



SOLOS AMAZÔNICOS:

Qualidade estrutural, físico, químico
e suas correlações geoespacial
no Sul do Amazonas

José Maurício da Cunha
Milton César Costa Campos
Douglas Marcelo Pinheiro da Silva
Renato Francisco da Silva Souza
(Organizadores)



SOLOS AMAZÔNICOS:

Qualidade estrutural, físico, químico
e suas correlações geoespacial
no Sul do Amazonas

José Maurício da Cunha
Milton César Costa Campos
Douglas Marcelo Pinheiro da Silva
Renato Francisco da Silva Souza
(Organizadores)

Editora chefe

Profª Drª Antonella Carvalho de Oliveira

Editora executiva

Natalia Oliveira

Assistente editorial

Flávia Roberta Barão

Bibliotecária

Janaina Ramos

Projeto gráfico

Bruno Oliveira

Camila Alves de Cremo

Daphynny Pamplona

Luiza Alves Batista

Natália Sandrini de Azevedo

Imagens da capa

José Maurício da Cunha

Milton César Costa Campos

Douglas Marcelo Pinheiro da Silva

Edição de arte

Luiza Alves Batista

2022 by Atena Editora

Copyright © Atena Editora

Copyright do texto © 2022 Os autores

Copyright da edição © 2022 Atena Editora

Direitos para esta edição cedidos à Atena Editora pelos autores.

Open access publication by Atena Editora



Todo o conteúdo deste livro está licenciado sob uma Licença de Atribuição *Creative Commons*. Atribuição-Não-Comercial-NãoDerivativos 4.0 Internacional (CC BY-NC-ND 4.0).

O conteúdo dos artigos e seus dados em sua forma, correção e confiabilidade são de responsabilidade exclusiva dos autores, inclusive não representam necessariamente a posição oficial da Atena Editora. Permitido o *download* da obra e o compartilhamento desde que sejam atribuídos créditos aos autores, mas sem a possibilidade de alterá-la de nenhuma forma ou utilizá-la para fins comerciais.

Todos os manuscritos foram previamente submetidos à avaliação cega pelos pares, membros do Conselho Editorial desta Editora, tendo sido aprovados para a publicação com base em critérios de neutralidade e imparcialidade acadêmica.

A Atena Editora é comprometida em garantir a integridade editorial em todas as etapas do processo de publicação, evitando plágio, dados ou resultados fraudulentos e impedindo que interesses financeiros comprometam os padrões éticos da publicação. Situações suspeitas de má conduta científica serão investigadas sob o mais alto padrão de rigor acadêmico e ético.

Conselho Editorial**Ciências Agrárias e Multidisciplinar**

Prof. Dr. Alexandre Igor Azevedo Pereira – Instituto Federal Goiano

Profª Drª Amanda Vasconcelos Guimarães – Universidade Federal de Lavras

Profª Drª Andrezza Miguel da Silva – Universidade do Estado de Mato Grosso



Prof. Dr. Arinaldo Pereira da Silva – Universidade Federal do Sul e Sudeste do Pará
Prof. Dr. Antonio Pasqualetto – Pontifícia Universidade Católica de Goiás
Profª Drª Carla Cristina Bauermann Brasil – Universidade Federal de Santa Maria
Prof. Dr. Cleberton Correia Santos – Universidade Federal da Grande Dourados
Profª Drª Diocléa Almeida Seabra Silva – Universidade Federal Rural da Amazônia
Prof. Dr. Écio Souza Diniz – Universidade Federal de Viçosa
Prof. Dr. Edevaldo de Castro Monteiro – Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro
Prof. Dr. Fábio Steiner – Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul
Prof. Dr. Fágner Cavalcante Patrocínio dos Santos – Universidade Federal do Ceará
Profª Drª Girlene Santos de Souza – Universidade Federal do Recôncavo da Bahia
Prof. Dr. Guilherme Renato Gomes – Universidade Norte do Paraná
Prof. Dr. Jael Soares Batista – Universidade Federal Rural do Semi-Árido
Prof. Dr. Jayme Augusto Peres – Universidade Estadual do Centro-Oeste
Prof. Dr. Júlio César Ribeiro – Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro
Profª Drª Lina Raquel Santos Araújo – Universidade Estadual do Ceará
Prof. Dr. Pedro Manuel Villa – Universidade Federal de Viçosa
Profª Drª Raissa Rachel Salustriano da Silva Matos – Universidade Federal do Maranhão
Prof. Dr. Renato Jaqueto Goes – Universidade Federal de Goiás
Prof. Dr. Ronilson Freitas de Souza – Universidade do Estado do Pará
Profª Drª Talita de Santos Matos – Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro
Prof. Dr. Tiago da Silva Teófilo – Universidade Federal Rural do Semi-Árido
Prof. Dr. Valdemar Antonio Paffaro Junior – Universidade Federal de Alfenas



Solos Amazônicos: atributos físicos, químicos, erodibilidade e suscetibilidade magnética

Diagramação: Natália Sandrini de Azevedo
Correção: Mariane Aparecida Freitas
Indexação: Amanda Kelly da Costa Veiga
Revisão: Os autores
Organizadores: José Maurício da Cunha
Milton César Costa Campos
Douglas Marcelo Pinheiro da Silva
Renato Francisco da Silva Souza

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

S689 Solos Amazônicos: atributos físicos, químicos, erodibilidade e suscetibilidade magnética / Organizadores José Maurício da Cunha, Milton César Costa Campos, Douglas Marcelo Pinheiro da Silva, et al. – Ponta Grossa - PR: Atena, 2022.

Outro organizador
Renato Francisco da Silva Souza

Formato: PDF
Requisitos de sistema: Adobe Acrobat Reader
Modo de acesso: World Wide Web
Inclui bibliografia
ISBN 978-65-258-0247-3
DOI: <https://doi.org/10.22533/at.ed.473221905>

1. Solo - Uso - Amazônia. I. José Maurício da Cunha (Organizador). II. Milton César Costa Campos (Organizador). III. Douglas Marcelo Pinheiro da Silva (Organizador). IV. Título.

CDD 333.75130981

Elaborado por Bibliotecária Janaina Ramos – CRB-8/9166

Atena Editora
Ponta Grossa – Paraná – Brasil
Telefone: +55 (42) 3323-5493
www.atenaeditora.com.br
contato@atenaeditora.com.br



DECLARAÇÃO DOS AUTORES

Os autores desta obra: 1. Atestam não possuir qualquer interesse comercial que constitua um conflito de interesses em relação ao artigo científico publicado; 2. Declaram que participaram ativamente da construção dos respectivos manuscritos, preferencialmente na: a) Concepção do estudo, e/ou aquisição de dados, e/ou análise e interpretação de dados; b) Elaboração do artigo ou revisão com vistas a tornar o material intelectualmente relevante; c) Aprovação final do manuscrito para submissão; 3. Certificam que os artigos científicos publicados estão completamente isentos de dados e/ou resultados fraudulentos; 4. Confirmam a citação e a referência correta de todos os dados e de interpretações de dados de outras pesquisas; 5. Reconhecem terem informado todas as fontes de financiamento recebidas para a consecução da pesquisa; 6. Autorizam a edição da obra, que incluem os registros de ficha catalográfica, ISBN, DOI e demais indexadores, projeto visual e criação de capa, diagramação de miolo, assim como lançamento e divulgação da mesma conforme critérios da Atena Editora.



DECLARAÇÃO DA EDITORA

A Atena Editora declara, para os devidos fins de direito, que: 1. A presente publicação constitui apenas transferência temporária dos direitos autorais, direito sobre a publicação, inclusive não constitui responsabilidade solidária na criação dos manuscritos publicados, nos termos previstos na Lei sobre direitos autorais (Lei 9610/98), no art. 184 do Código Penal e no art. 927 do Código Civil; 2. Autoriza e incentiva os autores a assinarem contratos com repositórios institucionais, com fins exclusivos de divulgação da obra, desde que com o devido reconhecimento de autoria e edição e sem qualquer finalidade comercial; 3. Todos os e-book são *open access*, *desta forma* não os comercializa em seu site, sites parceiros, plataformas de *e-commerce*, ou qualquer outro meio virtual ou físico, portanto, está isenta de repasses de direitos autorais aos autores; 4. Todos os membros do conselho editorial são doutores e vinculados a instituições de ensino superior públicas, conforme recomendação da CAPES para obtenção do Qualis livro; 5. Não cede, comercializa ou autoriza a utilização dos nomes e e-mails dos autores, bem como nenhum outro dado dos mesmos, para qualquer finalidade que não o escopo da divulgação desta obra.



APRESENTAÇÃO

Os estudos sobre solos da Amazônia, especialmente no Sul-sudeste do Amazonas iniciaram-se com a criação do Grupo de Pesquisa “Solos e Ambiente Amazônico” em 2009 com a implantação do Instituto de Educação, Agricultura e Ambiente da Universidade Federal do Amazonas em Humaitá, naquela ocasião conseguiu-se congrega um pequeno grupo de estudantes e professores com trabalhos voltados para estudar as relações entre Solos e Ambiente.

O grupo Solos e Ambiente Amazônico foi crescendo e se consolidando à medida que os Projetos foram sendo aprovados (FAPEAM e CNPq), aqui destaca-se que o projeto intitulado “Impactos no solo da conversão floresta-uso agropecuário na região Sul do Amazonas” aprovado junto ao Edital - FAPESP/FAPEAM em 2009, possibilitou a criação de infraestrutura necessária a pesquisa. Em 2013 duas Dissertações de Mestrado foram defendidas junto ao Programa de Pós-graduação em Agronomia Tropical, a saber: i) Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos em Cambissolo e Argissolo na região de Humaitá, AM (Leandro Coutinho Alho); ii) Atributos do solo e emissão de CO₂ em uma área de Terra Preta Arqueológica sob cultivo de cacau na região de Apuí, AM (Douglas Marcelo Pinheiro da Silva) com total suporte da infraestrutura adquirida.

Os projetos de pesquisa aprovados auxiliaram/auxiliam o Grupo de Pesquisa a prover de equipamentos o Laboratório de Solos e Nutrição de Plantas e o Laboratório de Fitotecnia, o que possibilitou a realização de diversas análises vinculados a Projetos de Iniciação Científica, Trabalhos de Conclusão de Curso de Graduação, Dissertações de Mestrado e Teses de Doutorado favorecendo a geração de conhecimento e formação de recursos humanos altamente qualificadas no interior da Amazônia. Além disso, o grupo de pesquisa também realizou Eventos Científicos e de Popularização da Ciência e publicação de Livros.

Atualmente o grupo de pesquisa coordena diversos Projetos de Pesquisa e de Popularização da Ciência, bem como orientação de trabalhos em nível de Graduação e Mestrado. Dessa forma é possível apresentar esta **Coletânea de Trabalhos em Solos e Ambiente Amazônico** oriundo de várias Dissertações de Mestrado e Tese de Doutorado. Além disso, foi possível fazer parcerias e trazer para este material iniciativas em outras regiões e instituições para colaborar com este trabalho.

O material apresentado está relacionado a duas áreas da Ciência do Solo, a primeira referente aos estudos de Solo no Tempo e no Espaço e a segunda relacionada a Processos e Propriedades do Solo. Importante destacar que no primeiro caso há investigações nos diferentes tipos de material de origem, relevo e suas influencias nos distintos tipos de solos existentes na Amazônia. E no segundo caso estudou-se as interferências das mudanças da

cobertura vegetal (usos e manejos) nos atributos físicos e químicos do solo.

Agradecemos à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Amazonas (FAPEAM) que apoiou a realização do **III Simpósio de Ciência do Solo da Amazônia Ocidental**, sendo possível apresentar o material intitulado: **"Solos Amazônicos: atributos físicos, químicos, erodibilidade e suscetibilidade magnética"**.

Milton César Costa Campos.


José Maurício do Lencó

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1..... 1

SPATIAL VARIABILITY OF SOIL ERODIBILITY IN PASTURES AND FOREST AREAS IN THE MUNICIPALITY OF PORTO VELHO, RONDÔNIA


Lucivânia Izidoro da Silva
Milton César Costa Campos
Wildson Benedito Mendes Brito
José Maurício da Cunha
Alan Ferreira Leite de Lima
Abdul Luís Hassane

 <https://doi.org/10.22533/at.ed.4732219051>

CAPÍTULO 2..... 31

ATRIBUTOS QUÍMICOS DE SOLOS SOB AMBIENTES NATURAIS E ANTROPIZADOS NA REGIÃO DE HUMAITÁ-AM


Half Weinberg Corrêa Jordão
Milton César Costa Campos
José César Frozzi
Bruno Campos Mantovanelli
José Maurício da Cunha
Douglas Marcelo Pinheiro da Silva

 <https://doi.org/10.22533/at.ed.4732219052>

CAPÍTULO 3..... 69

SUSCETIBILIDADE MAGNÉTICA DE ARGISSOLOS SOB FLORESTA E CULTIVADOS NO SUL DO AMAZONAS


Wildson Benedito Mendes Brito
Milton César Costa Campos
Fernando Gomes de Souza
Alan Ferreira Leite de Lima
Thalita Silva Martins
José Maurício da Cunha

 <https://doi.org/10.22533/at.ed.4732219053>

CAPÍTULO 4..... 102

ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO EM ÁREAS SOB CONVERSÃO FLORESTA/PASTAGEM NO NORTE DE RONDÔNIA, BRASIL


Alan Ferreira Leite de Lima
Milton César Costa Campos
Bruna Firmino Enck
Wener da Silva Simões
Raquel Manhuary de Araújo
José Maurício da Cunha

 <https://doi.org/10.22533/at.ed.4732219054>

CAPÍTULO 5..... 142

INFLUÊNCIA DO MANEJO E RELEVO NOS ATRIBUTOS DO SOLO E ACÚMULO DE BIOMASSA EM ÁREAS CONVERTIDAS EM PASTAGENS NA AMAZÔNIA BRASILEIRA


Alan Ferreira Leite de Lima
Milton César Costa Campos
Thalita Silva Martins
Wildson Benedito de Mendes Brito
Lucivânia Izidoro da Silva
Erika Micheilla Brasil de Paula

 <https://doi.org/10.22533/at.ed.4732219055>

CAPÍTULO 6..... 164

ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO SOB CONVERSÃO DE FLORESTA AMAZÔNICA PARA DIFERENTES SISTEMAS DE CULTIVO NO SUL DO AMAZONAS, BRASIL


Fernando Gomes de Souza
Milton César Costa Campos
José Maurício da Cunha
Elilson Gomes de Brito Filho
Elyenayra Nogueira Pinheiro
Wildson Benedito de Mendes Brito
Alan Ferreira Leite de Lima

 <https://doi.org/10.22533/at.ed.4732219056>

CAPÍTULO 7..... 188

ESTABILIDADE DE AGREGADOS E ESTOQUE DE CARBONO SOB CONVERSÃO DE FLORESTA PARA DIFERENTES SISTEMAS DE CULTIVO NO SUL DO AMAZONAS, BRASIL

Fernando Gomes de Souza
Milton César Costa Campos
José Maurício da Cunha
Thalita Silva Martins
Alan Ferreira Leite de Lima
Wildson Benedito de Mendes Brito

 <https://doi.org/10.22533/at.ed.4732219057>

SOBRE OS ORGANIZADORES 213

SPATIAL VARIABILITY OF SOIL ERODIBILITY IN PASTURES AND FOREST AREAS IN THE MUNICIPALITY OF PORTO VELHO, RONDÔNIA

Data de aceite: 01/04/2022

Data de submissão: 03/03/2022

Lucivânia Izidoro da Silva

Mestre em Agronomia Tropical – Universidade Federal do Amazonas

Milton César Costa Campos

Doutor em Ciência do Solo – Universidade Federal da Paraíba

Wildson Benedito Mendes Brito

Mestre em Agronomia Tropical - Universidade Federal do Amazonas

José Maurício da Cunha

Doutor em Física Ambiental - Universidade Federal do Amazonas

Alan Ferreira Leite de Lima

Mestre em Agronomia Tropical - Universidade Federal do Amazonas

Abdul Luís Hassane

Mestre em Ciências Ambientais- Universidade Federal do Amazonas

ABSTRACT: Erodibility is a characteristic of the soil that represents the susceptibility with which its particles from the most superficial layer are taken and transported to lower places by erosive agents, causing environmental and economic damages. The objective of this work was to estimate soil erodibility in pastures and forest areas in the municipality of Porto Velho-Rondônia. In the field, three areas with different

types of vegetation were selected, one with brachiaria, another with mombaça grass, and a third in native forest. In areas with pastures, a sampling mesh of equal sizes was outlined (90 m x 60 m), and in the forested area an approximate sampling mesh (90 m x 50 m), with a regular spacing of 10 m between the samples points for both areas. The sampling was done at the crossing points of the mesh at a depth of 0.0-0.2 m, composing 70 sample points in the areas with pastures and 60 sample points in the forest area, totaling 200 samples. Then, laboratory analyzes were carried out to determine the texture followed by the fractionation of the sand, and the organic carbon followed by the estimate of the organic matter of the soil. The erodibility factors were calculated using indirect prediction models, and then, univariate, geostatistical and multivariate techniques were applied. The pastures environments differed from the forest environment. However, the mombaça grass area functions as an intermediate environment between the forest and the brachiaria, being closer to the forest environment.

KEYWORDS: Factors erodibility, kriging, principal components.

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

RESUMO: A erodibilidade é uma 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 deste trabalho foi estimar a erodibilidade do solo em áreas de pastagens e florestas no município de Porto Velho-Rondônia. Em campo, foram selecionadas três áreas com diferentes tipos de vegetação, uma com braquiária, outra com capim mombaça e uma terceira em floresta nativa. Nas áreas com pastagens, foi delimitada uma malha amostral de tamanhos iguais (90 m x 60 m), e na área de floresta uma malha amostral aproximada (90 m x 50 m), com espaçamento regular de 10 m entre os pontos amostrais para ambas as áreas. A amostragem foi realizada nos pontos de cruzamento da malha na profundidade de 0,0-0,2 m, compondo 70 pontos amostrais nas áreas com pastagens e 60 pontos amostrais na área de floresta, totalizando 200 amostras. Em seguida, foram realizadas análises laboratoriais para determinação da textura seguida do fracionamento da areia, e do carbono orgânico seguida da estimativa da matéria orgânica do solo. Os fatores de erodibilidade foram calculados por meio de modelos de predição indireta e, em seguida, foram aplicadas técnicas univariadas, geoestatísticas e multivariadas. Os ambientes de pastagem diferiram do ambiente de floresta. No entanto, a área de capim mombaça funciona como um ambiente intermediário entre a floresta e a braquiária, estando mais próxima do ambiente de floresta.

PALAVRAS-CHAVE: Componentes principais, fatores erodibilidade, krigagem.

