do fator K. Os ambientes de pastagens diferiram do ambiente de floresta. Entretanto, a área de mombaça funciona como um ambiente intermediário entre a floresta e a braquiária sendo mais próxima ao ambiente de floresta.

Palavras Chave: Variabilidade espacial, Atributos do solo, Componentes principais, Erodibilidade, Krigagem.

ABSTRACT

Erodibility is a characteristic of the soil that represents the susceptibility with which its particles of the most superficial layer are taken and transported to lower places by erosive agents, causing environmental and economic damages. The objective of the present work was to estimate soil erodibility in pasture and forest areas in the city of Porto Velho-Rondônia. In the field, three areas with different vegetation were selected, one with forest, one with brachiaria and one with mombaça grass. In the areas with pastures, 90 m x 60 m sampling meshes were delimited, and in the forested area a 90 m x 50 m mesh, with a regular spacing of 10 m between the sampling points for both areas. They were collected at the crossing points of the meshes, at a depth of 0 - 0.2 m, making 70 sample points in each area with pastures and 60 sample points in the forest area, totaling 200 values. These were collected with preserved structure (clods). Laboratory analyzes were analyzed to determine the texture followed by fractionation of the sand, and organic carbon followed by the estimation of the organic matter in the soil. The erodibility factors were calculated and then we applied univariate analysis, geostatistics and multivariate techniques to analyze the data. Indirect water erosion prediction models were used to estimate the K factor. The pasture environments differed from the forest environment. However, the mombaça area functions as an intermediate environment between the forest and the brachiaria, being closer to the forest environment.

Keywords: Spatial variability, Soil attributes, Main components, erodibility, kriging.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	1
2. OBJETIVOS	3
2.1. Objetivo geral.....	3
2.2. Objetivos específicos.....	3
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	4
3.1. Localização e caracterização da área do estudo	4
3.2. Metodologia de campo.....	5
3.3. Metodologia laboratorial	6
3.3.1. Análises físicas.....	6
3.3.2 Análises químicas.....	7
3.4.Cálculos dos fatores erodibilidade (K, K_i, K_r) e tensão cisalhante (T_c)	7
3.5.Análises estatísticas	9
3.6. Análises multivariadas	10
3.7. Análises geoestatísticas	10
4. RESULTADOS.....	13
5. DISCUSSÕES.....	27
6. CONCLUSÕES	33
7. REFERÊNCIAS	34

1. INTRODUÇÃO

De acordo com Demarchi et al. (2019), a erosão do solo trata-se de um processo de desprendimento e arraste acelerado das partículas do solo causado pela água (erosão hídrica) ou pelo vento (erosão eólica). Sendo classificado em: Erosão geológica ou Natural, que é oriunda de fenômenos naturais que agem continuamente na crosta terrestre em benefício da formação do próprio solo, sendo reconhecível somente com o decorrer de longos períodos de atividade, e a Erosão acelerada ou antrópica, na qual é oriunda da intensificação do processo erosivo natural em função da ação direta do homem sobre o sistema solo-planta-atmosfera por meio da inserção de práticas que destroem o equilíbrio das condições naturais desse processo (Bertoni & Lombardi Neto, 1999).

De acordo com Morgan (1995) a erosão do solo é causada basicamente pelo destacamento e transporte de partículas do solo por ação da água e vento. A facilidade com que este processo ocorre é denominada erodibilidade do solo, sendo um dos fatores mais preocupantes dentro da agricultura, pois diretamente e indiretamente afeta a plantação, e o meio ambiente, e a principal causa do declínio da fertilidade do solo, principalmente em regiões tropicais, onde há maior degradação das camadas mais férteis do solo (Macedo et al., 2010).

A erodibilidade global (fator K) é uma das variáveis da Equação Universal de Perda de Solo (EUPS), que expressa a suscetibilidade do solo à erosão hídrica. Com base nesse aspecto, o fator K é importante na estimativa das perdas por erosão, que se caracteriza por ser um procedimento de combinação das características do solo, os quais possibilitam sua avaliação por meio de equações (Marques et al., 1997; Sá et al., 2004).

Para resolver este problema, diversos pesquisadores têm propostos modelos de predição de perdas de solo indiretos (em laboratório), que possibilitam considerar as variações espaciais e temporais dos fatores condicionantes dos processos erosivos, no intuito de prever sua magnitude e visando: auxiliar no planejamento agrícola, aplicação de técnicas conservacionistas que reduzam estas perdas ao máximo, minimização dos prejuízos ambientais e econômicos e, melhoramento da qualidade do solo (Amorim et al., 2010).

Em sistemas de pastagens quando manejados adequadamente, podem melhorar as propriedades do solo, como: retenção de água, estabilidade de agregados, teores de matéria orgânica do solo e ciclagem de nutrientes (Franzluebbbers et al., 2011). Como indicado por

Soares et al. (2016), que observaram elevadas percentagens de agregados com maiores diâmetros em áreas com pastagens.

Diversos estudos têm aplicado a estatística multivariada nas investigações de variáveis do solo em áreas com pastagem (Soares et al., 2016; Dias et al., 2019; Assunção et al., 2019; Zenero et al., 2019). De acordo com Sena et al. (2002), uma das vantagens dessa técnica é a formação de agrupamento de populações com características similares, permitindo um melhor entendimento das variações dos processos que ocorrem no solo.

Sendo assim, analisando a variabilidade espacial do solo, tem-se utilizado como ferramenta a geoestatística, permitindo a interpretação e a projeção dos resultados, com base na estrutura da sua variabilidade natural, podendo sugerir alternativas de manejo, além de possibilitar melhor compreensão da variabilidade das propriedades, e sua influência sobre a produção (Silva Neto et al., 2012).

2. OBJETIVOS

2.1. Objetivo geral

Estimar a erodibilidade do solo em áreas de pastagens e floresta no município de Porto Velho - Rondônia.

2.2. Objetivos específicos

- a) Estimar a erodibilidade do solo (K , K_i , K_r e T_c) em áreas de floresta e pastagens no distrito de União Bandeirante, Rondônia;
- b) Avaliar as alterações causadas na erodibilidade do solo, em função da conversão de áreas florestais para pastagens;
- c) Determinar a variabilidade espacial do solo nos fatores de erodibilidade por meio de geoestatística.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Localização e caracterização da área do estudo

O estudo foi desenvolvido no distrito União bandeirante localizado no município de Porto Velho, Rondônia, Brasil, sob as coordenadas geográficas de latitude 9° 45' 32'' S e de longitude 64° 31' 39'' W (Figura 1), em três áreas, destas, duas áreas com cultivo de pastagens, sendo uma com braquiária (*Brachiaria brizantha* cv. Marandu) e outra com mombaça (*Panicum maximum* cv. Mombaça) e a terceira área foi de floresta nativa.

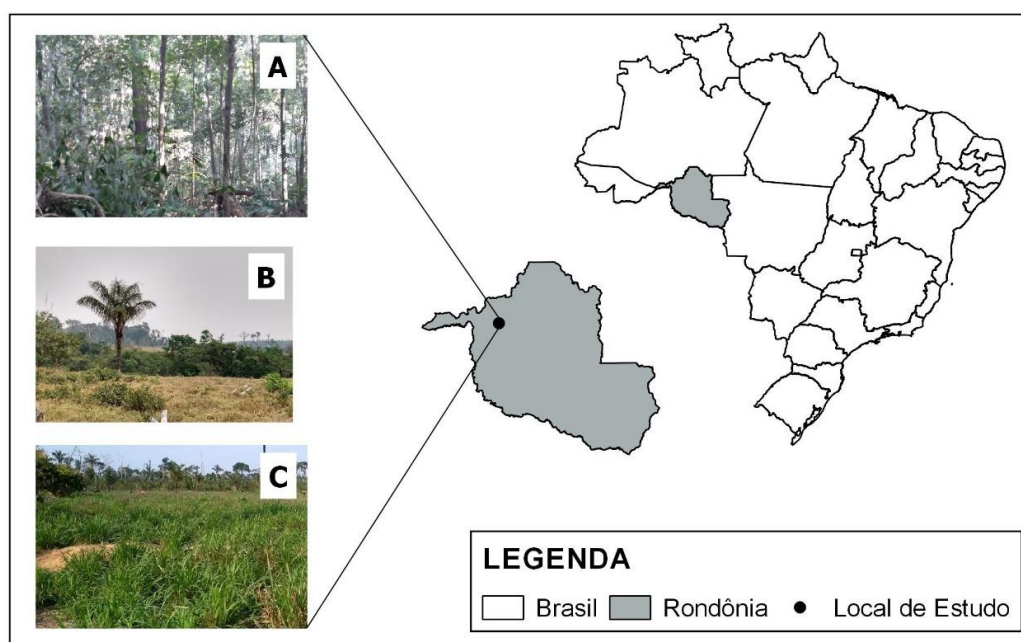


Figura 1: Mapa de localização da área de estudo: A: Floresta, B: Braquiária (*Brachiaria brizantha* cv. Marandu) e C: Mombaça (*Panicum maximum* cv. Mombaça), no município de Porto Velho, RO.

O clima da região segundo classificação de Köppen, pertence ao grupo A (Clima Tropical Chuvoso) e tipo climático Am (chuvas do tipo monção), apresentando uma estação seca de pequena duração entre os meses de junho e setembro. A pluviosidade anual varia de 2.500 a 2.800 mm. A temperatura anual está entre 24 a 26° C. A umidade relativa é bastante elevada, variando entre 85% e 90% na época chuvosa e entre 60 a 70% na época seca. O relevo local é suave ondulado com altitude variando de 100 a 200 m (Alvares et al. 2013).

A área de estudo encontra-se sobre os tabuleiros da depressão Amazônica, o relevo regional apresenta superfície suave ondulada, com altitude variando de 100 a 200 m. Os solos encontrados são desenvolvidos a partir de coberturas sedimentares indiferenciadas, associadas a ambientes de leques aluviais, canais fluviais, planícies de inundação e lagos, constituídas

por sedimentos cuja granulometria varia de cascalho a argila, com lateritização significativa (Adamy, 2010).

Os solos predominantes em Rondônia são os Latossolos, que ocupam área em torno de 58%, sendo 26% de Latossolo Vermelho Amarelo, 16% de Latossolo Vermelho e 16% de Latossolo Amarelo. Os Argissolos e Neossolos ocupam 11% do território cada um deles, os Cambissolos ocupa 10% e os Gleissolos ocupam 9%. As demais classes de solos ocupam o restante da área (12%) (Schlindwein et al. 2012). A tipologia da vegetação é denominada Floresta Ombrófila Densa (IBGE, 2004), constituída por árvores adensadas e multiestratificadas de 25 a 30 m de altura (Perigolo et al., 2017).

Para implantação das áreas de pastagens foram realizados desmatamentos com sucessivas queimadas ao longo do tempo, as queimadas apresentaram a condição de facilitar a limpeza para posterior semeadura das forragens.

No total são 110 animais criados em toda a área de 44,28 ha, que ficam 45 dias alternando entre o piquete com braquiária e o piquete com mombaça, sendo utilizado um piquete para cada área de pastagens.

A área com braquiária possui 26,36 ha, foi implantada em 2008, ficou um ano sem uso e foi usada com pouca frequência até 2010, após este período se utilizou 4,2 animais por ha. Já a área de mombaça possui 17,92 ha, foi introduzida em 2007, ficaram três anos sem uso, após este tempo, utilizou 6,14 animais por hectare no rodízio de 45 dias entre a braquiária.

3.2. Metodologia de campo

Em campo foi estabelecida uma malha de 90 x 60 m tanto para as áreas com braquiária quanto com mombaça, e 90 x 50 m para a área de floresta, com espaçamento regular de 10 m entre os pontos amostrais para ambas as áreas (figura 2).

Os pontos de cruzamento das malhas foram georreferenciados com um equipamento de GPS (DATUM WGS 84) para construção do Modelo Digital de Elevação (MDE). Em cada área de coleta foi realizado o levantamento altimétrico (figura 2).

O solo foi coletado nos pontos de cruzamento das malhas, sob as profundidades de 0,0 - 0,2 m, perfazendo um total de 60 pontos amostrais para área de floresta e 70 pontos para cada área de pastagem, totalizando 200 amostras ao todo.

Foram coletadas em cada área, amostras com estrutura preservada em forma de torrões com 10 cm de altura. Essas amostras foram utilizadas para a determinação do carbono orgânico e as propriedades físicas do solo.