1 | INTRODUCTION

Soil erosion is a process of detachment and accelerated drag of soil particles caused by water (water erosion) or wind (wind erosion) (Demarchi et al., 2019). Erosion can be classified into: Geological or Natural erosion, which comes from natural phenomena that act continuously in the earth's crust for the benefit of the formation of the soil itself, being recognizable only over long periods of activity; and Accelerated or Anthropogenic erosion, which comes from the intensification of the natural erosive process due to the direct action of man on the soil-plant-atmosphere system through the insertion of practices that destroy the balance of the natural conditions of this process (Bertoni & Lombardi Neto, 1999).

According to Morgan (1995), soil erosion is basically caused by the detachment and transport of soil particles by the action of water and wind. The ease with which this process occurs is called soil erodibility, being one of the most worrying factors within agriculture because it directly and indirectly affects the plantation and the environment, being the main cause of the decline in soil fertility, even more in regions where there is greater degradation of the most fertile soil layers (Macedo et al., 2010).

To solve this problem, several researchers have proposed indirect models for predicting soil losses (in the laboratory), which make it possible to consider the spatial and temporal variations of the conditioning factors of erosive processes. These models aim to: assist in agricultural planning, application of conservation techniques that reduce these losses as much as possible, minimization of environmental and economic damage, and improving soil quality (Amorim et al., 2010).

The most widely used indirect prediction model in soil science has been the K-factor

of the Universal Soil Loss Equation (USLE), which expresses the soil's susceptibility to water erosion, capable of estimating soil losses from water erosion by throughout the year. The K factor is important in estimating erosion losses, which is characterized by being a procedure for combining soil characteristics, which allows its assessment through the USLE (Marques et al., 1997; Sá et al., 2004).

Properly managed pasture systems improve soil properties, such as: water retention, aggregate stability, soil organic matter content and nutrient cycling (Franzluebbers et al., 2011). Soares et al. (2016) also found that pasture areas have high percentages of aggregates with larger diameters.

Several studies have applied multivariate statistics to investigations of soil variables in pasture areas (Soares et al., 2016; Assunção et al., 2019; Dias et al., 2019; Zenero et al., 2019). According to Sena et al. (2002), one of the advantages of this technique is the formation of groups of populations with similar characteristics, allowing a better understanding of the variations of the processes that occur in the soil.

Thus, analyzing the spatial variability of the soil, geostatistics has been used as a tool that allows the interpretation and projection of results based on the structure of its natural variability. In addition, it facilitates the understanding of the variability of properties, and of their influence on production, showing the best management alternatives (Silva Neto et al., 2012). Thus, the study aimed to estimate the soil erodibility and its spatial variation using geostatistical techniques in pasture and forest areas in the municipality of Porto Velho-Rondônia.

2 | MATERIAL AND METHODS

2.1 Location and characterization

The study was carried out in the União Bandeirante district located in the city of Porto Velho, Rondônia, Brazil. The geographical coordinates are latitude 9° 45 '32' 'S and longitude 64° 31' 39 " W (Figure 1), which represent three areas, two areas with pastures – brachiaria (*Brachiaria brizantha* cv. Marandu) and mombaça (*Panicum maximum* cv. Mombaça); and an area with native forest.

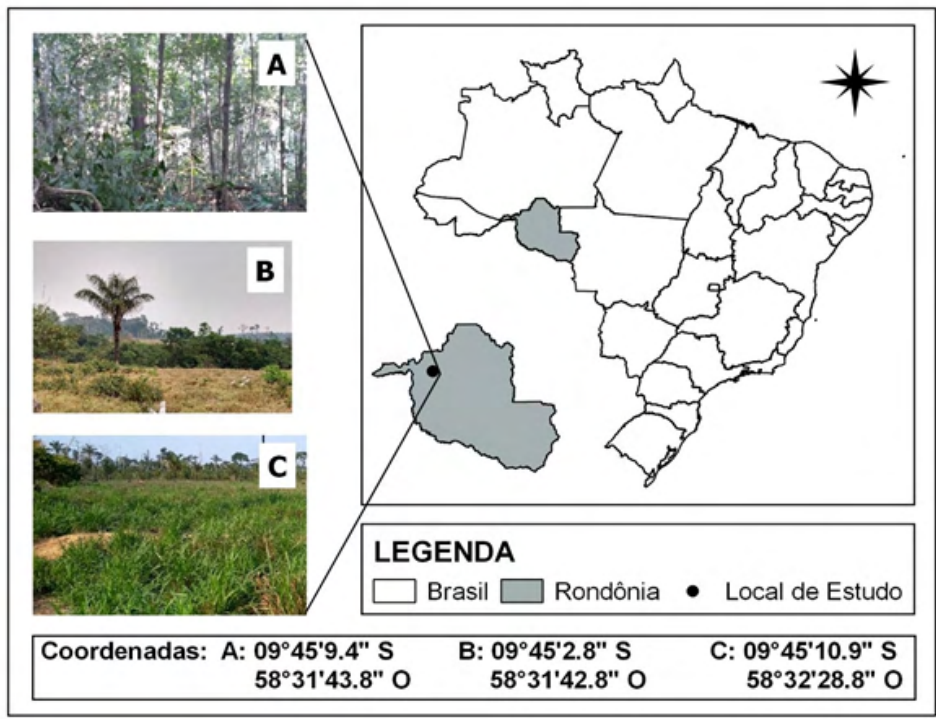


Figure 1. Location map of the study area: A: Forest, B: Brachiaria (*Brachiaria brizantha* cv. Marandu) and C: Mombaça (*Panicum maximum* cv. Mombaça), in the municipality of Porto Velho, RO.

The climate of the region according to the Köppen classification, belongs to group A (Tropical Rainy Climate) and climate type Am (monsoon rains), presenting a short dry season between the months of June and September. The annual rainfall ranges from 2,500 to 2,800 mm. The annual temperature is between 24 to 26 °C. The relative humidity is quite high, varying between 85 and 90% in the rainy season and between 60 to 70% in the dry season. The local relief is smooth wavy with altitudes ranging from 100 to 200 m (Alvares et al., 2013).

The soils found are developed from undifferentiated sedimentary covers, associated with environments of alluvial fans, fluvial channels, flood plains and lakes, constituted by sediments whose granulometry varies from gravel to clay, with significant lateritization (Adamy, 2010).

The predominant soils in Rondônia are the Latossolos, which occupy an area of around 58%, being 26% of the Latossolo Vermelho Amarelo, 16% of the Latossolo Vermelho and 16% of the Latossolo Amarelo. Argissolos and Neossolos occupy 11% of the territory each, Cambissolos occupy 10% and Gleissolos occupy 9%. The other soil classes occupy the rest of the area (12%) (Schlindwein et al., 2012). The vegetation typology is called Dense

Ombrophilous Forest (IBGE, 2004), composed of dense and multilayered trees between 25 and 30 meters high (Perigolo et al., 2017).

For implantation of pasture areas, deforestation was carried out with successive burningover time, aiming to facilitate the cleaning of areas for later sowing of forages. Altogether there are 110 animals raised in the area with a size of 44.28 ha. These animals are rotated every 45 days between paddocks with brachiaria and mombaça grass, using a paddock for each grazing area.

The area with brachiaria has 26.36 ha, was implanted in 2008, remained unused for one year and was used infrequently until 2010, after which 4.5 animals/ha were used. The area with mombaça grass has 17.92 ha, was introduced in 2007, was left unused for three years, after which 6.14 animals/ha were used in the 45-day rotation between the brachiaria.

2.2 Field methodology

In the field, a 90 m x 60 m mesh was established for both areas with brachiaria and mombaça grass, and 90 m x 50 m for the forest area, with a regular spacing of 10 m between the sampling points for both areas. The crossing points of the meshes were georeferenced with a GPS equipment (DATUM WGS 84) for the construction of the Digital Elevation Model (DEM). In each collection area, an altimetric survey was carried out (Figure 2).

The soil was collected at the crossing points of the meshes, at a depth of 0.0-0.2 m, composing 60 sample points for the forest area and 70 points for each pasture area, totalizing 200 samples. For each area we collect soil clods with 10 cm high. These samples were used to determine the organic carbon and the physical properties of the soil.

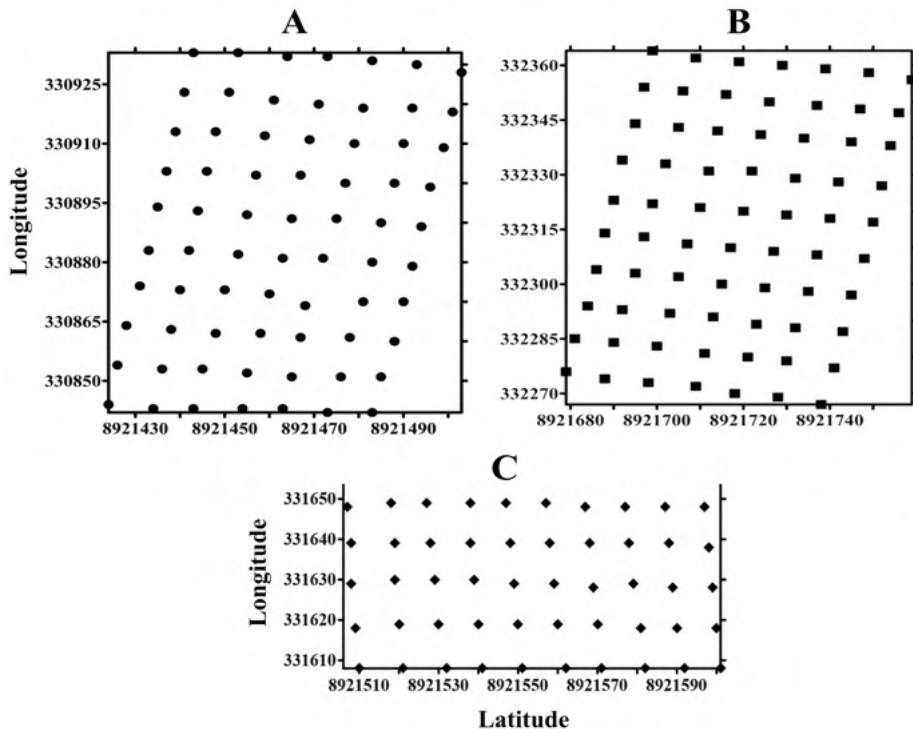


Figure 2. Meshes of the study area: A: Forest, B: Brachiaria (*Brachiaria brizantha* cv. Marandu) and C: Mombaça (*Panicum maximum* cv. Mombaça), in the municipality of Porto Velho, RO.

2.3 Laboratory methodology

The collected soil underwent a process of natural drying and breaking, then it was sieved in a 2 mm mesh, composing the Air-Dried Fine Earth (ADFE) necessary for the analysis of organic carbon (OC) and particle size (sand, silt and clay) following the methodology proposed by Teixeira et al. (2017).

Textural analysis of the soil was determined using the pipette method, with NaOH solution 1 mol L⁻¹ as a chemical dispersant and mechanical agitation using the Wagner type agitator, in a slow rotation apparatus for 16 hours at 50 rpm.

The granulometric fractions of the sand obtained from the texture were sieved to determine the dimensions of its solid particles. Each sample was shaken for 3 minutes using a sieve pattern with the following meshes: 2 mm, 1 mm, 0.5 mm, 0.250 mm, 0.125 mm and 0.053 mm. For this fractionation of the sand, a Sieve Agitator (Teixeira et al., 2017) model SOLOTEST was used, necessary to estimate the erodibility factors.

Organic carbon (OC) was determined by the Walkley-Black method (1934), modified by Yeomans & Bremner (1988), in which the OC is oxidized with a mixture of potassium dichromate 0.0667 mol L⁻¹ and titrated with ammoniacal ferrous sulphate 0.102 mol L⁻¹ in

the presence of the diphenylamine indicator (1%) (Teixeira et al., 2017). Considering that the OC contributes around 58% in the composition of the humus, the organic matter (OM) of the soil was estimated by the expression: $OM = OC \times 1.724$.

2.4 Calculation of erodibility factors (k , k_i , K_r) AND SHEAR STRESS (τ_c)

To estimate soil erodibility, indirect prediction models were used, which involve the values of soil attributes analyzed in the laboratory. Thus, in the present work, the USLE (Universal Soil Loss Equation) and the WEPP (Water Erosion Prediction Project) models were used to determine the conditioning factors of erosion in the study sites.

To calculate the global soil erodibility (K factor, $t \text{ ha}^{-1} \text{ MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1} \text{ ha}^{-1} \text{ h}$), the method modified by Denardin (1990) was used to evaluate K factor in Brazilian soils, according to Equation 1.

$$K = 0.00000748M + 0.00448059p - 0.0631175X_{27} + X_{32} \quad (1)$$

where:

M = new silt x (new silt + new sand);

p = permeability coded according to Wischmeier et al. (1971);

X27 = [(0.002 x clay, %) + (0.026 x silt, %) + (0.075 x very fine sand, %) + (0.175 x fine sand, %) + (0.375 x medium sand, %) + (0.75 x coarse sand, %) + (1.5 x very coarse sand, %)] / (clay, % + silt, % + sand, %);

X32 = newsand x (OM/100);

New silt = silt + very fine sand, %;

New sand = very coarse sand + coarse sand + medium sand + fine sand, %.

To calculate the interrill erodibility (K_i , kg s m^{-4}), rill erodibility (K_r , s m^{-1}), and the critical shear stress (τ_c , N m^{-2}), we use equations from the WEPP model proposed by Flanagan & Livingston (1995) (Eq. 2, 3, 4, 5, 6 and 7).

$$K_{iwepp} = 2728000 + 192100 \text{ VFS} \quad \text{sand} \geq 30\% \quad (2)$$

$$K_{iwepp} = 6054000 - 55130 \text{ CLAY} \quad \text{sand} < 30\% \quad (3)$$

$$K_{rwepp} = 0.00197 + 0.00030 \text{ VFS} + 0.03863 \times e^{-1.84 \times \text{OM}} \quad \text{sand} \geq 30\% \quad (4)$$

$$K_{rwepp} = 0.0069 + 0.134 \times e^{-0.20 \times \text{CLAY}} \quad \text{sand} < 30\% \quad (5)$$

$$T_{Cwepp} = 2.67 + 0.065 \text{ CLAY} - 0.058 \text{ VFS} \quad \text{sand} \geq 30\% \quad (6)$$

$$T_{Cwepp} = 3.5 \quad \text{sand} < 30\% \quad (7)$$

where:

VFS = very fine sand, %;

CLAY = clay percentage;

OM = soil organic matter, %;

2.5 Statistical analysis

2.5.1 Univariate and descriptive statistics

After determining the texture, soil organic matter and erodibility factors, univariate statistics (ANOVA) were performed to compare means of the attributes individually by the Tukey test ($p < 0.05$). Both descriptive statistics and ANOVA were performed using the SPSS 21.0 software (SPSS Inc., 2017), in which the values of mean, median, standard deviation, coefficient of variation, asymmetry and kurtosis were calculated. The hypotheses of normality of the data were verified by the Kolmogorov-Smirnov test, using the statistical software Statistica 7.0 (Statsoft, 2004).

The coefficient of variation (CV%) was assessed according to the classification proposed by Warrick & Nielsen (1980), which classifies soil variables as: $CV < 12\%$, $12 < CV < 60\%$, and $CV > 60\%$ for low, medium and high variability, respectively.

2.5.2 Multivariate analysis

For multivariate analyzes (MANOVA), a factor analysis extracted by the method of Principal Component Analysis (PCA) was performed to obtain a set of smaller linear combinations of soil attributes that preserve most of the data provided by the soil property (Silva et al., 2010). The PCA aimed to find statistical significance of the sets of soil attributes that most discriminate the environments under study, obtaining as an answer in which environments the attributes are more influenced by the anthropic action. In this way, the PC allowed to evaluate at the same time qualitatively the interactions between soil attributes, by standardizing the values of the attributes to mean equal to zero and variance equal to one.

The adequacy of the factor analysis was indicated by the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure, which assesses the simple and partial correlations of the variables, and by the Bartlett sphericity test, which accepts or rejects the equality between the correlation and identity matrices. The extraction of the factors was performed by the principal component analysis, incorporating the variables that presented commonality equal to or greater than five (5.0), as described by Mingoti (2007). However, the choice of the number of factors to be used was made by the Kaiser criterion (factors that have eigenvalues greater than 1.0), so that they reach an accumulated variance above 70% of the variance of the variables. In order to simplify the factor analysis, orthogonal rotation (varimax) was performed and represented in a factorial plane of the variables for the principal components (Burak et al., 2010).

2.5.3 Geostatistical analysis

Geostatistics was used to assess the spatial variability of the analyzed attributes. For this, it was necessary to know if there is spatial dependence or not on the attributes studied, verified through the graph of the semivariograma. The GS+ 7.0 software (Robertson, 2004) was used to adjust semivariograms, based on the presupposition of stationary intrinsic hypothesis (Eq. 8).

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

where:

$\gamma(h)$ =semivariance value for a distance h ;

$N(h)$ =number of pairs involved in calculating the semivariance;

$Z(x_i)$ =value of attribute Z in position x_i ;

$Z(x_i + h)$ =value of attribute Z separated by a distance h from position x_i .

During the adjustment, the coefficients of determination (R^2) and cross-validation (C-V) served as the basis for choosing the best theoretical model for the semivariogram. From the choice of the model type (linear, spherical, gaussian, exponential), its parameters were defined (nugget effect $-C_0$, sill $-C_0+C$, and range $-a$).

To analyze the Degree of Spatial Dependence (DSD) of the attributes that presented a spatial dependence structure, the examination of the parameters of the semivariograms proposed by Cambardella et al. (1994) was used. Thus, the semivariograms that have: $DSD \leq 25\%$, $25\% < DSD < 75\%$, and $DSD > 75\%$ are considered as having strong, moderate and weak spatial dependence, respectively.

After geostatistical modeling, the data generated were interpolated using kriging in the Surfer software version 13.0 (Golden Software Inc., 1999). Then, the individual semivariograms were scaled for all variables in each area studied, with the aim of reducing them to the same scale, facilitating the comparison of results from different areas (Ceddia et al., 2009).

The experimental semivariograms were scaled by dividing the semivariances by the statistical variance (Guimarães, 1993). Thus, the choice of the scaled semivariogram model that best fitted the data was performed based on the determination coefficient (R^2), cross-validation (C-V), in addition to the practical knowledge of the behavior of the attributes in the environments.

3 | RESULTS

Evaluating the dispersion of the variables (Table 1), it was observed in the pasture areas (brachiaria and mombaça) in comparison with the forest area, that the measures of central tendency (mean and median) of the variables presented symmetrical distribution, and both showed values very close for all attributes, which justifies normal or approximately normal distributions of the analyzed data.

It was noted through the texture results that the average values in the forest area indicate that this area has more clay, more organic matter and higher values of K and τ_{cwepp} than in the areas with pastures.

Thus, the asymmetry values ranged from -0.45 to 1.02, where variables with values greater than zero represent data with an asymmetric distribution on the right while the negatives indicate that they have an asymmetric distribution on the left. For kurtosis, values from -0.03 to 1.92 were observed, these values should preferably be null, however values between -2 to +2 are acceptable (Negreiros Neto et al., 2014).

In the mombaça grass area, it was found that the standard deviation values were high, highlighting the value of 6.30 g.kg^{-1} for organic matter (OM). For the forest area, the OM presented a standard deviation value equal to 4.85 g.kg^{-1} and the lowest value found for the brachiaria area (3.93 g.kg^{-1}).

Through the classification of the variation coefficient (CV%) proposed by Warrick & Nielsen (1980), it was found that the highest value was found in the forest area (33.27%), followed by the mombaça grass area (30.55 %) and brachiaria (30.07%), all for the variable silt, being classified as medium variability of the data. The variable with the least variability was sand with a value of 3.95% in the brachiaria area.

In general, the K factor for all areas showed normal hypothetical data distribution using the Kolmogorov-Smirnov test at 5% probability. Thus, the erodibility factors K , K_{iwepp} and τ_{cwepp} showed low variability for the forest area, indicating a good homogeneity of the area, in addition to a good representativeness of the samplings performed.

However, the K factor ($\text{t ha}^{-1} \text{ MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1} \text{ ha h}$) was lower in the brachiaria area (0.01), and a higher value was observed in the forest area (0.03), as Table 1. Thus, the high value in the forest area may be related to the high content of OM present, which does not match the types of soils for which USLE was developed and adapted

Properties	Mean	Median	Asymmetry	Kurtosis	¹ S.D.	² CV%	³ K-S
Native Forest area							
Sand (%)	50.67 ^c	50.85	-0.03	-0.93	2.55	5.03	0.08*
Silt (%)	5.66 ^a	5.70	-0.06	-0.90	1.88	33.27	0.08*
Clay (%)	42.68 ^a	42.74	-0.14	-0.69	3.00	7.03	0.09*
⁴ OM (g.kg ⁻¹)	36.10 ^a	35.46	0.55	0.21	4.85	13.43	0.06*
⁵ Factor K	0.03 ^a	0.03	0.13	-0.48	0.00	8.65	0.08*
⁶ K _{wepp}	3.42E ⁶ ^b	3.38E ⁶	0.17	-1.35	2.08E ⁵	6.08	0.13*
⁷ K _{rwepp}	0.0032 ^b	0.00	0.11	-1.24	0.00	10.66	0.13*
⁸ τ _{cwepp}	5.29 ^a	5.28	0.07	-0.61	0.23	4.27	0.06*
Brachiaria area							
Sand (%)	66.83 ^a	67.24	-0.24	-1.06	2.64	3.95	0.10*
Silt (%)	2.95 ^c	2.86	0.18	-0.90	0.89	30.07	0.06*
Clay (%)	30.11 ^a	29.92	0.12	-0.96	2.53	8.41	0.09*
⁴ OM (g.kg ⁻¹)	25.65 ^b	25.85	-0.01	-0.55	3.93	15.33	0.05*
⁵ Factor K	0.01 ^c	0.02	0.45	-0.14	0.00	13.56	0.09*
⁶ K _{wepp}	3.80E ⁶ ^a	3.81E ⁶	0.02	-1.39	3.51E ⁵	9.23	0.13*
⁷ K _{rwepp}	0.0042 ^a	0.00	0.00	-1.00	0.00	15.83	0.08*
⁸ τ _{cwepp}	4.32 ^c	4.30	0.36	-0.53	0.22	4.99	0.07*
Mombaça area							
Sand (%)	56.28 ^b	56.65	-0.45	0.57	3.61	6.41	0.13*
Silt (%)	4.45 ^b	4.48	0.62	0.31	1.36	30.55	0.10*
Clay (%)	39.27 ^b	38.83	0.62	0.30	3.53	9.00	0.13*
⁴ OM (g.kg ⁻¹)	28.43 ^b	27.23	1.02	1.44	6.30	22.16	0.12*
⁵ Factor K	0.02 ^b	0.02	0.80	1.53	0.00	15.18	0.07*
⁶ K _{wepp}	3.23E ⁶ ^c	3.19E ⁶	0.35	-0.68	2.34E ⁵	7.26	0.07*
⁷ K _{rwepp}	0.0031 ^b	0.00	0.90	1.92	0.00	16.90	0.09*
⁸ τ _{cwepp}	5.07 ^b	5.02	0.60	-0.03	0.26	5.11	0.10*

Means followed by equal letters in the column do not differ by Tukey's test at the 5% probability level. ¹S.D.: standard deviation; ²CV%: coefficient of variation,%; ³K-S: normality test (Kolmogorov-Smirnov significant at 5% probability); ⁴OM: organic matter; ⁵K: soil erodibility, t.ha⁻¹.MJ⁻¹.mm⁻¹.ha.h; ⁶K_{wepp}: interrill erodibility, kg.s.m⁻⁴; ⁷K_{rwepp}: rill erodibility, kg.N⁻¹.s⁻¹; ⁸τ_{cwepp}: critical shear stress, N.m⁻².

Table 1. Descriptive statistics of texture, organic matter and soil erodibility factors in pasture and forest areas in the city of Porto Velho, RO.

Table 2 shows the parameters of the adjusted semivariograms that best describe the spatial distribution of the analyzed attributes. It was confirmed that in the forest area, the attributes have a spatial dependence structure with a moderate degree for sand (27.70%) and with a strong spatial dependence for all other attributes (DSD<25%). Some variables showed a condition of pure nugget effect (PNE), such as the factor K_{iwepp} (interrill erodibility) and K_{rwepp} (rill erodibility), that is, they did not show a spatial dependence structure.

On the other hand, in the brachiaria area the variable τ_{cwepp} showed moderate spatial dependence with a value of 28.10% and the other variables a strong spatial dependence (DSD<25%). In the mombaça area, it is observed that the variables sand, clay and organic matter showed strong DSD, with moderate DSD for the other variables, showing that possibly the mombaça grass area is more influenced by the intrinsic properties of the soil linked to the formation factors (Cambardella et al., 1994).

Attribute	Forest						Brachiaria						Mombaça					
	Mod.	C ₀	C ₀ +C ₁	a (m)	R ²	DSD%	Mod.	C ₀	C ₀ +C ₁	a (m)	R ²	DSD%	Mod.	C ₀	C ₀ +C ₁	a (m)	R ²	DSD%
Sand	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
Silt	Exp.	0.83	6.18	25.20	0.85	13.40	Lin.	-	-	-	-	PNE	Exp.	0.46	1.30	27.60	0.81	35.50
Clay	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
OM	Sph.	0.02	32.54	22.80	0.80	0.60	Sph.	0.01	15.03	20.69	0.71	0.00	Sph.	7.52	30.07	17.60	0.71	25.00
KFactor	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	27.84	0.70	37.50
K _{i wepp}	Lin.	-	-	-	-	PNE	Lin.	-	-	-	-	PNE	Lin.	-	-	-	-	PNE
K _{r wepp}	Lin.	-	-	-	-	PNE	Lin.	-	-	-	-	PNE	Lin.	-	-	-	-	PNE
T _{c wepp}	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.: Model; Sph.: Spherical; Exp.: Exponential; Lin.: Linear; Gau.: Gaussian; C₀: Nugget effect; C₀+C₁: Sill; a: Range; R²: Coefficient of determination; DSD%: Degree of Spatial Dependence; OM: Organic Matter; PNE: Pure NuggetEffect; K: Erodibility of the soil; K_{i wepp}: interrill erodibility; K_{r wepp}: rill erodibility; τ_{cwepp} : critical shear stress.

Table 2. Models and parameters estimated to semivariograms, under 0.0-0.2 m layer, in forest and pasture areas in the municipality of Porto Velho, RO.

The adjustments of the experimental semivariograms, kriging maps and spatial dependence analysis are shown in Figures 4, 5, 6, 7, 8 and 9, for the forest, brachiaria and mombaça grass areas.

Through the results it was possible to observe that the attributes showed spatial dependence, adjusting predominantly to the exponential and spherical models with values of R² above 0.70 for all areas.

Oliveira et al. (2015a), studying soils in Amazonas, observed the predominance of the spherical model in forest area and exponential model in pastures to the adjustment of semivariograms for soil attributes.

The coefficient of determination showed values ranging from 0.71 to 0.98 while cross-validation varied from 0.71 to 1.00 for all areas. According to Azevedo (2004), the more the R² is close to 1.00, the better the estimation of the values by the common kriging method.

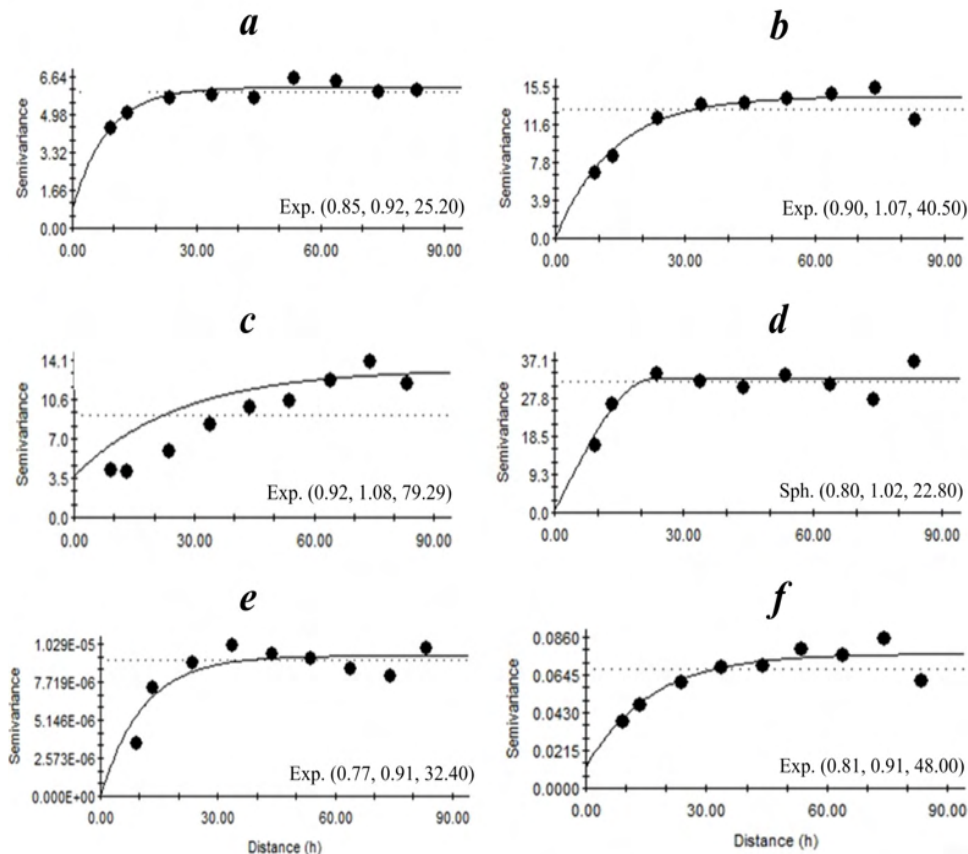


Figure 3. Experimental semivariograms adjusted for erodibility factors at a depth of 0.0-0.2 m, in a forest area in the municipality of Porto Velho, RO. The letters represent the attributes: silt (a), clay (b), sand (c), OM (d), K factor (e) and shear stress (f). The values in parentheses represent, respectively: coefficient of determination (R²), cross-validation (C-V) and range (a).

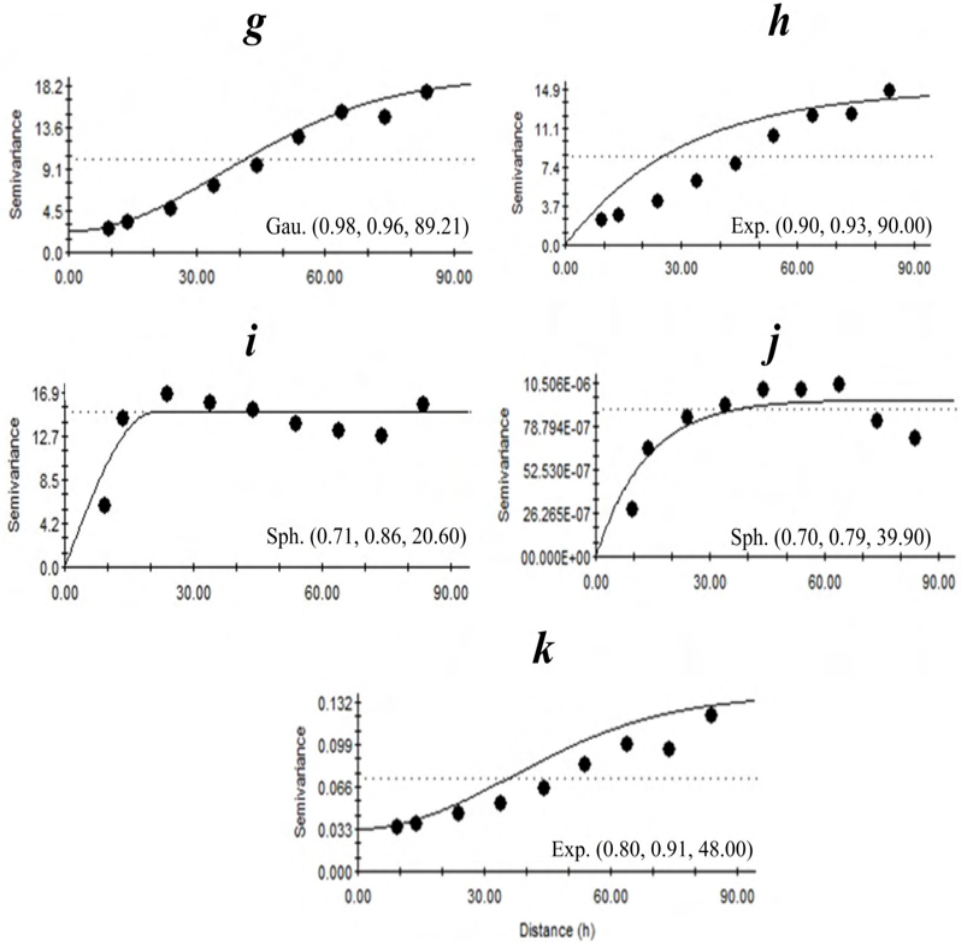


Figure 4. Experimental semivariograms adjusted for erodibility factors at a depth of 0.0-0.2 m, in a brachiaria area in the municipality of Porto Velho, RO. The letters represent the attributes: sand (*g*), clay (*h*), OM (*i*), K factor (*j*) and shear stress (*k*). The values in parentheses represent, respectively: coefficient of determination (R^2), cross-validation (C-V) and range (*a*).

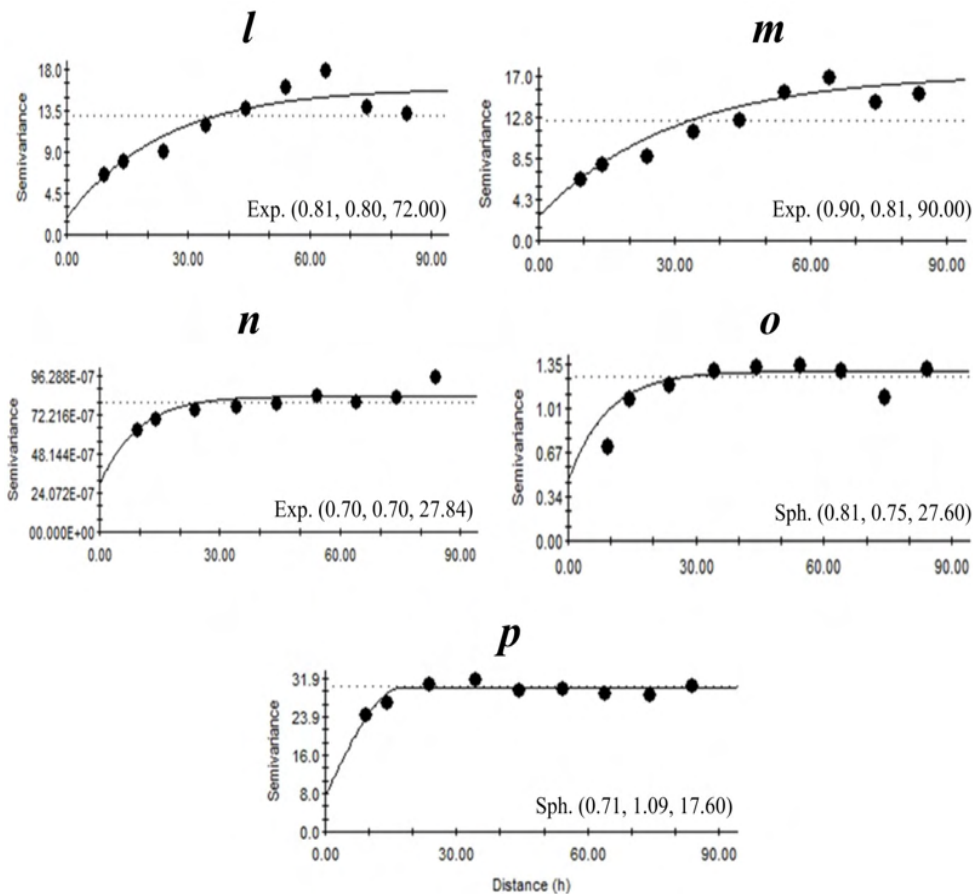


Figure 5. Experimental semivariograms adjusted for erodibility factors at a depth of 0.0-0.2 m, in a mombaça grass area in the municipality of Porto Velho, RO. The letters represent the attributes: sand (*l*), clay (*m*), K factor (*n*), silt (*o*), and OM (*p*). The values in parentheses represent, respectively: coefficient of determination (R^2), cross-validation (C-V) and range (a).