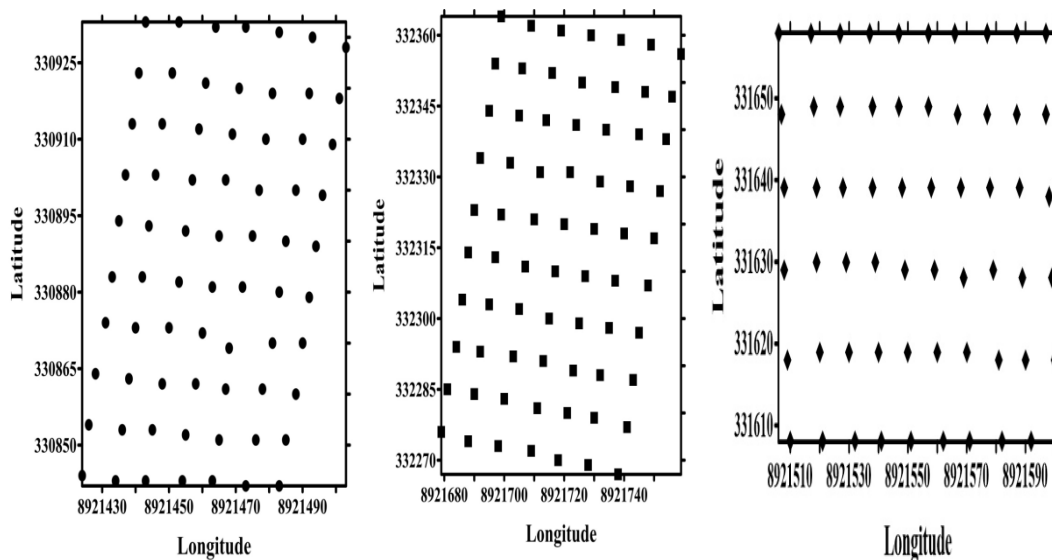


Figura 2. Malhas da área de estudo: A: Floresta, B: Braquiária (*Brachiaria brizantha* cv. Marandu) e C: Mombaça (*Panicum maximum* cv. Mombaça), no município de Porto Velho, RO.

3.3. Metodologia laboratorial

3.3.1. Análises físicas

Após o solo ter passado por processo de secagem a sombra e ser peneirado numa malha de 2 mm, caracterizando uma Terra Fina Seca ao Ar (TFSA), foram realizadas as análises de carbono orgânico (CO) e análises granulométricas (areia, silte e argila), segundo a metodologia proposta por Teixeira et al. (2017).

Análise textural do solo foi determinada utilizando o método da pipeta, com solução de NaOH 1 mol L⁻¹ como dispersante químico e agitação mecânica utilizando o agitador tipo Wagner, em aparato de rotação lenta por 16 horas a 50 rpm. As areias grossas e finas foram separadas por tamisação, a fração argila e silte foram separadas por sedimentação.

Foi realizado o peneiramento das frações granulométricas da areia obtidas da textura, para determinação das dimensões das partículas sólidas. Cada amostra foi agitada durante 3 minutos utilizando-se as peneiras comuns com malhas de 2 mm; 1 mm; 0,5 mm; 0,250 mm; 0,125 mm e 0,053 mm. Entretanto, as peneiras são arranjadas de modo a poderem ser encaixadas umas nas outras formando uma coluna de peneiração. A areia obtida na análise

granulométrica foi fracionada para determinação das dimensões das partículas sólidas analisadas, com intuito de estimar os fatores da erodibilidade, foi utilizado um Agitador de Peneiras, modelo SOLOTEST (Teixeira et al., 2017).

Na parte superior desta coluna houve uma tampa para evitar perdas de material durante a peneiração, e na base encaixa-se uma peneira "cega", denominada "pan", destinada a receber as partículas menores que atravessarem toda a coluna sem serem retidas em nenhuma das peneiras, segundo a metodologia proposta por Teixeira et al. (2017).

3.3.2. Análises químicas

O carbono orgânico (CO) foi determinado pelo método de Walkley-Black (1934), modificado por Yeomans & Bremner (1988).

Considerando-se que o CO contribui em torno de 58% na composição do húmus, a matéria orgânica do solo (MO) foi estimada pela expressão: $MO = CO \times 1,724$.

Desta forma o carbono orgânico do solo é oxidado com uma mistura de dicromato de potássio a $0,0667 \text{ mol L}^{-1}$, utilizou-se como indicador a difenilamina 1% e sulfato ferroso amoniacal a $0,102 \text{ mol L}^{-1}$ como titulante, segundo a metodologia proposta por Teixeira et al. (2017).

3.4. Cálculos dos fatores erodibilidade (K, K_i , K_r) e tensão cisalhante (T_c)

Para determinação da estimativa da erodibilidade, foram utilizados modelos indiretos de predição, no qual estimam os valores dos fatores erodibilidade através de equações que envolvem os valores dos atributos do solo analisados em laboratório.

Assim, no presente trabalho foram utilizados os modelos EUPS (Equação Universal de Perda de Solo) e o PPEH (Projeto de Predição de Erosão Hídrica) para determinação dos fatores condicionantes da erosão nas áreas em estudo.

Para o cálculo da erodibilidade global do solo (fator K, $\text{t ha}^{-1} \text{ MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1} \text{ ha}^{-1} \text{ h}$), foi utilizado a EUPS modificada por Denardin (1990) para avaliação de K em solos brasileiros, conforme Equação 1:

$$K = 0,00000748 M + 0,00448059 p - 0,0631175 X27 + 0,01039567 X32 \quad (1)$$

Em que:

$M = \text{novo silte} \times (\text{novo silte} + \text{nova areia});$

$p = \text{permeabilidade codificada segundo Wischmeier et al. (1971)};$

$X27 = [(0,002 \times \text{argila, \%}) + (0,026 \times \text{silte, \%}) + (0,075 \times \text{areia muito fina, \%}) + (0,175 \times \text{areia fina, \%}) + (0,375 \times \text{areia média, \%}) + (0,75 \times \text{areia grossa, \%}) + (1,5 \times \text{areia muito grossa, \%})] / (\text{argila, \%} + \text{silte, \%} + \text{areia, \%});$

$X32 = \text{nova areia} \times (\text{MO}/100);$

$\text{Novo silte} = \text{silte} + \text{areia muito fina, \%};$

$\text{Nova areia} = \text{areia muito grossa} + \text{areia grossa} + \text{areia média} + \text{areia fina, \%}.$

Para o cálculo da erodibilidade em entressulcos do modelo ppeh (K_i , kg s m^{-4}) foram utilizadas as equações propostas por Flanagan & Livingston (1995) (Eq. 2 e 3):

$$K_{i \text{ ppeh}} = 2728000 + 192100 \text{ AMF}, \quad \text{areia} \geq 30\% \quad (2)$$

$$K_{i \text{ ppeh}} = 6054000 - 55130 \text{ ARG}, \quad \text{areia} < 30\% \quad (3)$$

Em que:

$\text{AMF} = \text{percentual de areia muito fina, \%};$

$\text{ARG} = \text{percentual de argila, \%}$

Para calcular a erodibilidade em sulcos (K_r , s m^{-1}) e a tensão cisalhante (T_c , N m^{-2}) do modelo ppeh foram utilizadas as equações propostas por Flanagan & Livingston (1995) (Eq. 4, 5, 6 e 7):

$$K_{r \text{ ppeh}} = 0,00197 + 0,00030 \text{ AMF} + 0,03863 e^{(-1,84 \text{ MO})} \quad \text{areia} \geq 30\% \quad (4)$$

$$T_{c \text{ ppeh}} = 2,67 + 0,065 \text{ ARG} - 0,058 \text{ AMF} \quad \text{areia} \geq 30\% \quad (5)$$

$$K_{r \text{ ppeh}} = 0,0069 + 0,134 e^{(-0,20 \cdot \text{ARG})} \quad \text{areia} < 30\% \quad (6)$$

$$T_{c \text{ ppeh}} = 3,5 \quad \text{areia} < 30\% \quad (7)$$

Em que:

AMF = percentual de areia muito fina, %;

e = base dos logaritmos neperianos;

MO= percentual de matéria orgânica do solo, %;

ARG = percentual de argila, %;

3.5. Análises estatísticas

Após a determinação dos atributos da erodibilidade, textura e matéria orgânica do solo, foram feitas as estatísticas univariadas (ANOVA), para comparar médias dos atributos individualmente pelo teste de Tukey ($p < 0,05$). Tanto a estatística descritiva como a ANOVA foram executadas no software SPSS 21.0 (SPSS Inc., 2017). Onde foram calculados os valores de média, mediana, desvio padrão, coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e curtose. As hipóteses de normalidade dos dados foram testadas pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, no software estatístico Statistica 7.0 (Statsoft, 2004).

O coeficiente de variação (CV%) foi avaliado conforme classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980), que classifica variáveis do solo como: $CV < 12\%$, $12 < CV < 60\%$, e $CV > 60\%$ para baixa, média e alta variabilidade, respectivamente

3.6. Análises multivariadas

Para as análises multivariadas (MANOVA), foi realizada a análise fatorial dos componentes principais (ACP), a fim de encontrar significância estatística dos conjuntos dos atributos físicos e matéria orgânica, que mais discriminam os ambientes, com relação às diferentes áreas em estudo, obtendo como resposta de quais são os ambientes cujos atributos sofrem maior influência pela ação antrópica, obtendo o conjunto de menores combinações lineares dos atributos do solo, que preserve a maior parte dos dados fornecida pela propriedade do solo (Silva et al., 2010). Sendo assim, a análise de componentes principais permite avaliar ao mesmo tempo qualitativamente, as interações entre os atributos do solo, para isso, os valores dos atributos foram normalizados para média igual a zero e a variância igual a um.

A adequabilidade da análise fatorial foi feita pela medida de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que avalia as correlações simples e parciais das variáveis, e pelo teste de esfericidade de Bartlett (que aceita ou rejeita as igualdades entre as matrizes correlação e identidade). A extração dos fatores foi realizada pela análise de componente principal, incorporando as variáveis que apresentaram comunalidades igual ou superior a cinco (5,0) conforme descrito por Mingoti (2007).

No entanto, a escolha do número de fatores a ser utilizado foi feita pelo critério de Kaiser (fatores que apresentam autovalores superiores a 1,0), e que conseguiram sintetizar uma variância acumulada acima de 70% da variância das variáveis foram rotacionados e os escores padronizados com média zero e a distância entre si medida pelo desvio padrão. A fim de simplificar a análise fatorial, foi feita a rotação ortogonal (varimax) e representada em um plano fatorial das variáveis para os componentes principais (Burak et al., 2010).

3.7. Análises geoestatística

A geoestatística foi usada para avaliar a textura, erodibilidade do solo e MO. Para se fazer a análise geoestatística, foi necessária saber se há dependência espacial ou não dos atributos estudados, onde foi verificado por meio do gráfico do semivariograma.

O software GS⁺ 7,0 (Robertson, 2004) foi utilizado no ajuste dos semivariogramas, com base na pressuposição de estacionariedade da hipótese intrínseca (Equação 8).

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (8)$$

Em que:

$\gamma(\mathbf{h})$ = valor da semivariância para uma distância h ;

$N(\mathbf{h})$ = número de pares envolvidos no cálculo da semivariância;

$Z(\mathbf{x}_i)$ = valor do atributo Z na posição x_i ;

$Z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})$ = valor do atributo Z separado por uma distância h da posição x_i ,

Para estes cálculos, utilizou-se o programa GS⁺, onde o algoritmo implementado no GS⁺ seleciona o modelo que apresentar menor soma de quadrado de resíduo no ajuste.

A partir desses ajustes foram definidos os coeficientes de determinação (R²) e validação cruzada (VC), para escolha do melhor modelo teórico para o semivariograma:

Em que:

(C0): efeito pepita, que é o valor de γ quando $h = 0$, que representa o componente da variação ao acaso;

(C + C0): patamar, cujo valor é aproximadamente igual à variância dos dados obtido pela soma do efeito pepita (C0) e a variância estrutural (C);

(a): alcance, distância da origem até onde o patamar atinge valores estáveis, expressando a distância além da qual as amostras não são correlacionadas (Trangmar et al. 1985).