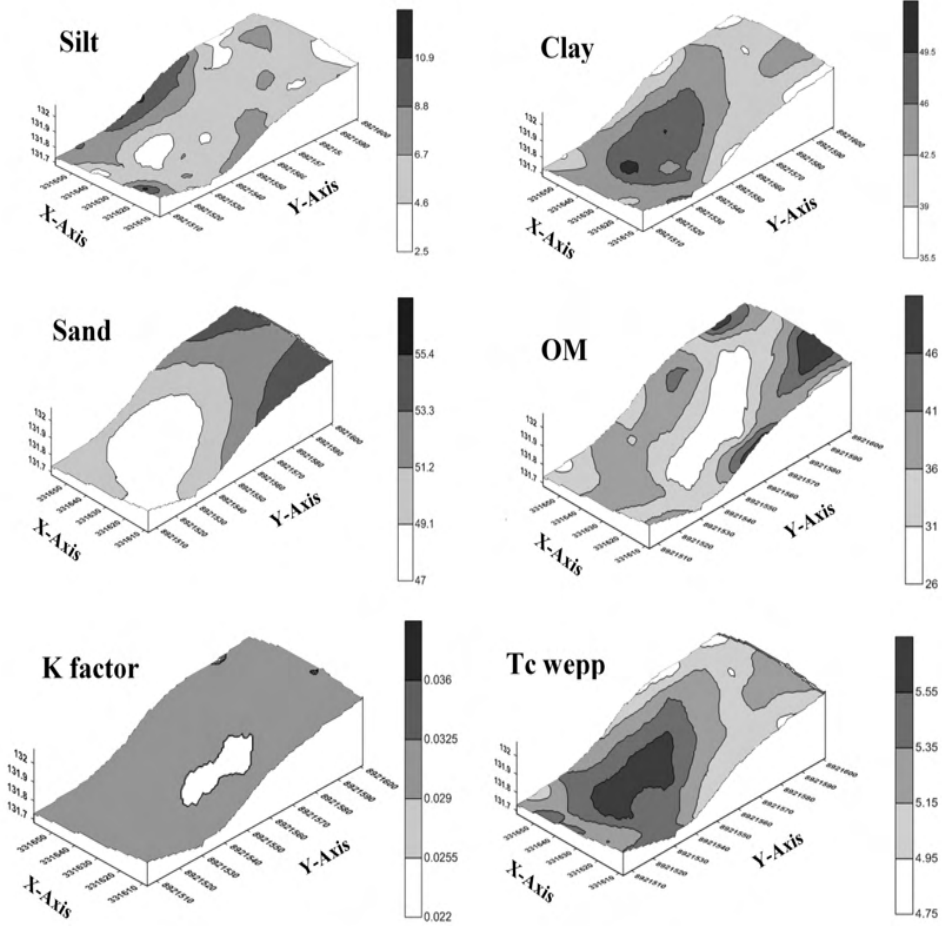


Figure 6. Kriging maps of soil attributes and erodibility factors in a native forest area in the municipality of Porto Velho, RO.

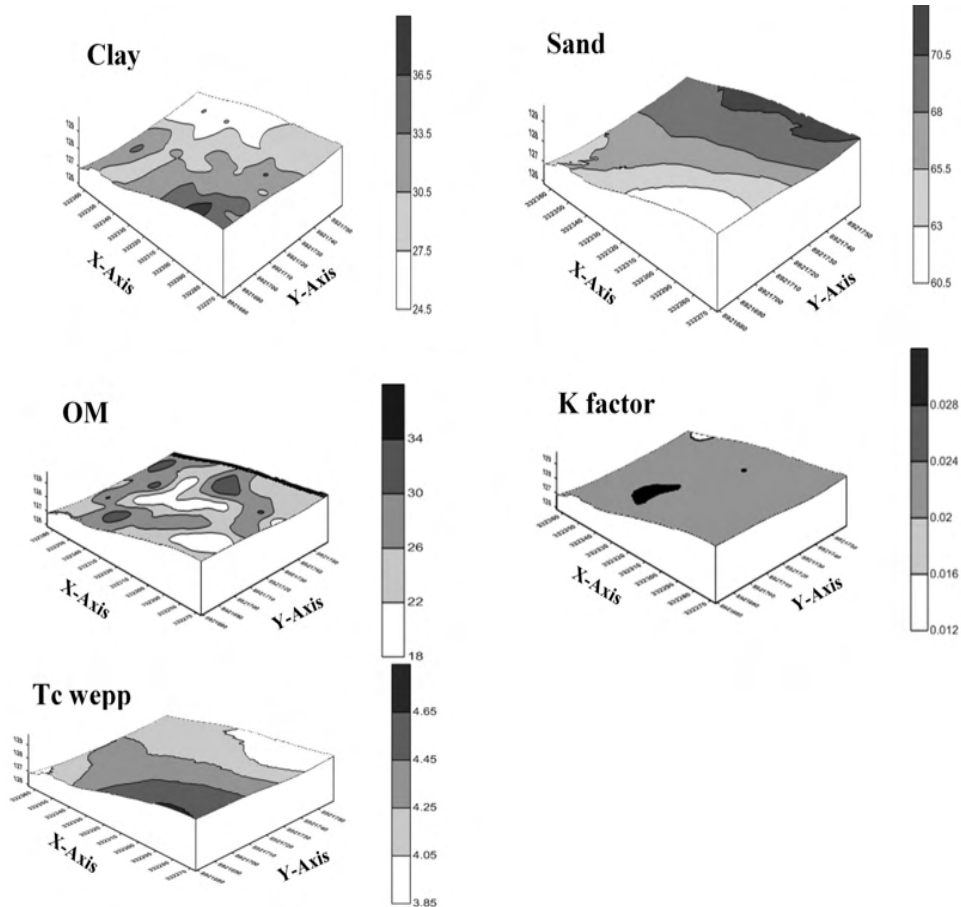


Figure 7. Kriging maps of soil attributes and erodibility factors in a brachiaria area in the municipality of Porto Velho, RO.

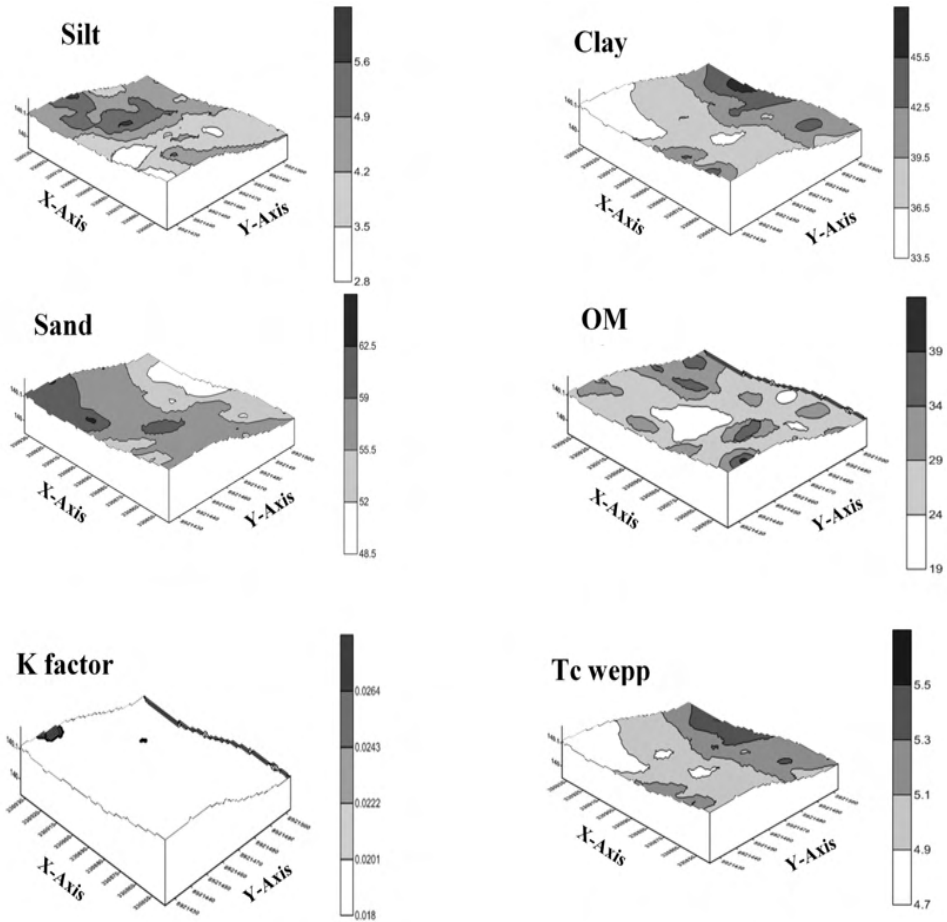


Figure 8. Kriging maps of soil attributes and erodibility factors in a mombaça area in the municipality of Porto Velho, RO.

The scaled semivariograms for the three areas studied are shown in Figure 9. The model adjusted to the graphs is exponential for the three areas, which showed R^2 performance between 0.57 to 0.69 and cross-validation between 0.76 to 0.83. Oliveira et al. (2015b) also observed that, in forest and pastures areas, the exponential model fits better for the chemical attributes of the soil.

The areas presented range values (a) ranging from 35.00 to 67.52 m, with the highest value being found for the brachiaria area and the lowest value in the native forest area. In relation to DSD%, the forest and brachiaria area showed variables with strong spatial dependence. In contrast, the mombaça grass area showed moderate spatial dependence (Cambardella et al., 1994).

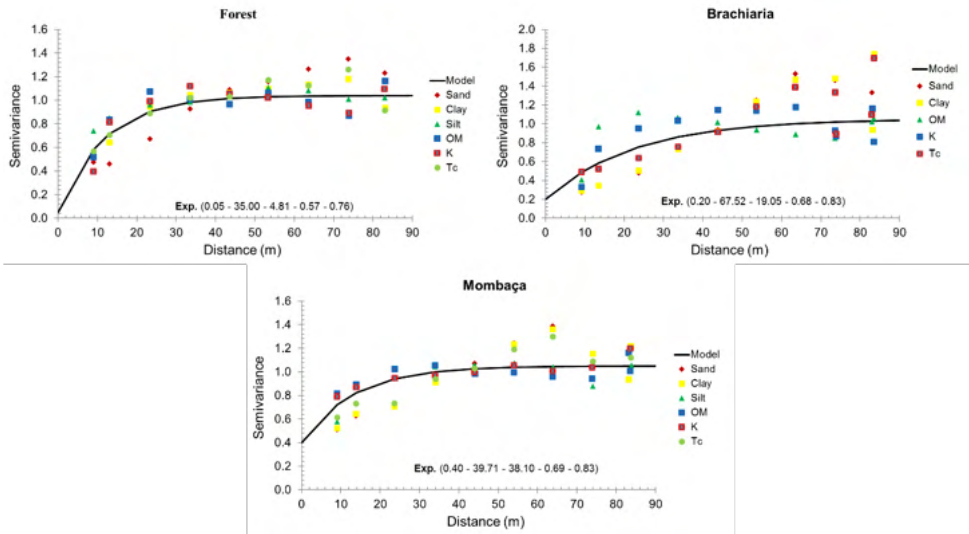


Figure 9. Scaled semivariograms for the environments studied in Porto Velho, Rondônia. The values in parentheses indicate respectively: nugget effect (C_0), range (a), Degree of Spatial Dependence (DSD%), coefficient of determination (R^2) and cross-validation (C-V).

The factor analysis showed significant results (KMO = 0.772; $p < 0.05$, for the Barlett'sphericity test) for the variables in the evaluated areas, showing suitability for the construction of the Principal Components (Figure 10).

In the principal component analysis (PCA), with the variables with the highest scores, two main components were extracted, which could explain the total variability of the data for the 0.0-0.2 m depth, in which the studied environments were influenced by the high levels of sand and clay, which interfere with soil compaction and OM accumulation (Table 3 and Figure 10).

However, each area had a well-distributed score distribution within the factorial plane, discriminating the specific characteristics presented by the type of management adopted in each studied area.

Attributes	Common Variation	Factors	
		PC1	PC2
Clay	0.89	0.77*	0.52
Sand	0.89	-0.73*	-0.56
OM	0.60	0.12	0.91*
K	0.67	0.22	0.90*
$K_{i\text{wepp}}$	0.34	-0.82*	-0.01
$T_{c\text{wepp}}$	0.42	0.78*	0.18
Explanatory Variance		61.26	18.24

*More discriminatory values; PC1: principal component 1; PC2: principal component 2.

Table 3. Correlation between each principal component with soil texture and erodibility.

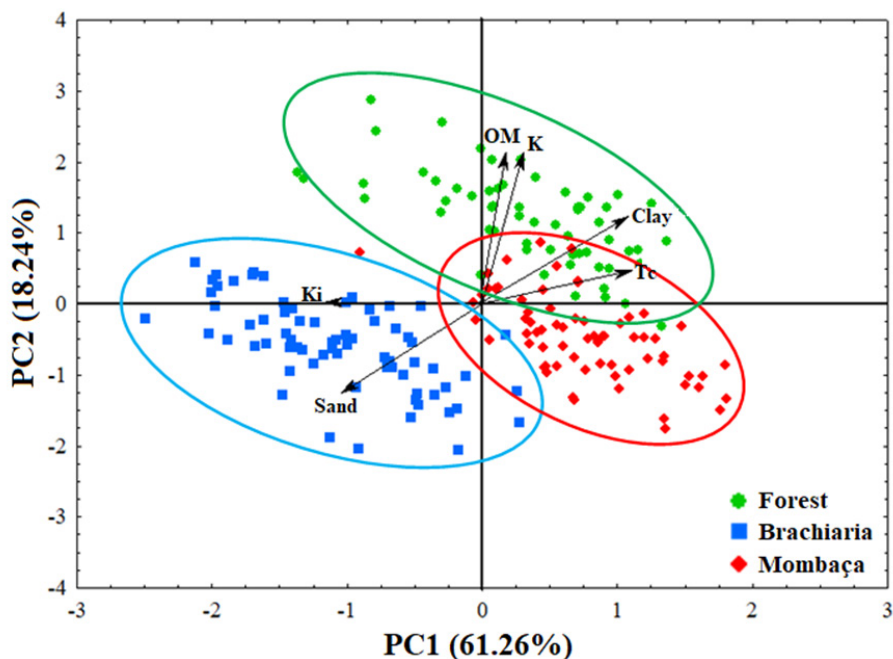


Figure 10. Principal component analysis of soil attributes at 0.0-0.2 m depth in pastures and forest areas in the municipality of Porto Velho, RO.

4 | DISCUSSIONS

Studies highlight that asymmetry and kurtosis are indicators of data distribution, however, they are more sensitive to extreme values than the mean and median, and such values close to zero indicate greater normality of the data (Kamimura et al., 2013; Alho et al., 2016), with symmetrical values or not, the ideal is that these values are close to the central zero value (Cortez et al., 2011). For kurtosis, values of -0.03 to 1.92 were observed, these values should preferably be null, however values between -2 to +2 are acceptable (Negreiros Neto et al., 2014).

According to Oliveira et al. (2015), the statistical measure of CV% allows comparing the variability between samples of variables with different units, however it does not allow analyzing the spatial variability of soil attributes. Considering that the CV% indicates the variability of the data in relation to the mean, the smaller the value the more homogeneous the data set is, it is possible to evaluate the homogeneous condition for the results found in the present study.

According to Frogbrook et al. (2002), high values of CV% can be considered as the first indicators of the existence of heterogeneity in the data. Thus, based on the CV% values found, it was possible to state that the analyzed attributes presented low to medium variation for the studied areas, corroborating with the results found by Cunha et al. (2017).

In general, analyzing the results of factor K, it was observed that they were lower than the values of $5.21 \times 10^{-2} \text{ t ha}^{-1} \text{ MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1} \text{ ha h}$, found by Nunes et al. (2017) studying the application of the universal equation of soil losses in Argissolos in the southern region of Amazonas.

According to Castro et al. (2011), the K factor, can be classified into classes according to its potential, so that the authors adopt the following classifications: $K < 9.00 \times 10^{-3}$ (very low); $9.00 \times 10^{-3} < K \leq 1.50 \times 10^{-2}$ (low); $1.50 \times 10^{-2} < K \leq 3.00 \times 10^{-2}$ (mean); $3.00 \times 10^{-2} < K \leq 4.50 \times 10^{-2}$ (high); $4.50 \times 10^{-2} < K \leq 6.00 \times 10^{-2}$ (very high), and $K > 6.00 \times 10^{-2}$ (extremely high).

In this sense, taking into account that values found in the three areas studied ranged from 0.01 to $0.03 \text{ t ha}^{-1} \text{ MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1} \text{ ha}$, it was possible to classify the areas in the following classes: low erodibility for the brachiaria area; and medium erodibility for mombaça grass and forest.

However, the forest area is located in areas considered to be flatter, allowing less conditions for sediment losses caused by water erosion, since it is the main form of degradation of Brazilian soils, caused by rain drops and runoff, which carry suspended soil particles, nutrients, organic matter and chemicals, causing serious damage to agricultural activities (Bertol et al., 2007).

Regarding $K_{i \text{ wepp}}$ and $K_{r \text{ wepp}}$, it was possible to observe that the brachiaria area had the highest value compared to the other areas studied, with a clear significant difference between them. In general, pasture areas, although well managed, are heterogeneous, and this problem can be even more accentuated when pastures are established in sloping areas (Artur et al., 2014).

When assessing the difference in texture for the three environments studied, it is observed that all areas at a depth of 0-0.2 m, showed a statistical difference (Table 1). When analyzing the fractions, it was observed that the sand fraction of the forest and pasture areas showed a significant difference between them by the Tukey test. The brachiaria area

showed a medium texture, with high sand contents, while the forest and mombaça grass areas showed to be clayey. The high levels of sand in the brachiaria area may be related to the topography of the respective areas, due to the flood of small particles of the mineral fraction (clay) and organic matter, which are transported by surface runoff. In general, studies highlight that the topography of the terrain has a strong influence on erosion losses, especially due to the degree of slope and the length of the ramp (Campos et al., 2008).

Range (*a*) is a parameter of geostatistics that has served as a basis for sample planning, indicating the maximum distance at which the attribute is spatially correlated (Dalchiavon et al., 2012). Reflecting the degree of homogenization between the samples, the higher the value, the more homogeneous the phenomenon or process will be studied. Range values ranging from 22.80 (OM) to 79.29 m (sand) were observed, followed by brachiaria from 20.69 (OM) to 90.00 m (clay) and for mombaça grass 17.60 (OM) at 90.00 m (clay). This means that all neighbors within this radius can be used to estimate values in closer spacing, and that all samples are correlated and dependent on each other at the same distance from each other.

The area with brachiaria showed higher values of range in relation to the other areas, indicating that the area of brachiaria has less variability and is more homogeneous. In contrast, the area with mombaça grass showed smaller values of range, indicating that this area has greater variability, thus being more heterogeneous. Thus, this greater variability in the area of mombaça grass may be related to the greater grazing intensity (Alencar et al., 2016).

The Degree of Spatial Dependence (DSD) presented values varying from 0.00 to 37.50% between the studied areas, presenting strong spatial dependence ($DSD < 25\%$) and moderate ($26\% < DSD < 75\%$) (Cambardella et al., 1994), indicating that the studied variables are not randomly distributed in space (Cavalcante et al., 2011).

The mombaça grass area showed a strong DSD for most of the variables compared to the variables of the forest and brachiaria environments, showing that possibly the mombaça grass area is more influenced by the intrinsic properties of the soil linked to the formation factors (Cambardella et al., 1994).

However, the sand fraction of the forest area and the variable τ_{c_wepp} for brachiaria area, along with the variables silt, K and τ_{c_wepp} for mombaça grass, showed to have a moderate spatial dependence ($26\% < DSD < 75\%$). For the other variables, a strong degree of spatial dependence was found.

The semivariograms were adjusted to the exponential model for all areas studied except for the attribute OM, which presented the spherical model for brachiaria, mombaça and forest area (Figures 4, 5 and 6), and for the sand of the brachiaria area which best fit the Gaussian model (Figure 5). The choice of models was evaluated using the highest R^2 value,

corroborating with Faraco et al. (2008), in which they evaluated the exponential model for most variables, followed by the spherical and Gaussian model and excluding those that presented a pure nugget effect (PNE).

According to Isaaks & Srivastava (1989), spherical models describe soil properties with high spatial continuity, that is, less erratic over short distances. Studies by Aquino et al. (2015), evaluating forest and pasture areas, observed that the spherical and exponential model were also the ones that best fit for physical soil attributes.

Carvalho et al. (2010) in a study about spatial variability of the physical and chemical attributes of the soil, mention that the R^2 and cross-validation are tools designed to evaluate alternative models of semivariograms that will perform kriging to predict values in places unsampled and to optimize sampling loops. The lowest values of the R^2 obtained were found in factor K and OM in the three areas. But in general the values were high, allowing to obtain maps of the spatial distribution of the attributes with quality.

Kriging maps allow the establishment of land use and management criteria in isolation for each variable evaluated, making it possible to improve the use of the area, the nutrition of pastures (Alencar et al., 2016), decreased production costs and quick and certain decision making, enabling greater productivity and also the conservation of the environment through less use of pesticides, in addition to providing more detailed and useful records of the productive area (Santos et al., 2017).

The K factor kriging maps showed smaller and uniform scores, indicating that soil losses, in general, occur more uniformly. Thus, the maps of the spatial distribution of the physical attributes are presented in Figures 7, 8 and 9, which allowed a greater understanding of the distribution of the analyzed areas. In this way, the study of the spatial distribution of the physical properties of the soil can be used to select indicators of groundwater storage and flow potential (Alvarenga et al., 2012) and to identify degraded pasture regions (Grego et al., 2012).

Through maps it is possible to observe spatial correlations between attributes, mainly those related to compaction. In general, it is possible to verify which attributes are most influenced by the relief. It is observed that the variables related to the texture suffer more changes due to the relief, that is, this occurs due to the microreliefs present in the areas, which condition the different flows of water and the soil particles from the highest parts to the lowest with it (Oliveira et al., 2013).

Burak et al. (2012) proved that the higher the PCA scores, the greater their contribution to positive correlations between the variables that make up each factor. In contrast, the K factor had lower scores, so the lower the scores, the greater the contribution to negative correlations.

The forest area showed most of the positive scores, while the pasture areas showed

the most negative. According to Ribas & Vieira (2011), the objective of principal component analysis (PCA) is achieved when a relatively small number of extracted components have the ability to explain most of the variability in the original data. It allows to evaluate at the same time qualitatively the interactions between the attributes of the soil. In general, these attribute values were normalized to the mean equal to zero (0) and the variance equal to one (1).

In detail, the first component explained 61.26% of the total variability of the data, such component presented a percentage of explanation for attributes more focused on soil granulometric characteristics such as: sand, clay, $K_{i\text{ wepp}}$ and τ_{cwepp} . It was also observed that only clay, OM, K and τ_{cwepp} correlated positively (Table 3, Figure 10).

The mombaça grass area functions as an intermediate environment between the forest and the brachiaria, being closer to the forest environment (Figure 10). Thus, PC2 shows that brachiaria is discriminated by the highest sand content, and PC1 by $K_{i\text{ wepp}}$. However, the area with mombaça grass showed intermediate levels in relation to the areas studied. In general, it was possible to attribute the highest levels of sand and the lowest levels of silt and clay in the pasture areas in relation to the forest, the greater intensity of removal of fine particles provided by the microreliefs, and according to Oliveira et al. (2013), also to the conditioning of water flows (Oliveira et al., 2013), which are intensified by the low ground cover provided by pastures (Santos et al., 2018).

The second PC had an explanation percentage of 18.24% of the data variability, with characteristics more related to the condition of OM and factor K of the soil, and both attributes showed a positive correlation (Table 3). However, studies that address the soil organic matter fractions and their direct link to the K factor are still needed to understand why these two variables have a direct dependence relationship. In general, both PC retained a percentage of the explained variance of 79.50% (Table 3 and Figure 10).

However, it was observed that all quadrants in each environment need differentiated management, more or less intensive, and thereby increase the efficiency of the use of natural resources, reducing the impact of agriculture on the environment and optimizing the economic costs for the agricultural system (Santos et al., 2017). Couto et al. (2016), evaluating through MANOVA different environments in the southwestern Amazon, observed that the pasture and forest environment do not differ statistically, corroborating the results found here. Oliveira et al. (2015b), evaluating soils under different uses in the southern region of Amazonas, also verified through multivariate analysis that forest and pasture environments do not differ from each other.

However, studies are needed in other regions, mainly in Rondônia, where there is a high livestock production, as it is still possible to increase production without deforesting the areas, only improving the productivity of soils with adequate management, aiming at improving economic, social and environmental aspects.

51 CONCLUSIONS

The high spatial variability of physical attributes in the environment with mombaça grass is attributed to the greater intensity of grazing and animal trampling.

The forest area represents most of the positive scores obtained in the principal component analysis, while the pasture areas the majority of the negative scores, indicating that the OM in the forest is correlated with the acidity components, differently from the correlations found for the pastures.

The K factor presented low variability for pasture area compared to forest area, indicating a good homogeneity of the area in addition to a good representativeness of the samplings carried out.

The brachiaria area has higher values of $K_{i\text{wepp}}$ and $K_{r\text{wepp}}$, with significant differences between the other areas. However, the forest and pasture environments differed in terms of soil erodibility, where the area with mombaça grass was intermediate between brachiaria and forest.

REFERENCES

Adamy, A. Geodiversidade do estado de Rondônia. 2010. 337 p.

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.

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. *BioscienceJournal*, v. 32, n. 2, p. 422–430, 2016.

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.

Alvares, C. A.; Stape, J. L.; Sentelhas, P. C.; Gonçalves, J. L. M. & Sparovek, G. Köppen's climate classification map for Brazil. *MeteorologischeZeitschrift*, v. 22, n. 6, p. 711–728, 2013.

Amorim, R. S. S.; Silva, D. D.; Pruski, F. F.; Matos, A. T. Avaliação do desempenho dos modelos de predição da erosão hídrica USLE, RUSLE e WEPP para diferentes condições edafoclimáticas do Brasil. *Engenharia Agrícola*, v. 30, n. 6, p. 1046–1049, 2010.

Aquino, R. E.; Campos, M. C. C.; Marques Junior, J.; Oliveira, I. A.; Teixeira, D. D. B.; Cunha, J. M. 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.

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, p. 141–149, 2014.

Assunção, S. A.; Pereire, 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.

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. 2004. 141f. Tese (Doutorado) – Faculdade de Engenharia Agrícola Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 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, 2007.

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.

Bertoni, J. & Lombardi Neto, F. *Conservação do Solo*. São Paulo: Ícone, v.4, 1999.

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.

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.

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.

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, 2010.

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.

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 Agrícola*, v. 66, p. 338–352, 2009.

Cortez, J. W. Alves, A. D. S.; Moura, M. R. D.; Olszevski, 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.

- Couto, W. H.; Anjos, L. H. C.; Wadt, P. G. S.; Pereira, M. G. Atributos edáficos e resistência a penetração em áreas de sistemas agroflorestais no sudoeste amazônico. *Ciência Florestal*, v. 26, n. 3, p. 811–823, 2016.
- 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 Distroférico 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. 113, 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.
- Faraco, M. A.; Uribe-Opazo, M. A.; Silva, E. A. A.; Johann, J. A.; Borssoi, J. A. Seleção de modelos de variabilidade espacial para elaboração de mapas temáticos de atributos físicos do solo e produtividade da soja. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 32, n. 2, p. 463–476, 2008.
- 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. 1, p. 1–9, 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 Development*, v. 27, p. 773–784, 2016.
- Golden Software Inc. Surfer for Windows, Release 13.0: Contouring and 3D surface mapping for scientist's engineers, user's guide, 1999.
- 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 geoestatística. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 47, n. 9, p. 1404–1412, 2012.
- Guimarães, E. C. Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo. 1993. 57f. Dissertação (Mestrado) – Campinas: Universidade de Campinas. 1993.

IBGE. Mapa de Vegetação do Brasil. Escala: 1:5,000,000. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. 2004.

Isaaks, E. H. & Srivastava, R. M. An introduction to applied geostatistics. 1989.

Kamimura, K. M., Santos, G. R. D., Oliveira, M. S. D., Dias Junior, M. D. S., & 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.

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 Háptico (método direto) na Província Petrolífera de Uruçu, Coari – AM.III Reunião Científica da Rede CTPetro Amazônia – Manaus, 4-5/11/2010.

Marques, J.J.G.S. M.; Curi, N.; Lima, J.M.; 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. D.; Mello, L. M.; Pereira, F. C.; Silva, J. O. D. R. & Yano, É. H. 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. 295 p.

Montenegro, A. D. A.; Abrantes, J. R. C. B.; Lima, J. L. M. P.; Singh, V. & Santos, T. E. M. 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, n. 1, 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, D. P.; Ferreira, T. O.; Romero, R. E.; Farias, P. R. S.; Costa, M. C. G. Microrrelevo e a distribuição de frações granulométricas em Cambissolos de origem calcária. *Revista Ciência Agronômica*, v. 44, n. 4, p. 676-684, 2013.

Oliveira, I. A.; Campos, M. C. C.; Marques Junior, J.; Aquino, R. E.; Teixeira, D. D. B.; Silva, D. M. P. Use of scaled semivariograms in the planning sample of soil chemical properties in Southern Amazonas, Brazil. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 39, n. 1, p. 31-39, 2015b.

Oliveira, I. A.; Marques Junior, J.; Campos, M. C. C.; Aquino, R. E.; Freitas, L. D.; Siqueira, D. S.; Cunha, J. M. 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, 2015a.

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. C. *Análise Multivariada com o uso do SPSS*. 2011. 272 p.

Robertson, G. P. *GS+: Geostatistics for the environmental sciences - GS+ User's Guide*. Plainwell: Gamma Design Software. 2004. 152 p.

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*, v.39, n.7, p.691–699, 2004.

Santos, E. A. N.; Campos, M. C. C.; Cunha, J. M.; Souza, F. G.; Wadt, P. G. S.; Pinheiro, E. N.; 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.

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. *Brazilian Journal of Biosystems Engineering*, v. 11, n. 3, p. 294–307, 2017.

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.

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 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.

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. 6, n. 2, p. 261–270, 2010.

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.; Ligo, M.; Skorupa, L.; Pires, A.; Filizola, H. Atributos físicos e químicos de área degradada tratada com lodo de esgoto. *Embrapa Meio Ambiente – Circular Técnica*, 2011.

StatsoftInc 7.0.Statistica (data analysis software system).2004.

Teixeira, P. C.; Donagema, G. K.; Ademir, F.; Teixeira, W. G. Manual de métodos de análise de solo.3ª ed. Embrapa. 2017. 573p.

Trangmar, B. B.; Yost, R.S. & Uehara, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in Agronomy*, v. 38, p. 54–94, 1985.

Walkley, A.& Black, I. A. 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. & Smith, D.D. Predicting rainfall erosion losses - a guide for conservation planning. U.S. Department of Agriculture. *Agriculture Handbook*. n. 537, 58 p, 1978.

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.

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.; Grimaldib, M.; Coopera, M. Variability in soil shrinkage along forest and pasture toposequences in Amazonia. *Geoderma*, v. 338, p. 291–301, 2019.

ATRIBUTOS QUÍMICOS DE SOLOS SOB AMBIENTES NATURAIS E ANTROPIZADOS NA REGIÃO DE HUMAITÁ-AM

Data de aceite: 01/04/2022

Data de submissão: 03/03/2022

Half Weinberg Corrêa Jordão

Doutor em Agricultura – Universidade Estadual Paulista

Milton César Costa Campos

Doutor em Ciência do Solo – Universidade Federal da Paraíba

José César Frozzi

Mestre em Ciências Ambientais- Universidade Federal do Amazonas

Bruno Campos Mantovanelli

Doutor em Ciência do Solo – Universidade Federal do Acre

José Maurício da Cunha

Doutor em Física Ambiental - Universidade Federal do Amazonas

Douglas Marcelo Pinheiro da Silva

Doutor em Horticultura – Universidade Federal do Amazonas

RESUMO: Avaliações das alterações nas propriedades do solo decorrentes de impactos da intervenção antrópica em ecossistemas naturais podem constituir importante instrumento para auxiliar no monitoramento da conservação ambiental. Nesse sentido foi realizado esse estudo com o objetivo de avaliar os atributos químicos do solo em ambientes naturais e com intervenção antrópica, no município de Humaitá,

AM. O estudo foi realizado em cinco propriedades rurais. Foram selecionados quatro ambientes com características naturais (florestas nativas – FN), numeradas de 1 a 4 para diferenciação (FN₁, FN₂, FN₃ e FN₄) e cinco ambientes com intervenção antrópica, sendo eles: pastagem, agrofloresta, mandioca, açaí e reflorestamento. Foram coletadas amostras de solo por meio da abertura de pequenas trincheiras (0,40 m x 0,40 m), nas camadas de 0,00 a 0,05, 0,05 a 0,10 e 0,10 a 0,20 m. As análises dos atributos, pH em água, alumínio trocável (Al³⁺), acidez potencial (H+Al) e carbono orgânico (CO) foram realizadas segundo metodologia da Embrapa (2011), enquanto os atributos, fósforo (P) disponível, potássio (K), cálcio (Ca) e magnésio (Mg) trocáveis, foram determinados utilizando o método da resina trocadora de íons. A partir destas análises foram calculadas a soma de bases (SB), CTC potencial (T), CTC efetiva (t), saturação por alumínio (m) e saturação por bases (V). Foram realizadas as análises estatísticas univariada e multivariada, as médias dos atributos foram comparadas utilizando o teste de Scott-Knott ($p < 0,05$). Todos os ambientes estudados apresentaram valores elevados de pH, Al³⁺, H+Al e m, por outro lado os ambientes sob o uso de açaí e mandioca, apresentaram valores satisfatórios de P, CO, K, Ca²⁺, Mg²⁺, CTC e V, sendo estes superiores aos demais. A análise multivariada foi preponderante na distinção dos sistemas de cultivos estudados, bem como caracterização da relação com as propriedades químicas. A partir dos diagramas ternários de variabilidade, foi possível relacionar o trio de variáveis que apresentam elevada variabilidade entre os ambientes estudados.

PALAVRAS-CHAVE: Intervenção antrópica, uso do solo, química do solo, ambientes amazônicos.

CHEMICAL ATTRIBUTES OF SOILS UNDER NATURAL AND ANTHROPIZED ENVIRONMENTS IN THE REGION OF HUMAITÁ-AM

ABSTRACT: Assessments of changes in soil properties resulting from impacts of human intervention in natural ecosystems can be an important tool to assist in monitoring environmental conservation. In this sense this study was conducted with the objective of evaluating the chemical attributes of the soil in natural environments and with anthropic intervention, in the municipality of Humaitá, AM. The study was carried out in five rural properties. Four environments with natural characteristics (native forests - NF) were selected, numbered from 1 to 4 for differentiation (FN1, FN2, FN3 and FN4) and five environments with anthropic intervention, which were: pasture, agro-forestry, cassava, açai and reforestation. Soil samples were collected by opening small trenches (0.40 m x 0.40 m) in layers 0.00 to 0.05, 0.05 to 0.10, and 0.10 to 0.20 m. The analyses of the attributes, pH in water, exchangeable aluminum (Al³⁺), potential acidity (H+Al) and organic carbon (OC) were performed according to Embrapa (2011) methodology, while the attributes, available phosphorus (P), exchangeable potassium (K), calcium (Ca) and magnesium (Mg), were determined using the ion-exchange resin method. From these analyses, the base sum (SB), potential CEC (T), effective CEC (t), aluminum saturation (m) and base saturation (V) were calculated. Univariate and multivariate statistical analyses were performed, the means of the attributes were compared using the Scott-Knott test ($p < 0.05$). All the environments studied presented high values of pH, Al³⁺, H+Al and m, on the other hand the environments under the use of açai and manioc, presented satisfactory values of P, CO, K, Ca²⁺, Mg²⁺, CTC and V, which were higher than the others. The multivariate analysis was preponderant in distinguishing the cropping systems studied, as well as characterizing the relationship with the chemical properties. From the ternary variability diagrams, it was possible to relate the trio of variables that present high variability among the studied environments.

KEYWORDS: anthropic intervention, land use, soil chemistry, Amazonian environments

1 | INTRODUÇÃO

A exploração agrícola, pecuária e, principalmente, florestal, são fatores que provocam as alterações na composição da vegetação de ecossistemas naturais (ALENCAR et al., 2004), trazendo modificações não só em relação à biodiversidade, mas, também, quando se analisa a deterioração causada aos solos e a sua possibilidade de reutilização e/ou conservação (CHAVES et al., 2012). Segundo Lourente et al. (2011), a mudança da vegetação natural para sistema de exploração agropecuária provoca alterações profundas nos atributos do solo, como a perda da fertilidade natural com o manejo inadequado.

O uso inadequado do solo tem ocasionado a degradação de seus atributos físicos, químicos e biológicos como, por exemplo, a desestruturação e compactação, redução da fertilidade, perda da matéria orgânica e diminuição da diversidade e quantidade de organismos no solo, levando a uma restauração insuficiente desses atributos e causando

perda líquida de carbono e nitrogênio do solo (LEITE et al., 2010a; SANTOS et al., 2021). Quanto à qualidade química, estudos mostram que as modificações desses atributos são decorrentes dos diferentes sistemas de manejo agrícola (FREITAS et al., 2015a; OLIVEIRA et al., 2015).

Com a retirada da vegetação natural e o cultivo, as propriedades químicas dos solos são significativamente modificadas, principalmente na camada arável, em decorrência da adição de corretivos e fertilizantes e de operações agrícolas (FREITAS et al., 2015a). No entanto, o grau dessas alterações depende de vários fatores, como a cultura implantada e o manejo utilizado, a classe e a fertilidade inicial do solo, o comportamento físico-químico de cada nutriente e suas interações com o meio (MARCHIORI JÚNIOR e MELO, 2000).

Avaliações das alterações nas propriedades do solo decorrentes de impactos da intervenção antrópica em ecossistemas naturais podem constituir importante instrumento para auxiliar no monitoramento da conservação ambiental, uma vez que, permitem caracterizar a situação atual, alertar para situações de risco e, por vezes, prever situações futuras, especialmente quando adotada como referência a vegetação nativa original (CARDOSO et al., 2011).

O estudo dos atributos do solo ao longo do tempo permite quantificar a magnitude e duração das alterações provocadas por diferentes sistemas de manejo. Por serem sensíveis, esses atributos são importantes para estabelecer se houve degradação ou melhoria da qualidade do solo em relação a um determinado sistema de manejo (REICHERT et al., 2009).