A partir do semivariograma calculado com dados do campo, são associados modelos teóricos, definidos pelos parâmetros, tais como os modelos (linear, esférico, gaussiano, exponencial), efeito pepita (C_0), patamar (C_0+C) e alcance (a).

Na análise do grau de dependência espacial (GDE), utilizou-se o exame dos parâmetros dos semivariogramas proposto por Cambardella et al. (1994) (Equação 9).

Em que:

$$\text{GDE (\%)} = [(C^0/C^0+C^1) \times 100] \quad (9)$$

Assim, os semivariogramas que possuem: $GDE \leq 25\%$, $25\% < GDE < 75\%$, e $GDE > 75\%$ são considerados como de dependência espacial forte, moderada e fraca, respectivamente.

Após o ajuste dos modelos matemáticos permissíveis, foram feitas as interpolações dos dados por meio da krigagem no software Surfer versão 13.0 0 (Golden Software Inc., 1999).

Neste trabalho, foram utilizados os semivariogramas escalonados para todas as variáveis em cada área e profundidade estudada com o objetivo de reduzi-los à mesma

escala, facilitando a comparação entre resultados de diferentes áreas (Ceddia et al., 2009).

Os semivariogramas experimentais foram escalonados por meio da divisão das semivariâncias pela variância estatística (Guimarães, 1993). Sendo assim a escolha do modelo de semivariograma escalonado que melhor se ajustou aos dados foi realizada com base coeficiente de determinação (R^2) validação cruzada (VC), além do conhecimento prático do comportamento dos atributos nos ambientes. Pelo alcance dos semivariogramas escalonados, foi determinado o número mínimo de amostras para que seja possível promover a caracterização da variabilidade espacial dos atributos estudados em cada área.

Entretanto os semivariogramas escalonados serviram como base de informação para calcular o número mínimo de amostragem do solo e para determinar a variabilidade de todos os atributos na profundidade em relação aos três ambientes estudados (Oliveira et al., 2015) (Equação 10).

$$N = \frac{A}{A2(h)/10000} \quad (10)$$

Em que:

N = número mínimo de amostras necessárias para a determinação de uma malha de amostragem;

A = área total, em hectares;

a = o alcance do semivariograma, em metros.

4. RESULTADOS

Avaliando a dispersão das variáveis (Tabela 1), foi observado nas áreas de pastagens (braquiária e mombaça) em comparação com a área de floresta, que as medidas de tendência central (média e mediana) dos atributos físicos, matéria orgânica e erodibilidade do solo, apresentaram distribuição simétrica, e ambos mostraram valores muito próximos para todos os atributos, o que justifica distribuições normais ou aproximadamente normais dos dados analisados.

Quando avaliados os resultados, foi possível analisar que os valores médios da área de floresta indicaram que essa área apresentou mais argila, mais matéria orgânica e valores maiores de K e Tc ppeh do que nas áreas com pastagens.

Desta forma, os valores da assimetria variaram de (-0,45 a 1,02), onde as variáveis que possuem valores maiores que zero apresentam dados que possuem distribuição assimétrica à direita enquanto os negativos indicam que possuem distribuição assimétrica à esquerda.

Para curtose observou-se valores de -0,03 a 1,92, esses valores devem ser preferencialmente nulos, entretanto é aceitável valores entre -2 a +2 (Negreiros Neto et al., 2014).

Na área de mombaça verificou-se que os valores de desvio padrão foram elevados, destacando assim o valor 6,30 g.kg⁻¹ para o atributo MO. Ainda se tratando da MO a área de floresta apresentou o valor de desvio padrão igual a 4,85 g.kg⁻¹ e o menor valor verificado para braquiária foi de 3,93 g.kg⁻¹ nas áreas estudadas.

Através da classificação do coeficiente de variação (CV%) proposta por Warrick & Nielsen (1980), os valores do coeficiente de variação abaixo de 12% são classificados como baixa variabilidade, entre 12% e 60% como média variabilidade e valores acima de 60% como alta variabilidade.

Entretanto, o maior valor de CV% encontrado na área de floresta foi de 33,27 %, para a área de mombaça foi observado o valor de 30,55% e em seguida a braquiária com 30,07%, ambas na variável silte, sendo assim classificados como média variabilidade dos dados, a mais baixa variabilidade foi à variável areia com 3,95 % na área de braquiária.

No geral, o fator K para todas as áreas apresentaram distribuição de dados hipotética normal pelo teste de Kolmogorov-Smirnov a 5% de probabilidade. Sendo assim, os fatores

de erodibilidade K , K_i ppeh e T_c ppeh, apresentaram baixa variabilidade para a área de floresta, indicando uma boa homogeneidade da área, além de boa representatividade das amostragens realizadas.

No entanto, o fator K ($t \cdot ha^{-1} \cdot MJ^{-1} \cdot mm^{-1} \cdot ha \cdot h$) foi menor em área de braquiária (0,01), e observou-se maior valor obtido na área de floresta (0,03), conforme os dados estudados. Sendo assim o alto valor na área de floresta, podendo está relacionado além do atributo MO, o fator areia também pode está influenciando essa na floresta, pois quanto maior o teor de areia, dificultará a ligação entre as partículas ficando menos agregado o solo.

Tabela 1: Estatística descritiva da física, matéria orgânica e erodibilidade do solo em áreas de pastagens e floresta no município de Porto Velho, RO

Propriedades	Camada de 0,02m						
	Média	Mediana	Assimetria	Curtose	D.P.	² CV%	³ K-S
Área de Floresta							
Areia (g.kg ⁻¹)	50, 67c	50, 85	-0,03	-0,93	2,55	5,03	0, 08*
Silte (g.kg ⁻¹)	5,66a	5, 70	-0,06	-0,90	1, 88	33,27	0,08*
Argila (g.kg ⁻¹)	42, 68a	42, 74	-0,14	-0,69	3, 00	7,03	0, 09*
⁴ MO (g.kg ⁻¹)	36, 10a	35, 46	0,55	0,21	4, 85	13,43	0, 06*
⁵ Fator K	0, 03a	0, 03	0,13	-0,48	0, 00	8,65	0, 08*
⁶ K _{i ppeh}	3,42E ⁺⁰⁶ b	3,38E ⁺⁰⁶	0,17	-1,35	2,08E ⁺⁰⁵	6,08	0,13*
⁷ K _{r ppeh}	0, 0032b	0, 00	0,11	-1,24	0, 00	10,66	0, 13*
⁸ T _{c ppeh}	5, 29a	5, 28	0,07	-0,61	0, 23	4,27	0,06*
Área de Braquiária							
Areia(g.kg ⁻¹)	66,83a	67, 24	-0,24	-1,06	2, 64	3,95	0,10*
Silte (g.kg ⁻¹)	2, 95c	2, 86	0,18	-0,90	0, 89	30,07	0, 06*
Argila (g.kg ⁻¹)	30,11a	29,92	0,12	-0,96	2, 53	8,41	0,09*
⁴ MO (g.kg ⁻¹)	25, 65b	25, 85	-0,01	-0,55	3, 93	15,33	0, 05*
⁵ Fator K	0, 01c	0, 02	0,45	-0,14	0, 00	13,56	0, 09*
⁶ K _{i ppeh}	3,80E ⁺⁰⁶ a	3,81E ⁺⁰⁶	0,02	-1,39	3,51E ⁺⁰⁵	9,23	0, 13*
⁷ K _{r ppeh}	0, 0042a	0, 00	0,00	-1,00	0, 00	15,83	0, 08*
⁸ T _{c ppeh}	4, 32c	4, 30	0,36	-0,53	0, 22	4,99	0, 07*
Área de Mombaça							
Areia (g.kg ⁻¹)	56, 28b	56, 65	-0,45	0,57	3, 61	6,41	0, 13*
Silte (g.kg ⁻¹)	4, 45b	4, 48	0,62	0,31	1, 36	30,55	0, 10*
Argila (g.kg ⁻¹)	39, 27b	38, 83	0,62	0,30	3, 53	9,00	0, 13*
⁴ MO (g.kg ⁻¹)	28, 43b	27, 23	1,02	1,44	6, 30	22,16	0, 12*
⁵ Fator K	0, 02b	0, 02	0,80	1,53	0, 00	15,18	0, 07*
⁶ K _{i ppeh}	3,23E ⁺⁰⁶ c	3,19E ⁺⁰⁶	0,35	-0,68	2,34E ⁺⁰⁵	7,26	0, 07*
⁷ K _{r ppeh}	0, 0031b	0, 00	0,90	1,92	0, 00	16,90	0, 09*
⁸ T _{c ppeh}	5, 07b	5, 02	0,60	-0,03	0, 26	5,11	0, 10*

Médias seguidas de letras de mesma cor e iguais na coluna não diferem entre si ao nível de 5% de probabilidade. D.P.; desvio padrão; ²CV%: coeficiente de variação, %; ³K-S: teste de normalidade (Kolmogorov-Smirnov significativo à 5% de probabilidade); ⁴ MO: matéria orgânica; ⁵K: erodibilidade do solo, t. ha⁻¹. MJ⁻¹. mm⁻¹.

ha. h; ⁶K_{i ppeh}: erodibilidade em entressulcos, kg.s.m⁻⁴; ⁷K_{r ppeh}: erodibilidade em sulcos, kg. N⁻¹. s⁻¹; ⁸T_{c ppeh}: tensão cisalhante, N. m⁻².

Na Tabela 2, são apresentados os parâmetros dos semivariogramas ajustados que melhor descrevem a distribuição espacial dos atributos analisados. Foi observado o grau de dependência espacial para área de floresta com moderada variabilidade apenas na variável areia valor (27,70) e para os demais atributos uma forte dependência espacial ($GDE < 25\%$). É apresentando efeito pepita puro (EPP), destacaram - se a variável, Ki_{ppch} (erodibilidade em entressulcos) e Kr_{ppch} (erodibilidade em sulcos).

Já para área de braquiária observou-se moderada dependência espacial para variável T_c_{ppch} (tensão cisalhante) com valor de (28,10) e para os demais uma forte dependência espacial ($GDE < 25\%$), a área de mombaça apresentou GDE forte para areia, argila e matéria orgânica, com forte GDE para as demais variáveis, evidenciando que possivelmente a variável na área de mombaça é mais influenciada pelas propriedades intrínsecas do solo ligadas aos fatores de formação (Cambardella et al., 1994).

Tabela 2: Modelos e parâmetros estimados aos semivariogramas, sob camada 0 - 0,2 m, em áreas de floresta e pastagens no município de Porto Velho, RO.

Atributo	FLORESTA						BRAQUIÁRIA						MOMBAÇA					
	Mod.	C ⁰	C ⁰ +C ¹	a (m)	R ²	GDE%	Mod.	C ⁰	C ⁰ +C ¹	a (m)	R ²	GDE%	Mod.	C ⁰	C ⁰ +C ¹	a (m)	R ²	GDE%
0 – 0,2 m																		
Areia	Exp.	3,68	13,28	79,29	0,92	27,70	Gau.	2,31	18,94	89,21	0,98	12,20	Exp.	1,85	16,02	72,00	0,81	11,50
Silte	Exp.	0,83	6,18	25,20	0,85	13,40	Lin.	-	-	-	-	EPP	Exp.	0,46	1,30	27,60	0,81	35,50
Argila	Exp.	0,01	14,51	40,50	0,90	0,10	Exp.	0,10	14,89	90,00	0,90	0,70	Exp.	2,52	17,26	90,00	0,90	14,60
MO	Esf.	0,02	32,54	22,80	0,80	0,60	Esf.	0,01	15,03	20,69	0,71	0,00	Esf.	7,52	30,07	17,60	0,71	25,00
Fator K	Exp.	0,00	0,00	32,40	0,77	0,00	Exp.	0,00	0,00	39,90	0,71	0,00	Exp.	0,00	0,00	90,00	0,70	37,50
K_{i ppeh}	Lin.	-	-	-	-	EPP.	Lin.	-	-	-	-	EPP.	Lin.	-	-	-	-	EPP.
K_{r ppeh}	Lin.	-	-	-	-	EPP.	Lin.	-	-	-	-	EPP.	Lin.	-	-	-	-	EPP.
T_{c ppeh}	Exp.	0,01	0,08	48,00	0,81	15,40	Exp.	0,03	0,03	86,78	0,95	28,10	Exp.	0,02	0,08	86,40	0,86	28,40

Mod.: Modelo; Esf.: Esférico; Exp.: Exponencial; Lin.: Linear; Gau: Gaussiano; C₀: efeito pepita; C₀+C₁: Patamar; a: Alcance, (m); R²: Coeficiente de determinação; GDE%: Grau de Dependência Espacial; MO: Matéria Orgânica; EPP: Efeito Pepita Puro; K: Erodibilidade do solo, t.ha⁻¹ MJ⁻¹ mm⁻¹ ha. h; K_{i ppeh}: Erodibilidade em entressulcos, kg s m⁻⁴; K_{r ppeh}: erodibilidade em sulcos, kg N⁻¹ s⁻¹; T_{c ppeh}: Tensão cisalhante, N m⁻².

Os ajustes dos semivariogramas experimentais, mapas de krigagem e análise de dependência espacial estão apresentados nas figuras 3, 4, 5, 6, 7 e 8, para as áreas de floresta, braquiária e mombaça.

Foi possível observar através dos resultados que os atributos apresentaram dependência espacial, ajustando-se predominantemente aos modelos exponenciais e esféricos com valores de R^2 acima de 0,70 para todas as áreas.

Oliveira et al. (2015a), estudando solos no Amazonas observaram a predominância do modelo esférico em área de floresta e modelo exponencial em pastagens ao ajuste dos semivariogramas para os atributos do solo.

O coeficiente de determinação apresentou valores variando de 0,71 a 0,98 enquanto a validação cruzada variou de 0,71 a 1,00 para as áreas na profundidade estudadas. De acordo com Azevedo (2004) quanto mais próximo de 1,00 o R^2 melhor a estimativa dos valores pelo método de krigagem comum.

Floresta 0 – 0,2 m

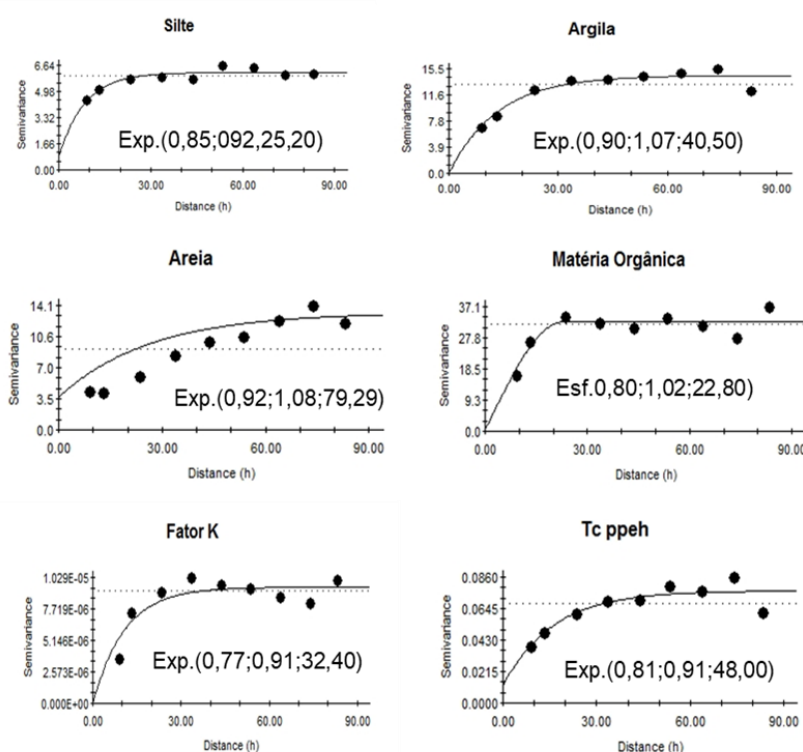


Figura 3. Semivariogramas experimentais ajustados dos atributos da erodibilidade na profundidade 0 a 0,2 m, em área de floresta no município de Porto Velho, RO. Os valores entre parênteses são respectivamente: coeficiente de determinação (R^2), validação cruzada (VC) e alcance (a).

Braquiária 0 – 0,2 m

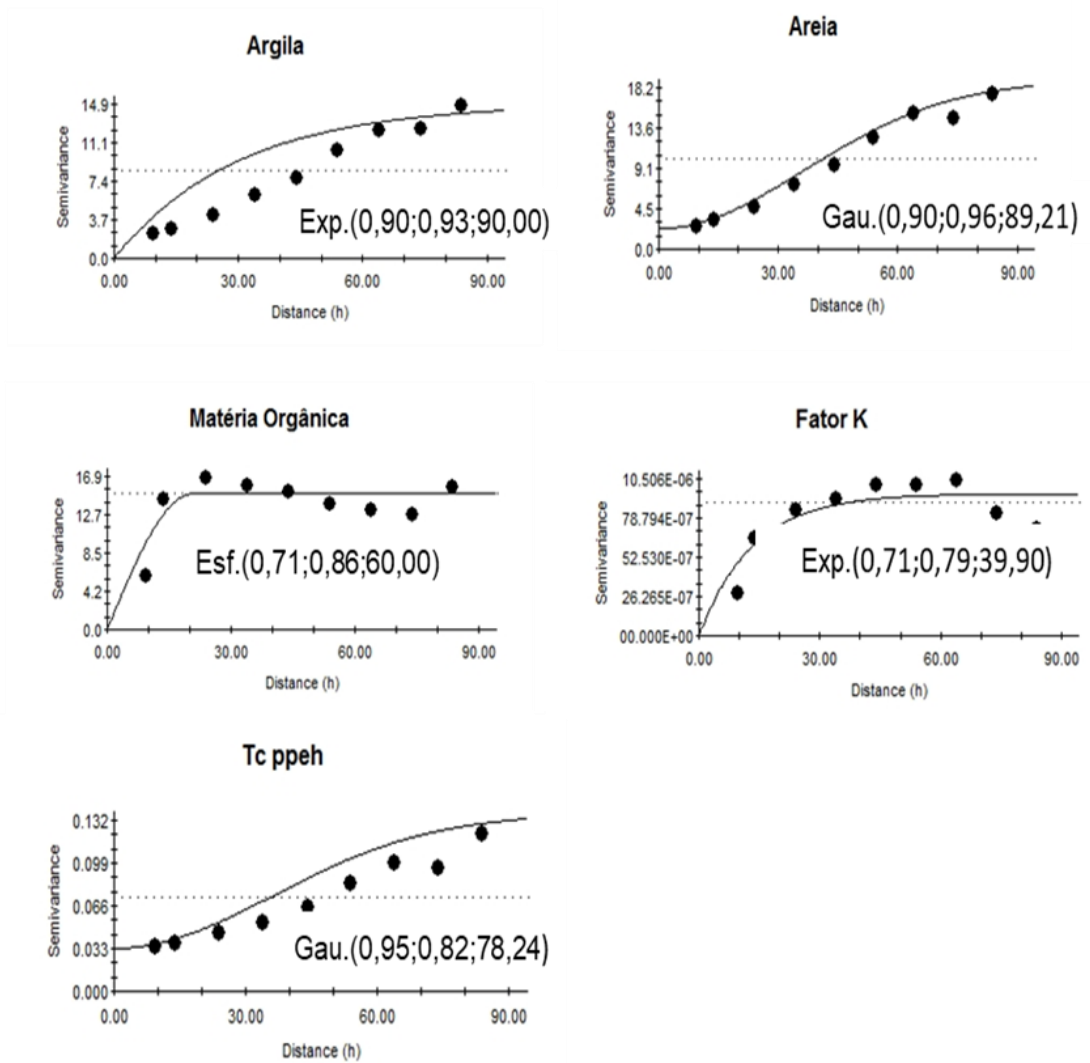


Figura 4. Semivariogramas experimentais ajustados dos atributos da erodibilidade na profundidade 0 a 0,2 m, em áreas de braquiária no município de Porto Velho, RO. Os valores entre parênteses são respectivamente: coeficiente de determinação (R^2), validação cruzada (VC) e alcance (a).

Mombaça 0 – 0,2 m

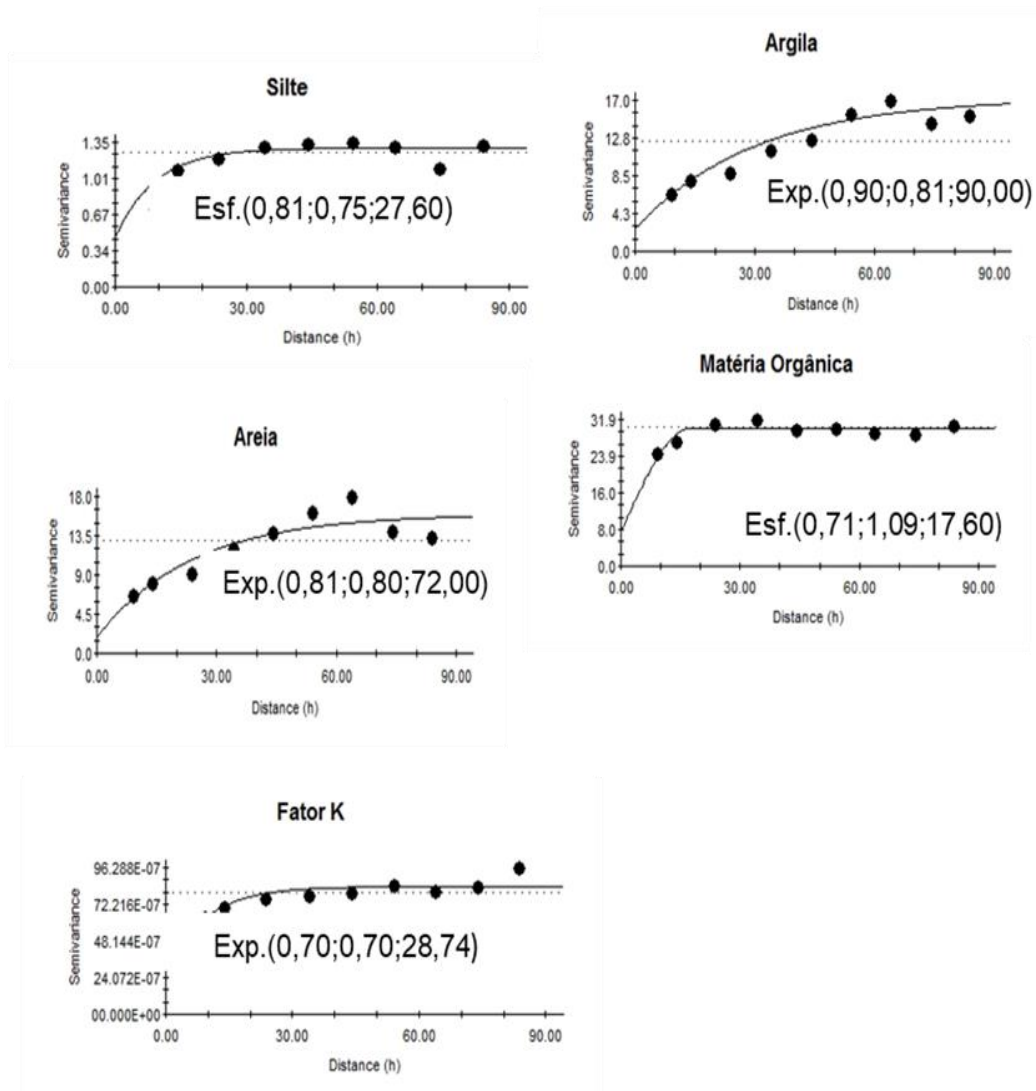


Figura 5. Semivariogramas experimentais ajustados dos atributos da erodibilidade na profundidade 0 a 0,2 m, em áreas de mombaça no município de Porto Velho, RO. Os valores entre parênteses são respectivamente: coeficiente de determinação (R^2), validação cruzada (VC) e alcance (a).