Nos últimos anos, os estudos sobre a qualidade do solo evoluíram significativamente, justificados quase sempre pela necessidade de se avaliar o comportamento de diversos atributos do solo em áreas sob cultivo agrícolas e pastagens (SPERA et al., 2009). Nesse contexto, o conhecimento das modificações químicas do solo causadas pelo cultivo contínuo pode fornecer subsídios para a adoção de práticas de manejo que permitam incrementar o rendimento das culturas, garantindo a contínua sustentabilidade e conservação dos ecossistemas (FREITAS et al., 2015a).

Para tanto, o uso de técnicas estatísticas favorece o conhecimento dos atributos do solo permitindo, assim, o estabelecimento de práticas de manejo adequadas. Contudo, o uso das técnicas de análise multivariada, de agrupamento e de componentes principais é eficiente para verificar a distinção de ambientes, com base nos atributos do solo em cada ambiente estudado, resultantes das diferenças do uso e do manejo das áreas (FREITAS et al., 2015a; MANTOVANELLI et al., 2015), além de se apresentar como uma ferramenta que pode ser importante no monitoramento ambiental (SILVA et al., 2010a).

Sendo o comportamento químico dos solos estudado a partir da avaliação e quantificação de nutrientes, que respondem a fertilidade do solo (SILVA et al., 2010b), o

conhecimento dos danos, à fertilidade do solo, provocados pelos diferentes sistemas de usos, é essencial para melhorar a qualidade deste solo. Uma vez que, identificada a causa da perda da qualidade do solo, é possível traçar estratégias para corrigir o problema e manejar o solo de forma adequada para o uso agrícola.

Considerando que o manejo da adubação se constitui num dos principais condicionantes da produtividade das culturas, uma adequada caracterização edáfica, com utilização frequente da análise de solo, é procedimento básico para nortear a tomada de decisão no gerenciamento agrônômico das lavouras na agricultura moderna (RESENDE e COELHO, 2017).

Portanto, como os solos da região Amazônica são predominantemente de baixa fertilidade natural, a caracterização dos atributos químicos desses solos em diferentes ambientes e sob diferentes formas de utilização se torna uma ferramenta indispensável para o manejo sustentável destes solos.

Dessa forma, foi realizado este estudo com objetivando avaliar os atributos químicos dos solos em ambientes com vegetação nativa e antropizados no município de Humaitá-AM, bem como aplicar técnicas de estatística multivariada para descrição das interações entre os atributos químicos, das diferentes áreas estudadas.

2 | USO E MANEJO DO SOLO NO SUL DO AMAZONAS

Atualmente, na região sul do Amazonas, em particular no município de Humaitá, o uso do solo é destinado em sua grande maioria para pastagem, cultivo de açaí, que vem crescendo no município, cultivo de mandioca e hortaliças em geral, e recentemente ao cultivo de grãos (arroz e soja e milho), além da vegetação nativa, como os campos naturais, ambiente característico da região (BRAUN e RAMOS, 1959), e áreas de floresta nativa que ainda se encontram presentes na região. É importante salientar que, o município de Humaitá está situado em uma região que engloba o denominado Arco do Desmatamento, que se caracteriza por uma região com imensa área, que vem sofrendo alterações antrópicas.

As informações sobre a distribuição e o comportamento dos solos na região sul do Amazonas são baseadas, principalmente, em levantamentos generalizados, já que poucos são os trabalhos em nível semi-detalhado ou detalhado (OLIVEIRA, 2013). A região se destaca por apresentar grande diversidade de solos, como Argissolos, Latossolos, Cambissolos, Gleissolos, Espodossolos e Neossolos (CAMPOS, 2009), estando em condições naturais ou sob manejo agropecuário.

A região Amazônica apresenta ambientes naturais e ambientes em diferentes usos antrópicos, sendo a pecuária a principal atividade (RIVERO et al., 2009). Os ambientes naturais apresentam integração direta entre a cobertura vegetal e os atributos físicos, químicos e biológicos do solo, decorrentes de processos essenciais relacionados aos ciclos

biogeoquímicos, acumulação e decomposição da matéria orgânica de resíduos vegetais (serapilheira e raízes) e microclima (KARA e BOLAT, 2008). De acordo com Quesada et al. (2009), cerca de 30% a 50% da Floresta Amazônica ocorre em solos de baixa fertilidade.

Dessa forma, o uso e manejo inadequado do solo contribui ainda mais para a degradação dos atributos físicos, químicos e biológicos (SÁ et al., 2010), causando, muitas vezes, impactos ambientais negativos, como exemplo a sua desestruturação, compactação, redução da fertilidade, perda da matéria orgânica e diminuição da diversidade e quantidade de organismos (LEITE et al., 2010b).

Complementando, Luizão et al. (2008) afirmam que as limitações naturais da Amazônia brasileira, tais como a umidade excessiva e alta temperatura, alto grau de acidez e baixo suprimento de nutrientes do solo, juntamente com o uso e manejo inadequado do solo, têm sido as causas da produtividade limitada de alimentos e fibras maior parte da região.

A pecuária, uma das atividades econômicas que mais se desenvolveram na ocupação e na utilização das terras na região, contribuiu para que grandes extensões de florestas fossem desmatadas e cedessem lugar às pastagens cultivadas para a criação de bovinos e a agricultura manejada com corte e queima, provocando impactos ambientais negativos, às vezes até irreversíveis (COSTA et al., 2000; RIVERO et al., 2009).

Práticas sustentáveis no uso dos recursos naturais, em especial do solo e da água, destacam-se como tema relevante, devido, principalmente, ao aumento de atividades antrópicas (ARAÚJO et al., 2010). Nesse sentido, a avaliação das propriedades do solo que estimam a sua qualidade assume importante papel no monitoramento de sua conservação, sob pena de a degradação do solo comprometer irreversivelmente a sustentabilidade dos agro ecossistemas (CARDOSO et al., 2011).

Contudo, essa avaliação é complexa e deve ser realizada em função de um conjunto de indicadores específicos, denominados atributos e suas intercorrelações, já que se tem verificado que indicadores isolados não são suficientes para explicar a perda ou o ganho potencial dos cultivos de determinado solo (SANTOS, 2010).

3 | CARACTERIZAÇÃO DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO

Os atributos de fertilidade química, física e biológica do solo expressam grande variabilidade espacial e temporal, influenciando o potencial produtivo nos ambientes agrícolas (RESENDE e COELHO, 2017). Os atributos do solo são importantes componentes de sua produtividade, visto que as plantas necessitam de solos bem estruturados, sendo por isso a seleção e a utilização adequada de cada tipo de solo, de fundamental importância para a manutenção da qualidade e da produtividade do sistema (PIGNATARO NETTO et al., 2009; BOGNOLA et al., 2010).

Segundo Resende e Coelho (2017), dificilmente os padrões encontrados para os atributos de fertilidade química do solo numa área são extrapoláveis para outras ou se mantêm inalterados com o passar do tempo, independente de se utilizar ou não manejo específico. Diante disso, as avaliações de usos agrícolas de solos utilizando-se atributos do solo como indicadores é um trabalho constante na avaliação de sistemas produtivos com o objetivo de adaptar sistemas ou propor usos do solo mais sustentáveis (CORRÊA et al., 2009). Em pesquisa realizada por Oliveira et al. (2015), caracterizando solos sob diferentes usos na região sul do Amazonas, foi observado que, os atributos químicos foram responsáveis pela separação da terra preta arqueológica e agrofloresta das áreas de floresta, pastagem, cana-de-açúcar e mandioca.

A conversão da vegetação arbórea nativa em área cultivada, promove maior redução da qualidade química do solo na substituição à vegetação nativa, caracterizada por árvores de menor porte e com menor fertilidade natural, independentemente do tempo de remoção da vegetação nativa (CARDOSO et al., 2011). Vale ressaltar que, o uso e manejo intensivo do solo alteram os componentes orgânicos do mesmo, tanto em sua qualidade como em quantidade, interferindo no equilíbrio natural dos ecossistemas (MELO e SCHAEFER, 2009).

Nesse contexto, a matéria orgânica é um dos componentes mais importantes do solo, pois tem influência direta e indireta na fertilidade e na produção das culturas, além de favorecer a estrutura dos solos, ou seja, atua em diversas propriedades físicas e químicas, como capacidade de troca de cátions, pH, densidade do solo, porosidade e estabilidade dos agregados, sendo um indicador de qualidade nos diferentes sistemas de uso e manejo (NASCIMENTO et al., 2009).

Segundo estudo realizado por Lourente et al. (2011), apesar de não haver diferença estatística nos valores encontrado, a substituição da vegetação nativa por sistemas de cultivo causa uma importante redução média no carbono da biomassa microbiana do solo, tanto no verão quanto no inverno, nos sistemas de manejo: sistema convencional de preparo do solo, semeadura direta, reflorestamento e pastagem degradada. Neste mesmo trabalho, os autores observaram que a substituição da vegetação nativa por sistemas de cultivo pode causar importantes alterações nos atributos químicos do solo.

Em uma área cultivada, os atributos químicos do solo, com exceção do pH, apresentam maior variação que os atributos físicos (BOTTEGA et al., 2013). Nesse contexto, Aquino et al. (2014), avaliando a distribuição espacial dos atributos químicos do solo em área de pastagem e floresta, verificaram que os atributos químicos evidenciaram variação na variabilidade espacial, nas áreas estudadas.

Dessa forma, vale ressaltar que o relevo é a variável que influencia na distribuição de atributos químicos do solo ao longo da paisagem, apresentado altas correlações com a produtividade de culturas e outros atributos (SOUZA et al., 2007; CAMPOS et al., 2007a),

permitindo assim, estabelecer zonas de manejo específico (BRANCO et al., 2013).

4 I ANÁLISE MULTIVARIADA EM ESTUDOS SOBRE SOLOS

A avaliação de fatores que estudam o comportamento do solo, quando realizada usando métodos univariados, aumenta a escala do problema e se torna um processo caro (SILVA et al., 2010b). Uma alternativa é o uso da análise multivariada, que é uma ferramenta importante para a análise de dados exploratórios do solo porque permite o agrupamento de amostras de acordo com a similaridade, enquanto ainda permite a seleção das variáveis mais importantes para discriminar grupos pré-selecionados (BENITES et al., 2010).

O uso de técnica da análise multivariada é possível explicar o máximo de intercorrelação entre as variáveis e descobrir quais delas contribuem mais para a caracterização e, ou, alteração do solo (OLIVEIRA et al., 2015). Na análise simultânea de muitas informações, esta técnica torna-se a melhor ferramenta, possibilitando obter dados e interpretações que poderiam não ser perceptíveis com o uso da análise estatística univariada (CRUZ e REGAZZI, 2001).

O uso de técnicas estatísticas multivariadas associadas aos conceitos de solos permitem observar variação dos atributos do solo, constituindo assim uma tentativa de reduzir o erro e de entender as sequências de processos pedogenéticos, além de elucidar a participação e ordem de importância das variáveis do solo (CAMPOS et al., 2007b). Segundo Oliveira et al. (2015) os atributos do solo analisados com a análise de componentes principais (ACP) são agrupados de acordo com suas semelhanças, nas áreas estudadas, que, por sua vez, são separadas por critérios de dissimilaridade, o que levará à formação de grupos.

A análise multivariada de dados pela técnica de agrupamento, é uma das técnicas multivariadas que pode ser utilizado para o estabelecimento de grupos padrões, pois permite a construção de dendrogramas, que arranja os grupos em função do coeficiente de dissimilaridade, de distância euclidiana ou de outros coeficientes (OLIVEIRA, 2013). Por sua vez, esta técnica tem o objetivo de agrupar parcelas de acordo com o grau de similaridade (SILVA et al., 2010b).

De acordo com Oliveira et al. (2015), o uso conjunto de técnicas multivariadas pode auxiliar na tomada de decisão do uso e manejo adequado do solo, baseando-se no comportamento dos seus atributos, e indicar os atributos que sofrem maior alteração com a ação antrópica, como prova disso, no estudo em questão, avaliando os atributos do solo, sob diferentes usos, com técnicas multivariadas, os autores observaram que a análise de componente principal e a análise discriminante mostraram de forma clara a ligação ou as alterações nos solos, quando se aplica um manejo específico.

Nesse contexto, Freddi et al. (2008), avaliando a análise multivariada na compactação

de um solo cultivado com milho, concluíram que a classificação multivariada da qualidade física do solo pode contribuir para melhorar o planejamento e controle da produtividade da cultura, bem como a execução das atividades de manejo do solo.

A utilização de técnicas de análise multivariada em estudos sobre solo, possibilita identificar os atributos identificadores de diferentes ambientes, consistindo em uma ferramenta fundamental para direcionar práticas que reduzam o depauperamento do solo (OLIVEIRA et al., 2015). Entretanto, apesar da grande importância dos métodos estatísticos multivariados para interpretações das variações dos atributos do solo, poucos são os trabalhos que fazem uso desta ferramenta, pois a maioria utiliza métodos estatísticos univariados (SILVA et al., 2010a).

5 | MATERIAL E MÉTODOS

5.1 Caracterização do meio físico

O estudo foi realizado em cinco propriedades rurais localizadas ao Sul do Amazonas, mais precisamente no município de Humaitá (Figura 1). Nessas propriedades, foram selecionados quatro ambientes com características naturais (florestas nativas – FN), numeradas de 1 a 4 para diferenciação (FN₁, FN₂, FN₃ e FN₄), servindo como testemunhos nas comparações das médias com os ambientes em usos antrópicos. O emprego de um ambiente como testemunho para cada ambiente em uso justifica-se para que as comparações sejam as mais fiéis, uma vez que, segundo Corrêa et al. (2009), a variação dos atributos do solo na vegetação nativa é muito menor quando se compara com solos de uso agrícola, razão pela qual a vegetação nativa é um referencial para avaliação de solos incorporados a sistemas agrícolas.

Nas mesmas propriedades rurais, foram selecionados cinco ambientes, com diferentes usos antrópicos, dentre eles: pastagem, agrofloresta, mandioca, açaí e reflorestamento. O mesmo testemunho (FN₁) foi utilizado para os ambientes com pastagem e agrofloresta, por serem muito próximos e com as mesmas características de solo.

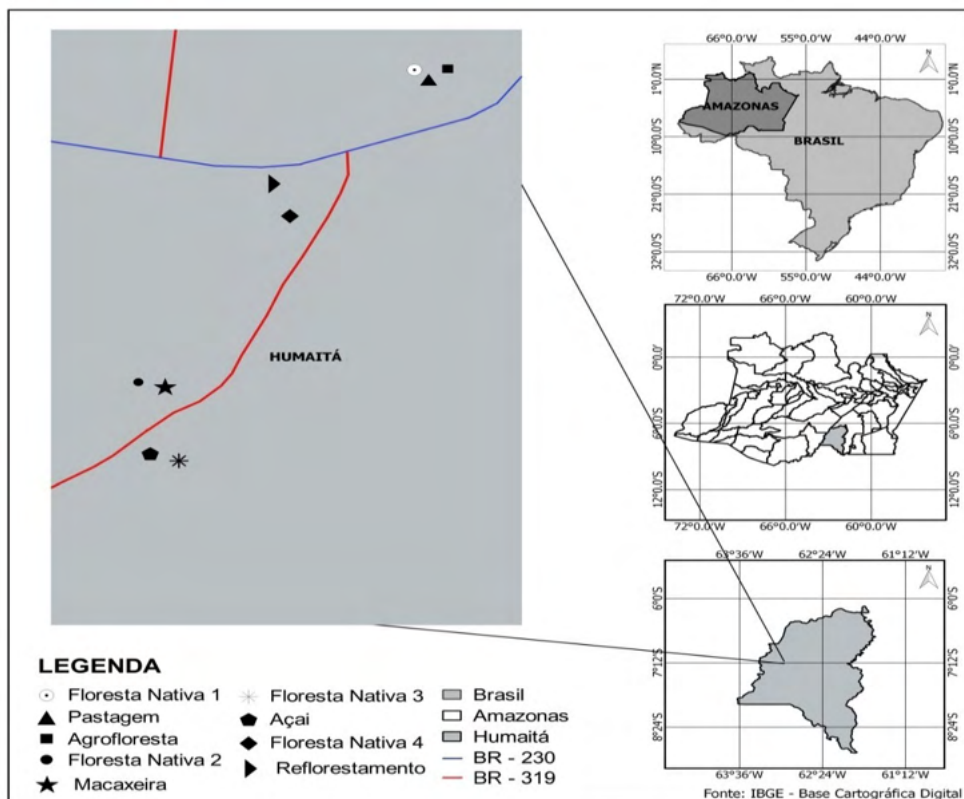


Figura 1. Localizações dos ambientes onde foram realizadas as amostragens, para coleta de solos, em Humaitá, Amazonas.

O ambiente com pastagem está situado nas coordenadas geográficas $7^{\circ}27'23''$ S e $63^{\circ}02'26''$ W, altitude de 62 m, formada com *Brachiaria brizantha* (cv. marandu) e diversas plantas de Tucumã (*Astrocaryum aculeatum*) espalhadas pelo pasto, com mais de 20 anos de implantação, é mantido com baixa lotação de gado. O ambiente com agrofloresta está situado nas coordenadas geográficas $7^{\circ}27'24''$ S e $63^{\circ}02'15''$ W, altitude de 62 m, com aproximadamente 15 anos de implantação, onde foram identificadas espécies como a Andiroba (*Carapa guianensis*), Cupuaçu (*Theobroma grandiflorum*), Açai (*Euterpe oleracea*), Castanha-do-brasil (*Bertholletia excelsa*), Jenipapo (*Genipa americana* L.), Cacau (*Theobroma cacao*), Pupunha (*Bactris gasipaes*) e Tucumã (*Astrocaryum aculeatum*). O ambiente tem acesso de pequenos animais (suínos) criados ao ar livre. O solo destes ambientes é classificado como Argissolo Vermelho Distrófico (EMBRAPA, 2013). Os dois ambientes são próximos, com cerca de 300 m entre seus pontos de coleta, e ambos possuem a mesma floresta nativa para testemunho, estando a pastagem distante cerca de 600 m e a agrofloresta cerca de 900 m dos pontos da floresta nativa (FN₁).

O ambiente cultivado com mandioca (*Manihot esculenta*) está situado nas

coordenadas geográficas 7°47'40" S e 63°10'23" W, altitude de 70 m, com 10 anos de cultivo sucessivo, onde ocorre a prática de gradagem antes de cada plantio, sendo o solo classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo Distrófico (EMBRAPA, 2013). Os pontos de coleta do ambiente com mandioca estão localizados próximos dos pontos da floresta nativa (FN₂), cerca de 200 m.