Floresta 0-0,2m

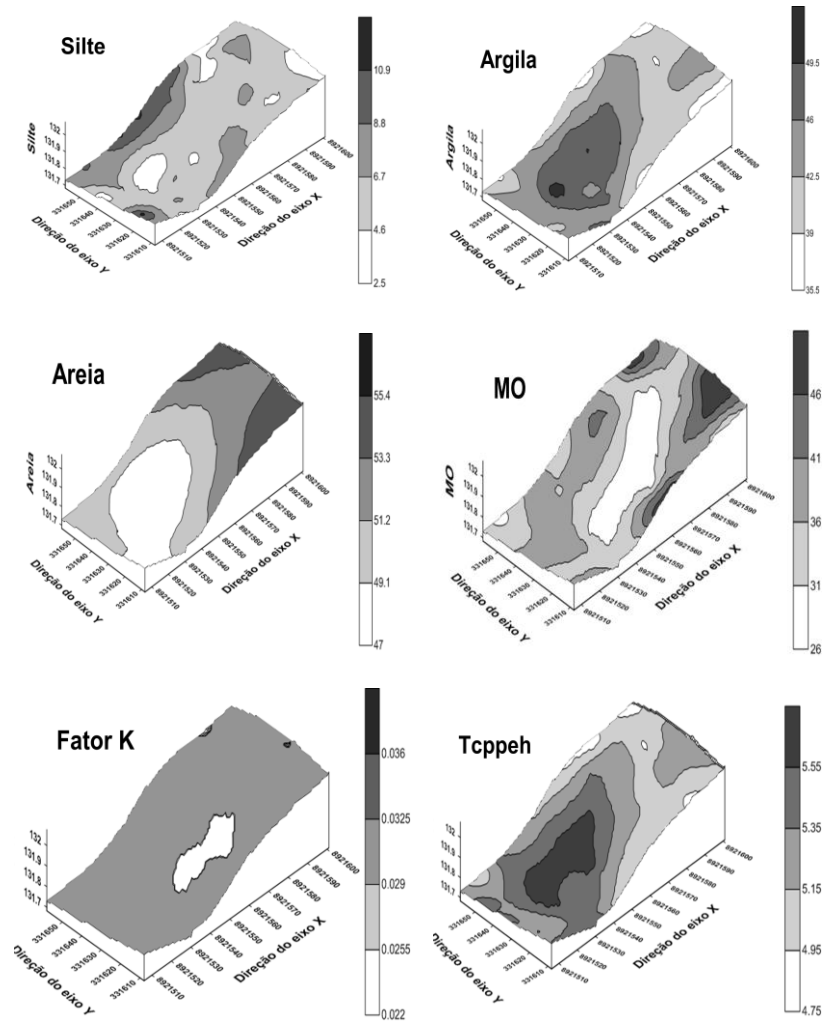


Figura 6. Mapas de krigagem dos atributos areia, silte, argila, matéria orgânica do solo; Fator K: erodibilidade global do solo; Tc_{pph} : Tensão cisalhante, da área de floresta no município de Porto Velho, RO.

Braquiária 0 - 0,2 m

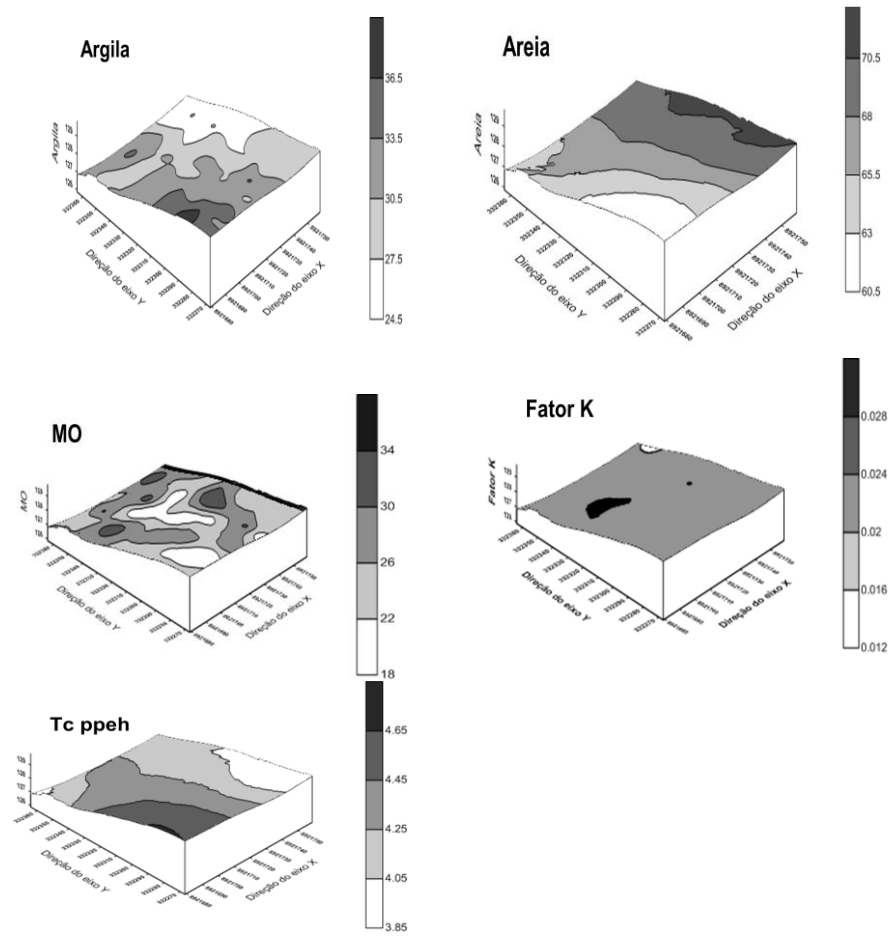


Figura 7. Mapas de krigagem dos atributos areia, argila, matéria orgânica do solo, Fator K: erodibilidade global do solo; Tc_{ppeh} : Tensão cisalhante, da área de braquiária no município de Porto Velho, RO.

Mombaça 0 - 0,2 m

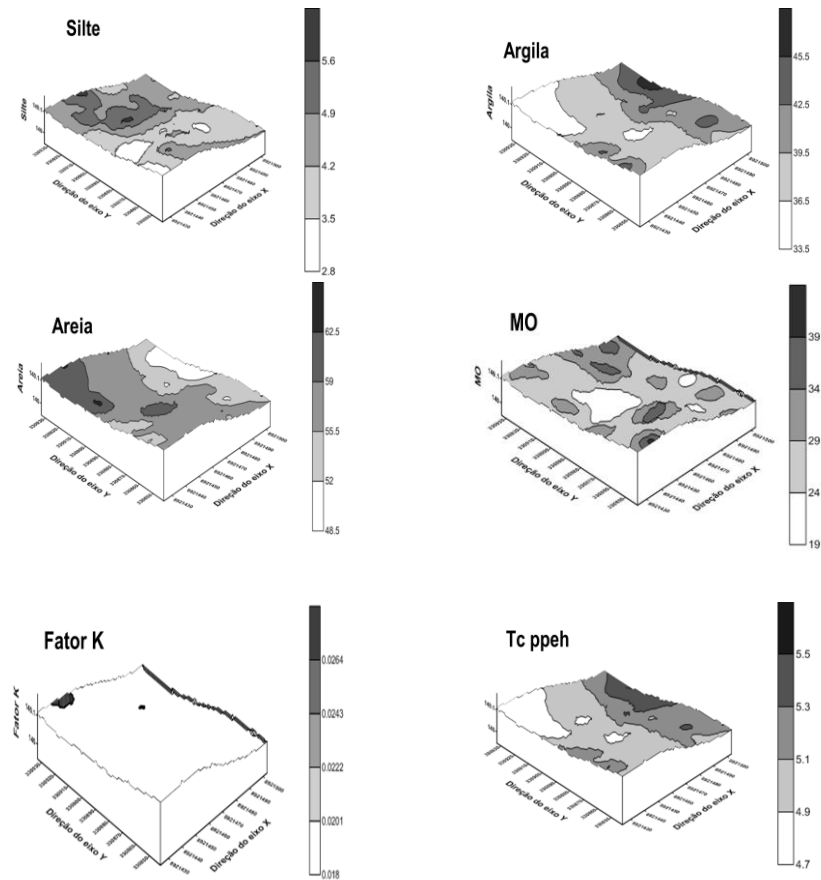


Figura 8. Mapas de krigagem dos atributos areia, silte, argila, matéria orgânica do solo, Fator K: erodibilidade global do solo; Tc_{ppeh}: Tensão cisalhante, da área de mombaça no município de Porto Velho, RO.

Os semivariogramas escalonados para as três áreas estudadas são apresentados na Figura 9. O modelo ajustado aos gráficos é o exponencial estudando nas três áreas apresentando o R^2 variando de 0,57 a 0,69 e a validação cruzada oscilando de 0,76 a 0,83. Oliveira et al. (2015b), também observaram que, em áreas de floresta e pastagens o modelo exponencial se ajusta melhor para os atributos químicos do solo.

As áreas apresentaram valores de alcance (a) variando de 35,00 a 67,52 m, sendo encontrados o maior valor para área de braquiária e o menor valor na área de floresta nativa.

Em relação à GDE %, as áreas de pastagens apresentaram moderada dependência espacial, exceto para a área de floresta que apresentou forte dependência espacial (Cambardella et al., 1994).

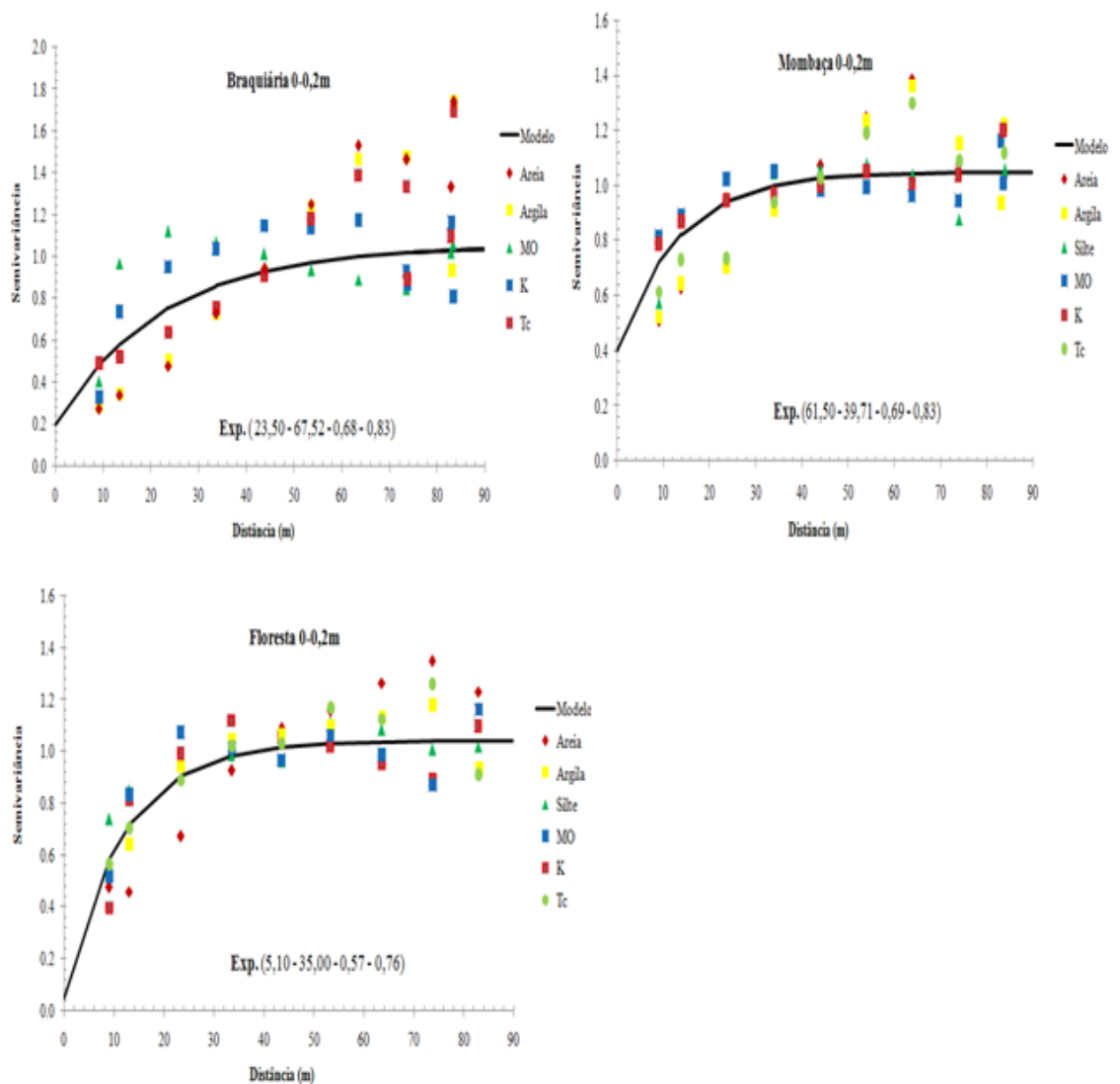


Figura 9 Semivariogramas escalonados para os ambientes estudados em Porto Velho, Rondônia. Os valores entre parêntese indicam respectivamente: Grau de Dependência Espacial (GDE%), Alcance (a), Coeficiente de Determinação (R^2) e Validação Cruzada (VC).

A análise fatorial apresentou resultados significativos ($KMO = 0,772$ $p < 0,05$ para o teste de esfericidade de Barlett) para as variáveis nas áreas avaliadas, mostrando adequação à construção dos Componentes Principais (Figura 10).

Na análise de componentes principais (ACP), com as variáveis de maiores escores foram extraídos dois componentes principais, que de forma geral explicaram a variabilidade total dos dados para a profundidade 0-0,2 m, nos quais os ambientes estudados foram influenciados pelos teores elevados das variáveis relacionadas à textura (areia e argila), que interferem na compactação do solo e no acúmulo de MO (Tabela 3 e Figura 10).

Entretanto, cada área apresentou distribuição de escores bem adensada dentro do plano fatorial, discriminando as características próprias apresentadas pelo tipo de manejo adotado em cada área estudada.

Tabela 3. Correlação entre cada componente principal com textura e erodibilidade do solo.

Atributos	Variação Comum	Fatores	
		CP1	CP2
Argila (g.kg^{-1})	0,89	0,77*	0,52
Areia (g.kg^{-1})	0,89	-0,73*	-0,56
MO (g.kg^{-1})	0,60	0,12	0,91*
K	0,67	0,22	0,90*
Ki _{ppeh}	0,34	-0,82*	-0,01
T _{c ppeh}	0,42	0,78*	0,18
Variância explicativa (%)		61,26	18,24

*Valores mais discriminatórios; CP1= componente principal 1; CP2= componente principal 2.

Profundidade 0 - 0,2 m

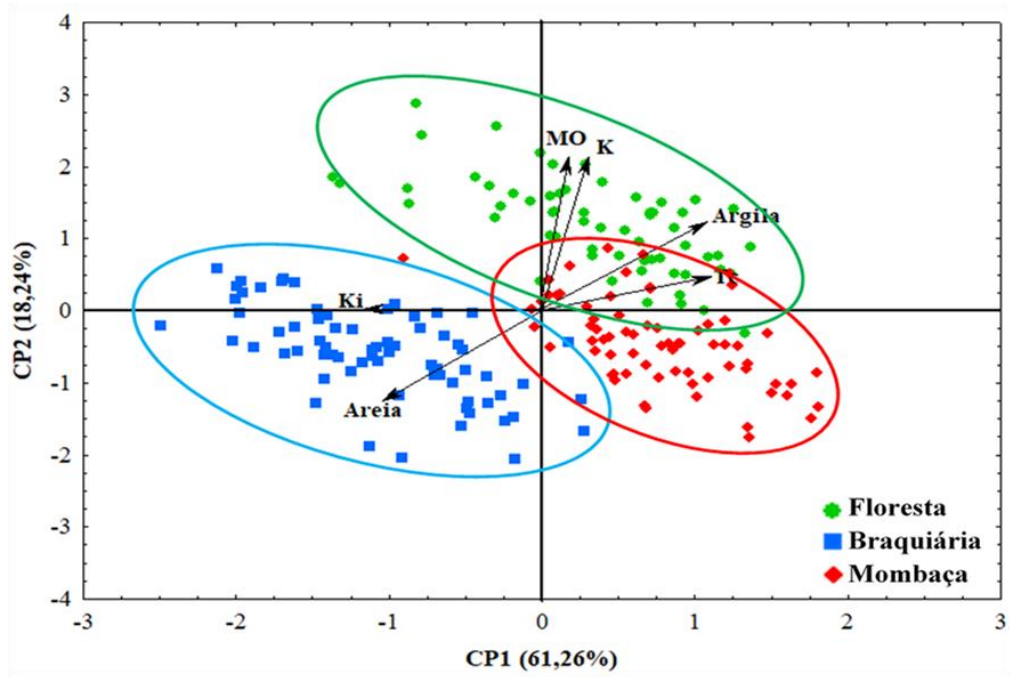


Figura 10. Análise de componentes principais dos atributos do solo na profundidade 0 - 0,2 m em áreas de pastagens e floresta no município de Porto Velho, RO.

5. DISCUSSÕES

Trabalhos destacam que a assimetria e curtose são indicadores da distribuição dos dados, contudo, são mais sensíveis a valores extremos do que a média e a mediana, sendo que tais valores próximos a zero indicam maior normalidade dos dados (Kamimura et al., 2013; Alho et al., 2016), apresentando valores simétricos ou não, onde o ideal é que estes valores estejam próximos do valor central zero (Cortez et al., 2011).

Para curtose observou-se valores de - 0,03 a 1,92, esses valores devem ser preferencialmente nulos, entretanto é aceitável valores entre -2 a +2 (Negreiros Neto et al., 2014).

De acordo com Oliveira et al. (2015), a medida estatística de CV% permite comparar a variabilidade entre amostras de variáveis com unidades diferentes, porém não permite analisar a variabilidade espacial dos atributos do solo. Considerando que o CV% indica a variabilidade dos dados em relação à média, quanto menor o valor mais homogêneo é o conjunto de dados, é possível assim, avaliar a condição homogênea para os resultados encontrados no presente estudo.

Segundo Frogbrook et al. (2002), valores elevados de CV% podem ser considerados como os primeiros indicadores da existência de heterogeneidade nos dados. Sendo assim, foi possível afirmar com base nos valores de CV% encontrados, que os atributos analisados apresentaram de baixa à média variação para a área e profundidade estudada, corroborando com resultados encontrados por Cunha et al. (2017).

Em relação aos valores de silte apresentou-se nas áreas de floresta (5,66) e mombaça (4,45), destacando-se os maiores valores comparados com área de braquiária ocasionando uma maior suscetibilidade das respectivas áreas à erosão do solo. Entretanto podendo ser comprovados por outros estudos, onde também observaram elevados índices de erodibilidade em solos com grandes teores de silte e areia (Taleshian & Jeloudar et al., 2018).

No geral, analisando os resultados do fator K, foi observado que os mesmos foram inferiores aos valores de $5,21 \times 10^{-2} \text{ t ha}^{-1} \text{ MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1} \text{ ha h}$, encontrado por Nunes et al. (2017), estudando a aplicação da equação universal de perdas de solo em argissolos na região sul do Amazonas.

De acordo com Castro et al. (2011), o fator K, pode ser classificado em classes segundo seu potencial, de modo que os autores adotam as seguintes classificações: $K < 9,00 \times 10^{-3}$ (muito baixa); $9,00 \times 10^{-3} < K \leq 1,50 \times 10^{-2}$ (baixa); $1,50 \times 10^{-2} < K \leq 3,00 \times 10^{-2}$ (média); $3,00 \times 10^{-2} < K \leq 4,50 \times 10^{-2}$ (alta); $4,50 \times 10^{-2} < K \leq 6,00 \times 10^{-2}$ (muito alta), e $K > 6,00 \times 10^{-2}$ (extremamente alta).

Nesse sentido, levando em consideração que valores encontrados nas três áreas estudadas variaram de 0,01 a 0,03 t ha⁻¹ MJ⁻¹ mm⁻¹ ha, foi possível classificar os valores na classe baixa para área de braquiária e mombaça, e para área de floresta na classe alta.

No entanto a área de floresta estar localizada em áreas consideradas mais planas, isso pode ter possibilitado menor condições de perdas de sedimentos proporcionadas pela erosão hídrica, uma vez que a mesma é a principal forma de degradação dos solos brasileiros, sendo ocasionada pelas gotas de chuva e da enxurrada, que além de partículas de solo em suspensão, transportam nutrientes, matéria orgânica e substâncias químicas, causando sérios danos às atividades agrícolas (Bertol et al., 2007a).

Em relação ao $K_{i\ ppeh}$ (erodibilidade entressulcos) e $K_{r\ ppeh}$ (erodibilidade em sulcos) foi possível observar que a área de braquiária apresentou o maior valor comparando com os valores das demais áreas estudadas apresentando assim diferença significativa entre eles. De modo geral, áreas de pastagens por mais bem manejadas que sejam apresentam heterogeneidade, podendo este problema ser ainda mais acentuado quando as pastagens são estabelecidas em áreas declivosas (Artur et al., 2014).

Quando analisados os resultados de fração granulométrica observou-se que para o atributo areia, as áreas de floresta e pastagens apresentaram diferença significativa entre si pelo teste Tukey (Tabela 1). Sendo assim os elevados valores de areia encontrados nas áreas de braquiária, pode ter relação com a topografia das respectivas áreas, devido à enxurrada das partículas pequenas da fração mineral (argila) e matéria orgânica, as quais são transportadas pelo escoamento superficial.

De modo geral, estudos destacam que a topografia do terreno tem uma influência acentuada nas perdas por erosão, especialmente em função do grau de declive e do comprimento de rampa (Campos et al., 2008).

Ao avaliarmos a diferença na textura para os três ambientes estudados, observa-se que todas as áreas na profundidade de 0-0,2m, apresentaram diferença estatística (Tabela 1).

O alcance (a) é um parâmetro da geoestatística que tem servido de subsídio em planejamentos amostrais, indicando a distância máxima em que o atributo está correlacionado espacialmente (Dalchiavon et al., 2012).

Refletindo o grau de homogeneização entre as amostras, sendo que, quanto maior for o seu valor, mais homogêneo será o fenômeno ou processo estudado. Observamos valores de alcance na profundidade de 0-0,2 m variando para a área de floresta em torno de 22,80 (MO) a 79,29 m (areia), em seguida para braquiária de 20,69 (MO) a 90,00 m (argila) e para mombaça 17,60 (MO) a 90,00 m (argila e K), isso significa que todos os vizinhos dentro desse raio podem ser usados na estimativa de valores em espaçamentos mais próximos, e que todas as amostras estão correlacionadas e dependentes umas das outras numa mesma distância entre si.

A área com braquiária apresentou maiores valores de alcance em relação às demais áreas, indicando que a área de braquiária possui menor variabilidade e é mais homogênea. Em contrapartida, a área com mombaça apresentou valores menores de (a), indicando que essa área possui maior variabilidade, sendo assim mais heterogênea. Desta forma, essas variabilidades estão relacionadas à maior intensidade de pastejo na área de mombaça e em seguida na área de braquiária (Alencar et al., 2016).

O Grau de Dependência Espacial (GDE) apresentou valores variando de 0,00 a 37,50 entre as áreas estudadas, apresentando dependência espacial forte ($GDE < 25\%$) e moderada ($26\% > GDE < 75\%$) (Cambardella et al., 1994), indicando que, as variáveis estudadas não estão distribuídas no espaço de forma aleatória (Cavalcante et al., 2011).

A área de mombaça apresentou GDE forte para a maioria das variáveis em relação aos ambientes de floresta e braquiária, evidenciando que possivelmente as variáveis na área de mombaça são mais influenciadas pelas propriedades intrínsecas do solo ligadas aos fatores de formação (Cambardella et al., 1994).

No entanto, o atributo textural areia para área de floresta e a variável T_c ppeh para área de braquiaria em seguida as variáveis silte, K e T_c ppeh para mombaça mostraram possuir uma moderada dependência espacial ($< 25\%$), que nas demais variáveis foi encontrada forte grau de dependência espacial, observando que as mesmas apresentaram diferentes graus de dependência espacial entre as variáveis analisadas.

Os semivariogramas foram ajustados ao modelo exponencial para todas as áreas estudadas exceto para o atributo MO, que apresentou o modelo esférico para área de braquiária, mombaça e floresta (Figura 3, 4 e 5) e para área de Braquiária apresentando assim o modelo gaussiano para a variável areia (Figura 4). A escolha dos modelos foi avaliada através do maior valor de R^2 , corroborando com Faraco et al. (2008), na qual os mesmos avaliaram o modelo exponencial para a maioria das variáveis, seguido do modelo esférico e gaussiano e excluindo as que apresentaram efeito pepita puro (EPP).

Segundo Isaaks & Srivastava (1989), os modelos esféricos descrevem propriedades do solo com alta continuidade espacial, ou seja, menos erráticas a curtas distâncias. Estudos realizados por Aquino et al. (2015), avaliando áreas de floresta e pastagens, observaram que o modelo esférico e exponencial foram os que mais se ajustaram para atributos físicos do solo.