O ambiente com cultivo de açaí (*Euterpe oleracea*) está situado nas coordenadas geográficas 7°48'55" S e 63°11'08" W, altitude de 70 m, com início do cultivo no ano de 2010, sendo que o mesmo possui sistema de irrigação e recebe adubação de cobertura frequentemente, sendo o solo classificado como Latossolo Amarelo Distrófico (EMBRAPA, 2013). Os pontos de coleta serão próximos dos pontos da floresta nativa (FN₃), cerca de 400 m.

O ambiente com sistema de reflorestamento está situado nas coordenadas geográficas 7°34'45" S e 63°06'54" W, altitude de 65 m, sendo implantada em 2004, para o cultivo de Teca (*Tectona grandis* L.), Mogno (*Swietenia macrophylla* King.), Andiroba (*Carapa guianensis* Aubl.), Jenipapo (*Genipa americana* L.) e pastagem de *Brachiaria brizantha* (cv. marandu) nas entrelinhas destas espécies, caracterizado como sistema silvipastoril, apesar de atualmente não se utilizar mais pastagem. O solo é classificado como Cambissolo Háplico Alítico (EMBRAPA, 2013). Os pontos de coleta estão distantes dos pontos da floresta nativa (FN₄), cerca de 2 km.

O material de origem dos solos da região é proveniente dos sedimentos aluviais antigos, que são cronologicamente oriundos do Holoceno (BRASIL, 1978). O clima da região, segundo a classificação de Köppen, é do tipo tropical chuvoso, com um período seco de pequena duração (Am), com precipitações pluviais entre 2.250 e 2.750 mm anuais (mais concentradas no período de outubro a junho), umidade relativa entre 85 e 90% e temperaturas variando entre 25 e 27 °C (BRASIL, 1978).

5.2 Metodologia de campo

Foram coletadas amostras de solo em nove ambientes, sendo quatro ambientes naturais (fragmentos florestais) e cinco ambientes em diferentes usos antrópicos (pastagem, agrofloresta, mandioca, açaí e reflorestamento). Por meio da abertura de pequenas trincheiras (0,40 m x 0,40 m), nas camadas de 0,00 a 0,05, 0,05 a 0,10 e 0,10 a 0,20 m, foram coletadas amostras deformadas em forma de torrão, acondicionadas em sacos plásticos identificados. Em cada ambiente foram realizadas quatro repetições, em pontos selecionados aleatoriamente. Ao final das coletas, foram obtidas 108 amostras (torrões), sendo encaminhadas ao laboratório, onde estas amostras foram destorroadas, para posterior análise química. Os pontos de coleta tiveram suas coordenadas registradas com o auxílio de um equipamento de Posicionamento Global via Satélite (GPS), da marca Garmin (GPSmap 64S).

5.3 Metodologia de laboratório

Inicialmente, foi realizada uma análise granulométrica das áreas estudadas, afim de caracterizar a textura dos solos, apresentando em média os respectivos valores para areia ($164,61 \text{ g kg}^{-1}$), silte ($452,81 \text{ g kg}^{-1}$) e argila ($382,73 \text{ g kg}^{-1}$). De acordo com os valores, os solos estudados apresentam, em média, textura argilo siltosa.

As análises dos atributos, pH em água, alumínio trocável (Al) e acidez potencial (H+Al) foram realizadas no laboratório de solos e nutrição de plantas do Instituto de Educação, Agricultura e Ambiente – IEAA, da Universidade Federal do Amazonas – UFAM, em Humaitá-AM, enquanto os atributos, fósforo (P) disponível, potássio (K^+), cálcio (Ca^{2+}) e magnésio (Mg^{2+}) trocáveis, foram determinados no laboratório de solos da Universidade Estadual Paulista Júlio Mesquita Filho, campus de Botucatu-SP.

O pH foi determinado potenciométricamente com um pHmetro de bancada utilizando-se relação solo: água de 1:2,5. A acidez potencial foi extraída com solução tamponada (pH 7,0) de acetato de cálcio, sendo determinada volumetricamente com solução de NaOH em presença de fenolftaleína como indicador. O alumínio trocável foi extraído com solução de KCl 1 mol L^{-1} , e sua determinação volumétrica realizada com solução diluída de NaOH (EMBRAPA, 2011).

Os teores de cálcio, magnésio e potássio trocáveis e fósforo disponível, foram determinados utilizando-se o método da resina trocadora de íons (RAIJ et al., 2001). O carbono orgânico (CO) foi determinado pelo método de oxidação por via úmida, com aquecimento externo (YEOMANS e BREMNER, 1988). Com base nos resultados das análises químicas, foram calculadas a soma de bases (SB), CTC potencial (T), CTC efetiva (t), saturação por bases (V) e saturação por alumínio (m).

6 | PROCEDIMENTOS ESTATÍSTICOS

Após a determinação dos atributos químicos dos solos, foram realizadas as análises estatísticas univariada e multivariada. Foi realizada uma análise de variância univariada (ANOVA), para verificar se houve diferença significativa por meio teste F, e quando significativo, as médias dos atributos foram comparadas utilizando o teste de Scott-Knott a 5% de probabilidade, comparando todos os ambientes e, posteriormente, comparando os ambientes em usos antrópicos com seus respectivos testemunhos. Estas análises foram conduzidas com auxílio programa estatístico ASSISTAT versão 7.7 (SILVA e AZEVEDO, 2016).

Para considerar a estrutura multivariada dos dados, utilizaram-se técnicas estatísticas para verificar semelhanças entre as práticas de manejo na tentativa de agrupar os sistemas de uso/atributos químicos. Um gráfico “scree-plot” de autovalores foi criado para determinar

o número de componentes que devem ser excluídos. Esse gráfico ordena os autovalores de acordo com os principais componentes, planejando a porcentagem de variância por cada atributo. Notavelmente, esta análise de componentes deve explicar mais de 70% da variância total (HAIR et al., 2005), e estas constituem as variáveis de resposta escolhidas para a análise de componentes principais (ACP). Posteriormente, foi realizada a análise dos fatores, que permitiu que as relações entre as variáveis fossem explicadas como um número limitado de novas variáveis extraído os principais componentes calculados a partir da matriz de correlação entre as variáveis. Todas as análises multivariadas foram realizadas usando o software Statistica versão 7.0.

7 | RESULTADOS E DISCUSSÃO

7.1 Teste de médias

Na Tabela 1 é apresentado o teste de médias para as variáveis pH em água, P e CO. Quanto ao pH, pode-se observar que em todas as camadas, todos os ambientes apresentam caráter ácido, com valores abaixo de 5, exceto para o ambiente açai na profundidade de 0,00-0,05 m que apresentou pH de 5,11. É possível observar também, que os ambientes que apresentaram maiores valores de pH foram FN₂, mandioca e açai, apresentando diferença significativa ($p < 0,05$) em relação aos demais ambientes em todas as camadas. No ambiente com o cultivo de açai, os valores de pH superiores, em relação aos demais ambientes, podem ser explicados devido nesta área ocorrer frequentes adubações de cobertura na cultura, e isso pode ser evidenciado devido o maior valor de pH na camada mais superficial (0,00-0,05 m), indicando melhor fertilidade do solo nesta camada, em relação a este atributo.

Ambientes	Camadas (m)		
	0,00 - 0,05	0,05 - 0,10	0,10 - 0,20
	----- pH em água -----		
Pastagem	4,32 b	4,38 b	4,35 b
FN ₁	3,93 b	3,90 c	3,91 c
Agrofloresta	4,19 b	4,13 c	4,33 b

FN ₂	4,56 a	4,61 a	4,62 a
Mandioca	4,83 a	4,72 a	4,63 a
FN ₃	4,11 b	4,24 b	4,28 b
Açaí	5,11 a	4,63 a	4,69 a
FN ₄	3,71 b	3,70 c	3,97 c
Reflorestamento	4,25 b	4,35 b	4,30 b
----- P (mg dm ⁻³) -----			
Pastagem	4,92 a	4,18 a	2,62 a
FN ₁	4,37 a	2,87 b	2,01 a
Agrofloresta	5,17 a	3,73 a	2,44 a
FN ₂	2,48 b	2,03 b	2,03 a
Mandioca	4,27 a	4,17 a	2,27 a
FN ₃	4,67 a	2,32 b	1,97 a
Açaí	4,05 a	2,21 b	2,52 a
FN ₄	4,71 a	2,69 b	2,32 a
Reflorestamento	2,55 b	2,32 b	2,01 a
----- CO (g kg ⁻¹) -----			
Pastagem	26,30 b	19,46 b	18,74 a
FN ₁	26,99 b	18,19 b	16,07 b
Agrofloresta	28,84 a	21,75 a	16,57 b
FN ₂	20,34 c	17,98 b	11,31 d
Mandioca	18,64 c	18,71 b	14,89 c
FN ₃	15,65 d	11,55 d	8,20 f
Açaí	16,85 d	9,77 e	8,81 f
FN ₄	18,62 c	12,85 c	10,09 e
Reflorestamento	10,63 e	9,87 e	8,42 f

FN₁= Floreta nativa 1; FN₂= Floreta nativa 2; FN₃= Floresta nativa 3; FN₄= Floresta nativa 4; P= fósforo; CO= Carbono orgânico. Médias seguidas de mesma letra na coluna, não diferem entre si pelo teste de Skott-Knott ($p<0,05$).

Tabela 1. Teste de médias para pH em água, P e CO, nas camadas de 0,00-0,05, 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m, em diferentes ambientes no município de Humaitá-AM.

Valores baixos de pH são comuns em solos da região sul do Amazonas, como mostra os trabalhos de Campos et al. (2012), Mantovanelli et al. (2015) e Aquino et al. (2016), que encontraram valores de pH abaixo de 5, o que caracteriza acidez aos solos desta região. Nesse sentido, segundo Reis et al. (2009) a principal causa dos baixos valores de pH nos solos da região amazônica é a elevada perda de bases trocáveis e consequente concentração de íons H⁺ ao solo, provocada pelo processo de intemperismo influenciado pelas altas temperaturas e longos períodos de precipitação.

Segundo Mantovanelli et al. (2015), em ambientes nativos amazônicos, a baixa

fertilidade desses solos em relação ao pH, pode ser justificada pela ocorrência de queimadas periódicas durante o período seco do ano, sendo que tal ocorrência influencia diretamente na perda de nutrientes e matéria orgânica por lixiviação, devido à não cobertura do solo.

No que diz respeito ao P, houve diferença significativa entre as médias nas camadas de 0,00-0,05 e 0,05-0,10 m, na camada mais superficial os ambientes FN₂ e reflorestamento apresentaram valores significativamente inferiores aos demais, já na camada de 0,05-0,10 m os ambientes pastagem, agrofloresta e mandioca foram superiores estatisticamente em relação aos demais, com 4,18, 3,73 e 4,17 mg dm⁻³ de P, respectivamente (Tabela 1). De forma geral, nota-se uma diminuição do teor de P a medida em que aumenta a profundidade, confirmando a característica deste nutriente em ser pouco móvel no solo.

Na maioria dos solos da região amazônica, exceto áreas de terra preta de índio, os teores de P geralmente são muito baixos, como mostra os estudos de Campos et al. (2010) e Campos et al. (2012). Entretanto, em seu estudo Oliveira et al. (2015) encontraram valores elevados de P para as áreas de floresta (6,09 mg dm⁻³) e agrofloresta (8,19 mg dm⁻³) na camada de 0,00-0,10 m, valores estes acima dos encontrados no presente estudo.

O ambiente com mandioca apresentou diferença significativa ($p < 0,05$) em relação ao seu testemunho (FN₂), nas camadas de 0,00-0,05 e 0,05-0,10 m, tendo valores de P superiores. De forma contrária, o ambiente de reflorestamento obteve valor de P inferior ao de seu testemunho (FN₄), na camada de 0,00-0,05 m, diferenciando estatisticamente. O maior valor de P no ambiente com mandioca, em relação à FN₂, pode ser explicado devido antes de cada plantio ser realizada a gradagem da área, incorporando material orgânico no solo, que conseqüentemente favorece o aumento de nutrientes, como o P.

Com relação ao CO, observa-se que nas camadas de 0,00-0,05 e 0,05-0,10 m, o ambiente de agrofloresta apresentou média com diferença significativa, sendo superior em relação aos demais ambientes, já na camada de 0,10-0,20 o ambiente com pastagem obteve maior média de CO. Por outro lado, o ambiente de reflorestamento apresentou baixos valores de CO em todas as camadas de solo. Altos teores de CO nas camadas superficiais do ambiente com agrofloresta, pode está associado à grande variedade de espécies florestais e frutíferas na área, que favorecem a maior cobertura vegetal. Cunha et al. (2017), avaliando os atributos físicos e estoque de carbono do solo em áreas de terra preta, também atribuíram os maiores valores de CO à elevada concentração de cobertura vegetal em área de feijão guandu.

Observou-se o decréscimo do teor de CO com o aumento da profundidade em todas os ambientes, fato este também observado por Bezerra et al. (2013) e Mantovanelli et al. (2015), onde atribuem este padrão em função da maior deposição de matéria orgânica em superfície, que é intensificada devido ao aporte de resíduos vegetais mais lignificados em comparação as plantas cultivadas e, também, devido à ausência de influência antrópica.

Na comparação dos ambientes em usos antrópicos com seus respectivos testemunhos, percebe-se que houve diferenças significativas ($p < 0,05$) no CO em pastagem e mandioca somente na camada de 0,10-0,20 m, em agrofloresta nas camadas de 0,00-0,05 e 0,05-0,10 m, em açaí na camada de 0,05-0,10 m e em reflorestamento nas três camadas. Verificou-se que os ambientes antropizados, na maioria dos casos, apresentaram médias superiores estatisticamente em relação aos seus testemunhos, exceto para açaí na camada de 0,05-0,10 m, que tem como testemunho a FN₃, e para reflorestamento em todas as camadas, tendo como testemunho a FN₄. Resultados estes que não corroboram totalmente com o trabalho de Loss et al. (2015), onde encontraram maiores teores de CO em área de mata nativa.

O Al³⁺ apresentou valores elevados em todos os ambientes, nas três camadas estudadas (Tabela 2), de acordo com o guia prático para interpretação de resultados de análise de solos (SOBRAL et al., 2015), sendo isto não desejável para o bom desenvolvimento das culturas. Houve diferença significativa ($p < 0,05$) entre os ambientes em todas as camadas, observou-se que o ambiente FN₄ obteve os maiores valores de Al³⁺ enquanto o ambiente com açaí na profundidade de 0,00-0,05 apresentou o menor teor (1,35 cmol_c dm⁻³), acompanhando as variações de pH. Valores baixos de Al³⁺ no ambiente com açaí, principalmente na camada superficial, pode ser atribuído às adubações periódicas realizadas na área cultivada, afim de melhorar a qualidade química do solo. Corroborando, Mantovanelli et al. (2015) dizem que a diminuição do alumínio trocável em ambientes manejados decorre, principalmente, dos efeitos da calagem, os quais contribuem para a neutralização desse elemento no solo.

Ambientes	Camadas (m)		
	0,00 - 0,05	0,05 - 0,10	0,10 - 0,20
	----- Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³) -----		
Pastagem	4,80 c	6,90 a	6,65 a
FN ₁	7,58 b	8,18 a	7,70 a

Agrofloresta	7,53 b	7,88 a	7,98 a
FN ₂	7,00 b	6,28 b	5,50 b
Mandioca	3,70 c	3,68 b	3,40 c
FN ₃	7,10 b	8,08 a	8,15 a
Açaí	1,35 d	5,03 b	5,88 b
FN ₄	8,93 a	9,03 a	8,00 a
Reflorestamento	2,15 d	4,73 b	6,13 b
----- H + Al (cmol _c dm ⁻³) -----			
Pastagem	16,38 a	15,39 a	13,33 a
FN ₁	4,58 c	3,96 c	4,25 d
Agrofloresta	6,31 c	6,11 c	4,75 d
FN ₂	7,84 c	5,41 c	3,30 d
Mandioca	6,23 c	7,55 b	4,38 d
FN ₃	5,16 c	4,87 c	5,08 d
Açaí	2,52 c	4,95 c	5,45 d
FN ₄	11,96 b	8,87 b	8,21 b
Reflorestamento	5,20 c	5,82 c	6,27 c
----- m (%) -----			
Pastagem	73,77 a	83,94 a	84,00 a
FN ₁	85,61 a	89,63 a	87,68 a
Agrofloresta	86,61 a	86,89 a	90,38 a
FN ₂	86,46 a	85,09 a	82,76 a
Mandioca	57,12 b	58,44 b	69,67 c
FN ₃	82,49 a	86,57 a	85,80 a
Açaí	21,38 c	66,75 b	75,30 b
FN ₄	90,92 a	91,03 a	89,90 a
Reflorestamento	50,60 b	73,59 b	79,40 b

FN₁= Floreta nativa 1; FN₂= Floreta nativa 2; FN₃= Floresta nativa 3; FN₄= Floresta nativa 4; Al³⁺= Alumínio trocável; H+Al= Acidez potencial; m= Saturação por alumínio. Médias seguidas de mesma letra na coluna, não diferem entre si pelo teste de Skott-Knott ($p < 0,05$).

Tabela 2. Teste de médias para Al³⁺, H+Al e m, nas camadas de 0,00-0,05, 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m, em ambientes naturais e antropizados no município de Humaitá-AM.

Em seu estudo, Freitas et al. (2017), avaliando a qualidade física e química e física do solo sob diferentes sistemas de manejo, também encontraram maiores valores de Al³⁺ em área de vegetação nativa e menores valores em área cultivada, atribuindo isto à realização de correções químicas do solo nos ambientes cultivados, repondo os nutrientes exportados pela produção e/ou, perdidos pela erosão e lixiviação.

Comparando os ambientes antropizados com seus respectivos testemunhos, verificou-se que apenas para os ambientes de pastagem, nas camadas de 0,05-0,10 e

0,10-0,20 m, agrofloresta em todas as camadas e mandioca na camada de 0,05-0,10 m, não houve diferença significativa entre as médias de Al^{3+} . Segundo Mantovanelli et al. (2016), em ambientes amazônicos, como os campos naturais, os altos teores de Al trocável pode ser um indicador do efeito do baixo aporte e produção de compostos orgânicos nesse ambiente, que não apresenta capacidade de complexação do Al. Complementando, Sobral et al. (2015) afirmam que a presença de alumínio no solo pode inibir o crescimento radicular e influenciar na disponibilidade de outros nutrientes e processos como a mineralização da matéria orgânica.

O ambiente com pastagem apresentou maiores médias de H+Al, diferindo estatisticamente dos demais ambientes, em todas as camadas estudadas (Tabela 2). Quanto aos ambientes com uso antrópico e seus testemunhos, houve diferença significativa entre pastagem e FN_1 , em todas as camadas, entre mandioca e FN_2 na camada de 0,05-0,10 m e entre reflorestamento e FN_4 nas três camadas.