Carvalho et al. (2010) em estudo com geoestatística de atributos físicos e químicos do solo, mencionam que o coeficiente de determinação (R^2) e a validação cruzada (VC) são ferramentas destinadas a avaliar modelos alternativos de semivariogramas que realizarão a krigagem para prever valores em locais não amostrados e para otimizar malhas de amostragem.

Os menores valores do coeficiente de determinação (R^2) obtidos foram encontrados no fator K e na matéria orgânica nas três áreas. Mas no geral os valores foram altos, permitindo a obtenção de mapas da distribuição espacial dos atributos com qualidade.

Os mapas de krigagem permitem estabelecer critérios de uso e manejo de forma isolada para cada variável avaliada, possibilitando melhorar o aproveitamento da área, a nutrição das pastagens (Alencar et al., 2016), diminuição dos custos da produção e a tomada de decisão rápida e certa, possibilitando maior produtividade e também a conservação do meio ambiente pelo menor uso de defensivos, além de prover registros da área produtiva mais detalhados e úteis (Santos et al., 2017).

Sendo assim, o mapa de krigagem do fator K apresentou menor escore, destacando - se mais homogêneo ao longo da área onde houve perda em relação à quantidade de maneira uniforme. Entretanto, os mapas da distribuição espacial dos atributos físicos estão apresentados nas figuras 6, 7 e 8, permitindo maior compreensão da distribuição das áreas analisadas.

Desta maneira, o estudo da distribuição espacial das propriedades físicas do solo pode ser usado para selecionar indicadores de potencial de armazenamento e fluxo de água subterrânea (Alvarenga et al., 2012) e identificar regiões degradadas da pastagem (Grego et al., 2012).

Através dos mapas é possível observar correlações espaciais entre os atributos, principalmente aos relacionados à compactação. De modo geral, é possível verificar quais atributos são mais influenciados pelo relevo. Observa-se que as variáveis relacionadas à textura do solo sofrem mais alterações em função do relevo, ou seja, isso ocorre devido aos microrrelevos presentes nas áreas, que condicionam os fluxos diferenciados de água e com ela as partículas de solo das partes mais altas para as baixadas (Oliveira et al., 2013).

Burak et al. (2012) comprovaram que, quanto maior são os escores, maior são sua contribuição para correlações positivas entre as variáveis que compõe cada fator, em contrapartida, o fator K apresentou os menores escores, sendo assim, quanto menor for os escores maior é a contribuição para correlações negativas.

A área de floresta apresentou maior parte dos escores positivo, enquanto as áreas de pastagens apresentaram maior parte negativa. Segundo Ribas & Vieira (2011), o objetivo das análises de componentes principais (ACP) é atingido quando um número relativamente pequeno de componentes extraídos possuem a capacidade de explicar a maior parte da variabilidade nos dados originais. Ela permite avaliar ao mesmo tempo qualitativamente as interações entre os atributos do solo. De modo geral esses valores dos atributos foram normalizados para a média igual a zero (0) e a variância igual um (1).

A análise fatorial apresentou resultados significativos ($KMO = 0,772$ e $p < 0,05$ para o teste de esfericidade de Barlett) para as variáveis nas áreas avaliadas, mostrando adequação à construção dos componentes principais (Figura 10).

De forma detalhada, o primeiro componente explicou 61,26 % da variabilidade total dos dados, tal componente apresentou percentual de explicação para atributos mais voltados as características granulométricas do solo como: Areia, Argila, Ki_{ppch} e Tc_{ppch} , e apenas a Argila, MO, K e Tc_{ppch} se correlacionaram de maneira positiva (Tabela 3, Figura 10).

A área de mombaça funciona como um ambiente intermediário entre a floresta e a braquiária sendo mais próxima ao ambiente de floresta (Figura 10). Sendo assim, o CP2 evidencia que a braquiária é discriminada pelo maior teor de areia, e o CP1 pelo Ki_{ppch} .

No entanto, a área com mombaça apresentou teores intermediários em relação às áreas estudadas. De modo geral podemos atribuir os maiores teores de areia e menores teores de silte e argila nas áreas de pastagens em relação à floresta, a maior intensidade de remoção de partículas finas proporcionada pelos microrrelevos, principalmente devido ao condicionamento de fluxos de água (Oliveira et al., 2013), que são intensificadas pela pouca cobertura do solo proporcionada pelas pastagens (Santos et al., 2018).

O segundo componente principal teve percentual de explicação de 18,24% da variabilidade dos dados, com características mais relacionadas à condição de MO e fator K do solo, sendo que ambos os atributos apresentaram correlação positiva (Tabela 3). No geral os dois componentes principais reteram um percentual da variância explicada de 79,50% (Tabela 3 e Figura 10).

No entanto foi observado que todos os quadrantes em cada ambiente precisam de manejos diferenciados, mais ou menos intensivos, e com isso aumentaria a eficiência do uso dos recursos naturais, diminuindo o impacto da agricultura no ambiente e otimizando os custos econômicos para o sistema de plantação (Santos et al., 2017).

Couto et al. (2016), avaliando através da MANOVA diferentes ambientes no sudoeste amazônico, observaram que ambiente de pastagem e floresta não diferiram estatisticamente, corroborando com nossos resultados encontrado.

Oliveira et al. (2015b), avaliando solos sob diferentes usos na região sul do Amazonas, também verificaram que ambientes de floresta e pastagens não diferenciaram por meio da análise multivariada.

No entanto, são necessários estudos em outras regiões, principalmente em Rondônia que possui uma elevada produção pecuária, pois é possível ainda aumentar essa produção sem que haja desmatamento das áreas, apenas melhorando a produtividade dos solos com manejos adequados, visando melhoras de aspectos econômicos, social e ambiental.

6. CONCLUSÕES

A alta variabilidade espacial dos atributos físicos no ambiente com mombaça é atribuída à maior intensidade de pastejo e pisoteio animal.

A área de floresta destaca-se pela maior parte dos escores positivo, enquanto que na área de pastagens apresentaram maior parte de escores negativos, indicando que a MO em floresta está correlacionada com os componentes de acidez, contudo essa correlação ocorre com menos frequência em pastagens.

O fator K apresentou baixa variabilidade para área de pastagens comparada com área de floresta, indicando uma boa homogeneidade da área além de boa representatividade das amostragens realizadas.

Em relação ao Ki_{ppch} (erodibilidade entressulcos) e Kr_{ppch} (erodibilidade em sulcos) foi possível observar que a área de braquiária apresentou maior valor comparando com os valores das demais áreas estudadas apresentando assim diferença significativa entre eles.

7. REFERÊNCIAS

- Adamy, A., **Geodiversidade do estado de Rondônia**. p. 337, 2010.
- Adhikary, P. P.; Tiwari, S. P.; Mandal, D.; Lakaria, B. L. & Madhu, M. Geospatial comparison of four models to predict soil erodibility in a semi-arid region of Central India. **Environ. Earth Sci.**, 2014.
- Assunção, S. A.; Pereira, M. G.; Rosset, J. S.; Berbara, R. L. L.; García, A. C. Carbon input and the structural quality of soil organic matter as a function of agricultural management in a tropical climate region of Brazil. **Science of the Total Environment**, v. 658, p. 901–911, 2019.
- Alvares, C. A.; Stape, J. L.; Sentelhas, P. C.; Gonçalves, J. L. M. & Sparovek, G. Köppen's climate classification map for Brazil, **Meteorologische Zeitschrift** v. 22, n.6. p. 711-728, 2013.
- Alho, L. C.; Campos, M. C. C.; Mantovanelli, B. C.; Silva, D. M. P.; Souza, Z. M.; Cunha, J. M.; Soares, M. D. R. Physical and geospatial attributes of inceptisols and ultisols under native vegetation in Humaitá, AM, Brazil. **Bioscience Journal**, v. 32, n. 2, p. 422-430, 2016.
- Alencar, N. M.; Melo J. C.; Santos, A. C.; Cunha, O. F. R.; & Paula Neto, J. J. Distribuição espacial das propriedades do solo, produção do capim-marandu com a intensidade de pastejo. **Revista Engenharia na Agricultura-Reveng**, v. 24, n. 4, p. 338-349, 2016.
- Aquino, R. E. D.; Campos, M. C. C.; Marques Junior, J.; Oliveira, I. A. D.; Teixeira, D. D. B.; Cunha, J. M. D. Use of scaled semivariograms in the planning sample of soil physical properties in southern Amazonas, Brazil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 39, n. 1, p. 21-30, 2015.
- Alvarenga, C. C.; Mello, C. R. D.; Mello, J. M. D.; Silva, A. M. D.; Curi, N. Índice de qualidade do solo associado à recarga de água subterrânea (IQSRA) na bacia hidrográfica do Alto Rio Grande, MG. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 36, n. 5, p. 1608-1619, 2012.
- Artur, A. G.; Oliveira, D. P.; Costa, M. C.; Romero, R. E.; Silva, M. V.; & Ferreira, T. O. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo, associada ao microrrelevo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 18, n. 2, 141-149, 2014.
- Azevedo, E. C. **Uso da Geoestatística e de recursos de geoprocessamento no diagnóstico da degradação de um solo argiloso sob pastagem no estado de Mato Grosso**. Tese (Doutorado) Faculdade de Engenharia Agrícola Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2004.
- Bertol, I.; Guadagnin, J. C.; Casol, P. C.; Amaral, A. J.; Barbosa, F. T. Perdas de fósforo e potássio por erosão hídrica em um Inceptisol sob chuva natural. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.28, n.3, p.485- 494 2004.
- Bertol, I.; Cogo, N. P.; Schick, J.; Gudagnin, J. C.; Amaral, A. J. Aspectos financeiros relacionados às perdas de nutrientes por erosão hídrica em diferentes sistemas de manejo do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.31, n.1, p.133-142, 2007b.
- Bertoni, J. & Lombardi Neto, F. **Conservação do Solo**, São Paulo: Ícone, v.4, 1999.
- Burak, D. L.; Passos, R. R.; Sarnaglia, S. A. Utilização da análise multivariada na avaliação de parâmetros geomorfológicos e atributos físicos do solo. **Enciclopédia Biosfera**, v. 6, n. 9, p. 1-11, 2010.

- Burak, D. L.; Passos, R. R.; & Andrade, F. V. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob cafeeiro Conilon: relação com textura, matéria orgânica e relevo. **Bragantia**, v. 71, n. 4, p. 538-547, 2012.
- 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 Science Society of America Journal**, v. 58, p. 1501-11, 1994.
- Campos, M. C. C.; Marques Júnior, J. ; Martins Filho, M. V. ; Pereira, G.T. ; Souza, Z. M.; Barbieri, D. M. Variação espacial da perda de solo por erosão em diferentes superfícies geomórficas. **Ciência Rural**, v.38, n.9, p.2485-2492, 2008.
- Castro, W.J.; Lemke-De-Castro, M.L.; Lima, J.O.; Oliveira, F.C. Rodrigues, C.; Figueiredo, C.C. Erodibilidade de solos do cerrado goiano. **Revista em Agronegócios e Meio Ambiente**, v. 4, n. 2, p. 305-320, 2011.
- Cavalcante, E. G. S.; Alves, M. C.; Souza, Z. M.; Pereira, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola Ambiental**, v. 15, n. 3, p. 237-243, 2011.
- Carvalho, S. R. L.; Vilas Boas, G. S.; Fadigas, F. S. Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos em solos originados nos sedimentos da formação barreiras. **Cadernos de Geociências**, v. 7, n. 2, novembro 2010.
- Ceddia, M. B.; Vieira, S. R.; Villela, A. L. O.; Mota, L. S.; Anjos, L. H. C.; Carvalho, D. F. Topography and spatial variability of soil physical properties. **Scientia Agricola**, v. 66, p. 338-352, 2009.
- Cortez, J. W. Alves, A. D. S.; Moura, M. R. D.; Olszewski, N.; Nagahama, H. J. Atributos físicos do Argissolo Amarelo do semiárido nordestino sob sistemas de preparo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 35, n. 4, p. 1207-1216, 2011.
- Cunha, J. M.; Gaio, D. C.; Campos, M. C. C.; Soares, M. D. R; Silva, D. M. P; Lima, A. F. L. Atributos físicos e estoque de carbono do solo em áreas de Terra Preta Arqueológica da Amazônia. **Revista Ambiente & Água**. v. 12, n. 2, p. 263-281, 2017.
- Dalchiavon, F.C.; Carvalho, M.P.; Andreotti, M.; Montanari, R. Variabilidade espacial de atributos da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distroférrico sob sistema plantio direto. **Revista Ciência Agronômica**, v. 43, n. 3, p. 453-461, 2012.
- Demarchi, J. C.; Piroli, E. L.; Zimback, C. R. L. Estimativa de perda de solos por erosão na bacia hidrográfica do Ribeirão das Perobas (SP) nos anos 1962 e 2011, Raega- **O Espaço Geográfico em Análise**, v. 46, n. 1, p. 110-131, 2019.
- Denardin, J.E. Erodibilidade de solo estimada por meio de parâmetros físicos e químicos. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, p. 81, 1990.
- Dias, F. P. M.; Hübner, R.; Nunes, F. J.; Leandro, W. M.; Xavier, F. A. S.; Effects of land-use change on chemical attributes of a Ferralsol in Brazilian Cerrado. **Catena**, v. 177, p. 180-188, 2019.
- Embrapa. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. 4.ed. revisada e ampliada. Brasília. 2018, 353 p.
- Flanagan, D. C.; Livingston, S, J, USDA - Water erosion prediction project: WEEP user summary, West Lafayette: National Soil Research Laboratory & USDA - **Agricultural Research Service**, p. 25-26, 1995.
- Franzluebbers, A. J.; Stuedemann, J. A.; Franklin, D. H. Water infiltration and surface-soil structural properties as influenced by animal traffic in the Southern Piedmont USA. **Renewable Agriculture and Food Systems**, v. 27, p. 256-265, 2011.

- Frogbrook, Z. L.; Oliver, M. A.; Salahi, M.; Ellis, R. H. 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.
- Galdino, S.; Sano, E. E.; Andrade, R. G.; Grego, C. R.; Nogueira, S. F.; Bragantini, C.; Flosi, A. H. Large-scale Modeling of Soil Erosion with RUSLE for Conservationist Planning of Degraded Cultivated Brazilian Pastures. **Land Degradation Developmente**, v. 27, p. 773-784, 2016.
- Golden Software Inc. **Surfer for Windows, Realese 13.0: Contouring and 3D surface mapping for scientist's engineers, user's guide**, 1999.
- Guimarães, E. C. **Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo** [dissertação]. Campinas: Universidade de Campinas; 1993.
- Grego, C. R.; Rodrigues, C. A. G.; Nogueira, S. F.; Gimenes, F. M. A.; Oliveira, A. D.; Almeida, C. G. F. D.; ... Demarchi, J. J. A. D. A. Variabilidade espacial do solo e da biomassa epígea de pastagem, identificada por meio de geostatística. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 47, n. 9, p. 1404-1412, 2012.
- Kamimura, K. M.; Santos, G. R.; Oliveira, M. S.; Dias Junior, M. Souza. Guimarães, P. T. G. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo, sob lavoura cafeeira. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 37, n. 2, p. 877-88, 2013.
- Isaaks, E. H.; Srivastava, R. M. **An introduction to applied geostatistics**; 1989.
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Mapa de Vegetação do Brasil, Escala: 1:5, 000, 000, 2004.
- Macedo, R. S.; Teixeira, W. G.; Encinas, O. C.; Souza, A. C. G.; Martins, G. C. & Rossi, L. M. B. Determinação do fator erodibilidade de diferentes classes de solo do estado do Amazonas (métodos indiretos) e de um Cambissolo Háplico (método direto) na Província Petrolífera de Urucu, Coari – AM; **III Reunião Científica da Rede CTPetro Amazônia – Manaus, 4-5/11/2010**.
- Marques, J.J.G. de S. e M.; curi, n.; lima, j. m. de; ferreira, m.m.; silva, m.l.n.; ferreira, D.F. Estimativa da erodibilidade a partir de atributos de solos com horizonte B textural no Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.21, p.457-465, 1997.
- Mendonça, V. Z.; Mello, L. M. M.; Pereira, F. C. B. L. et al. Corn production for silage intercropped with forage in the farming-cattle breeding integration. **Engenharia agrícola**, v.34, n.4, p.738-745, 2014.
- Mingoti, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**. Belo Horizonte, Universidade Federal de Minas Gerais, 2007. 295p.
- Montenegro, A.A.A. et al. Impact of mulching on soil and water dynamics under intermittent simulated rainfall. **Catena**, v.109, p.139-149, 2013.
- Morgan, R. P. C. **Soil Erosion and Conservation**. Essex, England: Longman, 3, 1995.
- Negreiros Neto, J. V.; Santos, A. C.; Guarnieri, A.; Souza, D. J. A. T.; Daronch, D. J.; Dotto, M. A.; Araújo, A. S. Variabilidade espacial de atributos físico-químicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico em sistema plantio direto. **Semina: Ciências Agrárias**, v. 35, n. 1, p. 193-204, 2014.
- Neves Junior, A. F.; Silva, A. P.; Noronha, N. C.; Cerri, C. C. Sistemas de manejo do solo na recuperação de uma pastagem degradada em Rondônia. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 37, p. 232-241, 2013.

- Nunes, J. G.; Campos, M. C. C.; Nunes, J. C.; Mantovanelli, B. C.; Cunha, J.M.; Soares, M. D. R. Aplicação da equação universal de perdas de solo na região sul do Amazonas. **Revista da Universidade Vale do Rio Verde**, v. 15, n. 2, p. 548-557, 2017.
- Oliveira, I. A. D.; Marques Junior, J.; Campos, M. C. C.; Aquino, R. E. D.; Freitas, L. D.; Siqueira, D. S.; Cunha, J. M. D. Variabilidade espacial e densidade amostral da suscetibilidade magnética e dos atributos de Argissolos da Região de Manicoré, AM. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 39, n. 3, p. 668-681, 2015 a.
- Oliveira, D. P.; Ferreira, T. O.; Romero, R. E.; Farias, P. R. S.; e Costa, M. C. G. Microrrelevo e a distribuição de frações granulométricas em Cambissolos de origem calcária. **Revista Ciência Agrônômica**, v. 44, n. 4, p. 676-684, 2013.
- Pantoja, J. C. M.; Campos, M. C. C.; Lima, A. F. L.; Cunha, J. M. D.; Simões, E. L.; Oliveira, I. A. D.; Silva, L. S. Multivariate analysis in the evaluation of soil attributes in areas under different uses in the region of Humaitá, AM. **Revista Ambiente & Água**, v. 14, n. 5, 2019.
- Perigolo, N. A.; Medeiros, M. B.; Simon, M. F. Vegetation types of the upper Madeira River in Rondônia, Brazil. **Brittonia**, v. 69, n. 4, p. 423-446, 2017.
- Ribas, J. R.; Vieira, P. R. da C. **Análise Multivariada com o uso do SPSS**. p. 272, 2011.
- Robertson GP GS⁺: Geostatistics for the **environmental sciences** - GS⁺ User's Guide, Plainwell: Gamma Design Software, p. 152, 2004.
- Sá, M. A. C.; Lima, J. M.; Curi, N.; Massaroto, J. A.; Sá, J. J. G.; Marques, M. Estimativa da erodibilidade pela desagregação por ultra - som e atributos de solos com horizonte B textural. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.39, n.7, p.691-699, 2004.
- Santos, K. E. L.; Bernardi, A. D. C.; Bettiol, G. M.; & Crestana, S. Geoestatística e geoprocessamento na tomada de decisão do uso de insumos em uma pastagem/geostatistics and gis in the decision making of the use of inputs in a pasture. **Revista Brasileira de Engenharia de Biosistemas**, v. 11, n. 3, p. 294-307, 2017.
- Santos, E. A. N.; Campos, M. C. C.; Cunha, J. M.; Souza, F. G.; Wadt, P. G. S.; Pinheiro, E. N.; e Freitas, L. Gypsum, Soil Scarification and Succession Planting as Alternatives to Mitigate Compaction of Dystrophic Red-Yellow Latosol. **Journal of Agricultural Science**, v. 10, n. 8, p. 277-285, 2018.
- Sena, M. M.; Frighetto, R. T. S.; Valarini, P. J.; Tokeshi, H.; Poppi, R. J. Discrimination of management effects on soil parameters by using principal component analysis: a multivariate analysis case study. **Soil & Tillage Research**, v. 67, p. 171-181, 2002.
- Silva, M. O.; Freire, M. B. G. S.; Mendes, A. M. S.; Freire, F. J.; Campos, M. C. C.; Amorim, L. B. Discriminação de diferentes classes de solos irrigados com águas salinas, na região de Mossoró, RN, com o uso de análise multivariada. **Ambiência**, v. 2, p. 261-270, 2010.
- Silva Neto, S. P.; Santos, A. C.; Lima Leite, R. L.; Dim, V. P.; Neves Neto, D. N.; Silva, J. E. C. Variação espacial do teor de matéria orgânica do solo e produção de gramínea em pastagens de capim-marandu. **Bioscience Journal**, v. 28, n. 1, p. 41-53, 2012.
- Soares, M. D. R.; Campos, M. C. C.; Oliveira, I. A.; Cunha, J. M.; Santos, L. A. C.; Fonseca, J. S.; Souza, Z. M.; Atributos físicos do solo em áreas sob diferentes sistemas de usos na região de Manicoré, AM. **Revista Ciência Agrária**, v. 59, n. 1, p. 9-15, 2016.
- Souza M. D. Vieira Ligo. M. A.; Skorupa, L. A.; Pires, A. M. M.; Filizola, H. F. Atributos físicos e químicos de área degradada tratada com lodo de esgoto, 1, ed. **Embrapa Meio Ambiente**, (Circular técnica, 21), p. 6, 2011.

- Schindwein, J. A.; Marcolan, A. L.; Fioreli-Perira, E. C.; Pequeno, P. L. L.; Militão, J.S. T. L. Solos de Rondônia: usos e perspectivas. **Revista Brasileira de Ciências da Amazônia**, v. 1, n. 1, p. 2013-2031, 2012.
- Statsoft Inc 7.0. **Statistica (data analysis software system), 2004.**
- Szilassi, P.; Jordan, G.; van rompaey, A.; Csillag, G, Impacts of historical land use changes on erosion and agricultural soil properties in the Kali Basin at Lake Balaton, Hungary. **Catena**, v. 68, n. 2, p. 96-108, 2006.
- Taleshian & Jeloudar, F. Impact of land use change on soil erodibility. **Global Journal of Environmental Science and Management**, v. 4, n. 1, p. 59-70, 2018.
- Teixeira, P. C.; Donagema, G. K. Ademir, F.; Teixeira, W, G. **Manual de métodos de análise de solo**, - 3, ed. Embrapa, p. 573, 2017.
- Trangmar, B. B.; Yost, R.S. & Uehara, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties, **Adv. Agron.** v. 38, p. 54-94, 1985.
- Walkley, A. Black. IA. An examination of the degtjareff method for determining soil organic matter and a proposed modification of the chromic acid titration method. **Soil Science**, v. 37, n.1, p. 29-38, 1934.
- Warrick, A.W. & Nielsen, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field, In: Hillel, D. ed. **Application of soil physics**, New York, Academic Press, p. 319-344, 1980.
- Wischmeier, W. H.; Johnson, C. B. & Cross, B. V. Soil erodibility monograph for farmland and construction sites. **Journal of Soil and Water Conservation**, v.26, n.5, p.189-193, 1971.
- Wischmeier, W.H.; Smith, D.D. Predicting rainfall erosion losses - a guide for conservation planning. U.S. Department of Agriculture, **Agriculture Handbook**. n. 537, 58 p, 1978.
- Yeomans, J. C.; Bremner, J. M. A rapid and precise method for routine determination of organic carbon in soil. **Communication in Soil Science and Plant Analysis**, v. 19, n. 13, p.1467-1476, 1988.
- Zenero, M. D. O.; Grimaldi, M.; Cooper, M. Variability in soil shrinkage along forest and pasture toposequences in Amazonia. **Geoderma**, v. 338, p. 291-301, 2019.
- Zenero, M. D. O.; Silva, L. F. S. D.; Castilho, S. C. D. P.; Vidal, A.; Grimaldi, M.; Cooper, M. Characterization and classification of soils under forest and pasture in an agroextractivist project in Eastern Amazonia. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 40, p. 1-17, 2016.