No ambiente sob pastagem ocorre queimas recorrentes no período seco do ano, fato comum na região que os produtores usam para renovar as pastagens, no entanto este processo pode estar contribuindo para os valores elevados de H+Al neste ambiente, uma vez que, em seus trabalhos Heringer et al. (2002) e Matos et al. (2012), também encontraram maiores valores de acidez potencial em ambientes submetidos à queima.

Vale ressaltar que o uso do solo para fins agrícolas que reduzem a matéria orgânica e o processo de acidificação do solo, causado por muitos fatores, pode aumentar consideravelmente o H+Al, principalmente nas camadas mais profundas (MATOS et al., 2012). Nesse contexto, com o aumento da acidez potencial em profundidade há limitação na expansão do sistema radicular, dificultando assim o acesso a água e aos nutrientes que se encontram nas camadas mais profundas do solo (MANTOVANELLI et al., 2016).

Por outro lado, Cardoso et al. (2011), avaliando a qualidade física e química do solo sob vegetação nativa e pastagem, verificaram que a H+Al foi significativamente mais alta nos ambientes sem intervenção antrópica, sendo dominada pela presença de íons H^+ e baixos teores de Al^{3+} . Sendo assim, Canellas et al. (2003) afirmam que a matéria orgânica do solo pode se constituir em uma importante fonte de acidez potencial nos solos tropicais.

Quanto à saturação por alumínio (m), houve diferença significativa ($p < 0,05$) entre os ambientes, em todas as camadas, apresentando comportamento similar ao Al^{3+} , com maiores valores observados no ambiente FN_4 . Verificou-se que apenas o ambiente com açaí, na camada de 0,00-0,05 m, apresentou valor bem abaixo (21,38%) dos outros ambientes, os demais valores variaram entre 50,60% e 91,03%, como pode ser observado, são valores considerados altos para este atributo, ou seja, não desejáveis. Não houve diferença significativa apenas entre os ambientes pastagem e agrofloresta em comparação com seu respectivo testemunho (FN_1), em todas as camadas avaliadas.

Valores semelhantes de saturação por alumínio foram encontrados por Campos et al. (2010) em uma topossequência de transição campos/floresta em Humaitá, AM, com os valores variando entre 81,4% e 90,5%, indicando uma baixa fertilidade destes solos. Nesse contexto Moreira e Fageria (2009) relataram que os solos do estado do Amazonas apresentam, em média, 76% de saturação por alumínio alta ou muito alta, sendo atribuído tal fato ao avançado do estágio de intemperismo dos solos desta região.

Na Tabela 3 observa-se que os teores de K^+ apresentaram diferença significativa ($p < 0,05$) entre os ambientes, apenas na camada de 0,05-0,10 m, sendo o ambiente sob cultivo de mandioca, com valor superior aos demais ($0,23 \text{ mmol}_c \text{ dm}^{-3}$). O mesmo é observado quando comparados os ambientes antropizados e seus testemunhos, indicando que houve pouca influência do manejo em relação a este atributo, corroborando com Moline e Coutinho (2015). Entretanto, os valores de K^+ observados são inferiores aos encontrados por Aquino et al. (2014) e Oliveira et al. (2015) em solos da região sul do Amazonas. Baixos teores de K encontrados nos solos estudados, pode estar associado à fácil lixiviação deste elemento pela água da chuva (SILVA et al., 2011), que são comuns na região de estudo.

Em seu trabalho, Martins et al. (2015) observaram que em geral, os teores de potássio tendem a decrescer com o tempo de uso do solo para atividades agrícolas, dessa forma, se faz necessária a reposição deste nutriente devido ter elevada exportação pelas culturas.

Ambientes	Camadas (m)		
	0,00 - 0,05	0,05 - 0,10	0,10 - 0,20
----- K^+ ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$) -----			
Pastagem	0,15 a	0,08 b	0,06 a
FN ₁	0,09 a	0,05 b	0,03 a
Agrofloresta	0,06 a	0,04 b	0,03 a
FN ₂	0,10 a	0,07 b	0,06 a
Mandioca	0,21 a	0,23 a	0,15 a
FN ₃	0,08 a	0,04 b	0,03 a
Açaí	0,10 a	0,03 b	0,03 a
FN ₄	0,06 a	0,03 b	0,03 a
Reflorestamento	0,14 a	0,09 b	0,08 a
----- Ca^{2+} ($\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$) -----			
Pastagem	1,02 b	0,80 b	0,87 a
FN ₁	0,92 b	0,73 b	0,87 a
Agrofloresta	0,89 b	0,97 b	0,73 a
FN ₂	0,82 b	0,85 b	0,95 a
Mandioca	1,79 b	1,36 a	0,99 a
FN ₃	1,02 b	0,85 b	1,02 a

Açaí	3,30 a	1,68 a	1,39 a
FN ₄	0,68 b	0,75 b	0,80 a
Reflorestamento	0,33 b	1,21 a	1,19 a
----- Mg ²⁺ (mmol _c dm ⁻³) -----			
Pastagem	0,51 c	0,41 b	0,33 a
FN ₁	0,25 c	0,17 b	0,19 b
Agrofloresta	0,20 c	0,15 b	0,10 b
FN ₂	0,18 c	0,16 b	0,16 b
Mandioca	0,93 b	0,88 a	0,32 a
FN ₃	0,40 c	0,32 b	0,28 a
Açaí	1,77 a	0,70 a	0,52 a
FN ₄	0,16 c	0,11 b	0,08 b
Reflorestamento	0,49 c	0,36 b	0,29 a

FN₁= Floreta nativa 1; FN₂= Floreta nativa 2; FN₃= Floresta nativa 3; FN₄= Floresta nativa 4; K⁺= Potássio trocável; Ca²⁺= Cálcio trocável; Mg²⁺= Magnésio trocável. Médias seguidas de mesma letra na coluna, não diferem entre si pelo teste de Skott-Knott ($p < 0,05$).

Tabela 3. Teste de médias para os teores de K⁺, Ca²⁺ e Mg²⁺, nas camadas de 0,00-0,05, 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m, em ambientes naturais e antropizados no município de Humaitá-AM.

Quanto ao Ca²⁺, observou-se que na profundidade de 0,10-0,20 m não houve diferença significativa entre os ambientes e que na camada de 0,00-0,05 m, apenas o ambiente açaí obteve média superior estatisticamente aos demais (3,30 mmol_c dm⁻³) e na camada de 0,05-0,10 m, os ambientes açaí, mandioca e reflorestamento apresentaram médias superiores em relação aos demais ambientes, diferindo estatisticamente (Tabela 3). Houve diferença significativa entre o ambiente açaí com seu testemunho (FN₃), nas camadas de 0,00-0,05 e 0,05-0,10 m, e entre os ambientes mandioca e reflorestamento com seus respectivos testemunhos (FN₂ e FN₄), somente na camada de 0,05-0,10 m, sendo os ambientes testemunhos apresentando os menores valores de Ca²⁺.

Na maioria dos casos o teor de Ca²⁺ foi maior nos ambientes antropizados e menor nos ambientes com vegetação nativa, corroborando com Carneiro et al. (2009 a) que encontraram maiores teores Ca²⁺, Mg²⁺ e P em áreas manejadas, sendo dessa forma coerente, pois nos ambientes nativos não houve correção e adubação do solo e se trata de solo originalmente distróficos. Por outro lado, Jakelaitis et al. (2008) relatam a diminuição de Ca²⁺ e Mg²⁺ em decorrência da retirada da mata original para cultivo, justificado pelo mal manejo do solo e a remoção contínua das plantas, entre outros fatores.

O Mg²⁺ apresentou diferença significativa ($p < 0,05$) entre os ambientes, em todas as camadas estudadas, tendo o ambiente cultivado com açaí as maiores médias deste nutriente, já o ambiente FN₄ apresentou os menores valores nas três camadas (Tabela 3). Quanto à comparação entre os ambientes antropizados com seus testemunhos, verificou-

se que entre pastagem e FN₁, houve diferença significativa apenas na camada de 0,10-0,20 m, entre mandioca e FN₂, houve diferença significativa em todas as camadas, entre açai e FN₃, diferença significativa foi observada nas camadas de 0,00-0,05 e 0,05-0,10 m e entre reflorestamento e FN₄, houve diferença significativa somente na camada de 0,10-0,20 m.

Pedrotti et al. (2015) e Santos et al. (2017), observaram em seus estudos que maior quantidade de Mg²⁺ estava disposta na camada mais profunda do solo, ao contrário do presente estudo, onde o foi observado que os maiores teores de Mg²⁺ se concentraram na camada de 0,00-0,05 m. Porém, Melo et al. (2017) avaliando a qualidade química e biológica do solo em diferentes sistemas de uso em ambiente de savana, verificaram que a concentração do cátion Mg²⁺ apresentou redução dos valores com o aumento da profundidade. Nesse contexto, Costa et al. (2007) afirmam que a tendência é de que ocorra redução dos teores das bases trocáveis à medida que aumenta a profundidade do solo, uma vez que o efeito da calagem nessas regiões é menos intenso.

Na Tabela 4 são apresentados os valores de T, t e V. Observou-se que, em todas as camadas, o ambiente sob pastagem obteve maiores valores de T, diferindo estatisticamente, muito em função dos elevados valores de H+Al para o mesmo ambiente, uma vez que a T representa a soma das bases (K⁺, Ca²⁺ e Mg²⁺) com a H+Al. Houve diferença significativa entre os ambientes sob pastagem, em todas as camadas, mandioca na camada de 0,05-0,10 m, açai na camada de 0,10-0,20 m e reflorestamento nas três camadas com seus respectivos ambientes testemunhos.

Ambientes	Camadas (m)		
	0,00 - 0,05	0,05 - 0,10	0,10 - 0,20
----- T (cmol _c dm ⁻³) -----			
Pastagem	18,05 a	16,68 a	14,58 a
FN ₁	5,84 c	4,91 c	5,34 c
Agrofloresta	7,48 c	7,26 c	5,60 c
FN ₂	8,95 c	6,48 c	4,47 c
Mandioca	9,16 c	10,01 b	5,84 c
FN ₃	6,66 c	6,08 c	6,40 c
Açai	7,69 c	7,35 c	7,37 b
FN ₄	12,86 b	9,77 b	9,11 b
Reflorestamento	7,17 c	7,48 c	7,83 b
----- t (cmol _c dm ⁻³) -----			
Pastagem	6,47 b	8,19 a	7,91 b
FN ₁	8,84 a	9,13 a	8,80 a
Agrofloresta	8,69 a	9,03 a	8,83 a
FN ₂	8,12 a	7,36 b	6,67 c

Mandioca	6,63 b	6,14 b	4,87 d
FN ₃	8,60 a	9,29 a	9,48 a
Açaí	6,51 b	7,43 b	7,80 b
FN ₄	9,82 a	9,92 a	8,91 a
Reflorestamento	4,12 c	6,39	7,68 b
----- V (%) -----			
Pastagem	9,48 c	7,87 b	8,55 b
FN ₁	22,74 b	22,31 a	20,38 a
Agrofloresta	15,60 c	15,81 b	14,99 b
FN ₂	12,42 c	17,18 b	26,91 a
Mandioca	33,35 b	26,49 a	26,21 a
FN ₃	23,66 b	20,75 a	20,72 a
Açaí	70,87 a	33,51 a	27,32 a
FN ₄	7,07 c	9,11 b	9,78 b
Reflorestamento	27,52 b	22,45 a	19,94 a

FN₁= Floreta nativa 1; FN₂= Floreta nativa 2; FN₃= Floresta nativa 3; FN₄= Floresta nativa 4; T= CTC potencial; t= CTC efetiva; V= saturação por bases. Médias seguidas de mesma letra na coluna, não diferem entre si pelo teste de Skott-Knott ($p < 0,05$).

Tabela 4. Teste de médias para T, t e V, nas camadas de 0,00-0,05, 0,05-0,10 e 0,10-0,20 de solo, em ambientes naturais e antropizados no município de Humaitá-AM.

Segundo Ronquin (2010), se a CTC do solo está ocupada por cátions essenciais como Ca, Mg e K, pode-se considerar este um solo bom para a nutrição das plantas. Em compensação, se grande parte da CTC estiver ocupada por cátions potencialmente tóxicos como H⁺ e Al, este será um solo pobre (PEREIRA e THOMAZ, 2015). Portanto, a CTC é uma característica química fundamental ao manejo adequado da fertilidade do solo (MARTINS et al., 2015).

Silva Júnior et al. (2012) destacam a conversão da mata nativa para áreas de pastagem e cultivo agrícola como fator de diminuição da T, que é influenciada pela acidez potencial do solo, no entanto, estes dados não corroboram com o presente estudo, uma vez que maior valor deste atributo foi encontrado em área de pastagem.

A CTC efetiva (t) apresentou diferença significativa ($p < 0,05$) entre os ambientes estudados, para as três camadas, tendo os maiores valores observados para o ambiente FN₄, variando de 8,91 a 9,92 cmol_c dm⁻³. Quanto aos ambientes antropizados em seus testemunhos, observou-se que não houve diferença significativa entre pastagem e FN₁ na camada de 0,05-0,10 m, entre agrofloresta e FN₁ em todas as camadas e entre mandioca e FN₂ na camada de 0,05-0,10 m, nas demais comparações as diferenças foram significativas.

A t reflete a capacidade de troca de cátions efetiva do solo, ou seja, a capacidade do solo em reter cátions em seu pH natural (FERRAZ et al., 2017) De acordo com Alvarez et al. (1999), a maioria dos valores de t encontrados neste trabalho, variam entre bom e muito

bom. Segundo Bortoluzzi et al. (2009), em solos tropicais e subtropicais, a matéria orgânica do solo é responsável por 75 a 90 % da CTC do solo.

A CTC é de grande importância no que diz respeito à fertilidade do solo, uma vez que indica a capacidade total de retenção de cátions, os quais, em geral, irão tornar-se disponíveis às plantas, assim, mesmo estando a V abaixo de 50% a quantidade de cátions retida está acima do mínimo recomendado para a maioria das culturas agrícolas (CARNEIRO et al., 2016).

Por sua vez, a saturação por bases (V) também apresentou diferença significativa ($p < 0,05$) entre os ambientes, em todas as camadas estudadas. Com exceção do ambiente açai, na camada de 0,00-0,05 m, todos os ambientes apresentaram valores de V com caráter distrófico, ou seja, abaixo de 50%, resultados semelhantes forma encontrados por Santos et al. (2012) em solos de uma topossequência no município de Humaitá-AM. Na camada 0,00-0,05 m, o ambiente cultivado com açai apresentou valor de $V=70,87\%$, indicando que a correção e constantes adubações do solo, favoreceram ao aumento das bases trocáveis no solo.

Os menores valores foram observados nos ambientes pastagem e FN_4 , não chegando a atingir 10%. Comparando os ambientes com intervenção antrópica e seus testemunhos, observou-se que não houve diferença significativa, apenas entre os ambientes mandioca e FN_2 , na camada de 0,10-0,20 m, e entre os ambientes açai e FN_3 , nas camadas de 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m.

A saturação por bases é um atributo importante quando se deseja verificar a qualidade química do solo, uma vez que, segundo Matiello et al. (2010), a fertilidade do solo é expressa pelo V (%). Dessa forma, é recomendado o manejo adequado solo, afim de aumentar os valores deste atributo, favorecendo a adequado crescimento de plantas.

7.2 Análises multivariadas

A relação de variabilidade acumulada para os atributos químicos estudados nos diferentes ambientes explicou entre 59% a 72% da variância extraível nas diferentes profundidades avaliadas (Tabela 5 e Figura 2), conforme Hair et al. (2005) o acúmulo de 70% da variância total pode representar graficamente o poder discriminante dos atributos do solo e contribuição de cada variável na variância total. Desta forma a camada de 0,10-0,20 m, nas condições dos solos estudado, em diferentes ambientes, pode não representar as propriedades químicas para fins de fertilidade do solo.

Conforme o padrão de variabilidade a partir das componentes principais, a camada de 0,00-0,05 m correspondeu com 70% da variabilidade acumulada nas componentes principais 1 e 2, com destaque para T (34%), H+Al (26%) e P (18%), na camada de 0,05-0,10 m houve acúmulo de 72%, sendo T (29%), H+Al (29%) e P (18%) e na camada de 0,10-0,20 m correspondendo com 59%, sendo T (30%), H+Al (29%) e P (13%) conforme apresentado na Tabela 5. Oliveira et al. (2017) estudando atributos químicos em sistemas

de cultivo no Sul do Amazonas, encontraram variabilidade acumulada entre 83% para a camada de 0,00-0,10 m e 74% para camada de 0,10-0,20 m, contextualizando desta forma o efeito de redução na variabilidade em profundidade.

Variáveis	0,00-0,05 m		0,05-0,10 m		0,10-0,20 m	
	PC1	PC2	PC1	PC2	PC1	PC2
pH em água	10,093	1,100	10,305	0,053	9,880	1,701
P	0,142	17,980	0,912	17,332	0,261	12,381
CO	2,852	7,945	0,019	9,184	1,496	7,353
Al ³⁺	11,037	0,001	12,337	0,003	11,976	0,969
H+Al	4,690	22,025	0,261	29,149	2,881	27,864
K ⁺	3,532	9,647	7,948	3,540	4,596	2,586
Ca ²⁺	12,053	1,232	11,083	0,750	7,932	0,111
Mg ²⁺	12,221	2,976	12,165	0,977	8,774	5,073
SB	12,560	2,209	13,695	0,033	12,412	1,979
T	1,180	33,065	0,049	29,124	1,392	29,676
T	3,821	1,299	8,137	0,024	7,380	0,436
V	12,383	0,188	8,356	9,819	13,435	8,081
m	13,436	0,333	14,733	0,012	17,586	1,789
Variabilidade acumulada (%)	70,12		72,47		59,81	

Tabela 5. Contribuição das componentes principais dos atributos químicos em diferentes ambientes no município de Humaitá, AM.

O gráfico “scree plot” (Figura 2) a partir dos autovalores confirmam que o primeiro e o segundo componentes principais foram necessários para explicar a variância total, pois apresentam valores elevados (7,01 e 1,08 na camada de 0,00-0,05 m, 6,87 e 1,06 na camada de 0,05-0,10 m e 5,21 e 1,00 na camada de 0,10-0,20 m), justificando assim o uso da análise de componentes principais 1 (PC1) e análise de componentes principais 2 (PC2) (KAISER, 1958).

Segundo Mardia et al. (1992) a utilização de um número de fatores que reflita pelo menos 70% da variabilidade das variáveis originais é adequada. Esta margem é respeitada por diversos autores como, Melo e Silva (2014), Paye et al. (2012). Após a escolha do número de fatores a serem utilizados, prosseguiu-se com a obtenção das cargas fatoriais e a rotação dos fatores, apresentada na Tabela 6. As cargas fatoriais em negrito denotam aquelas que mais influenciam em determinado fator, para a situação do presente estudo os fatores 1 e 2 foram os que apresentaram as maiores cargas correspondentes.

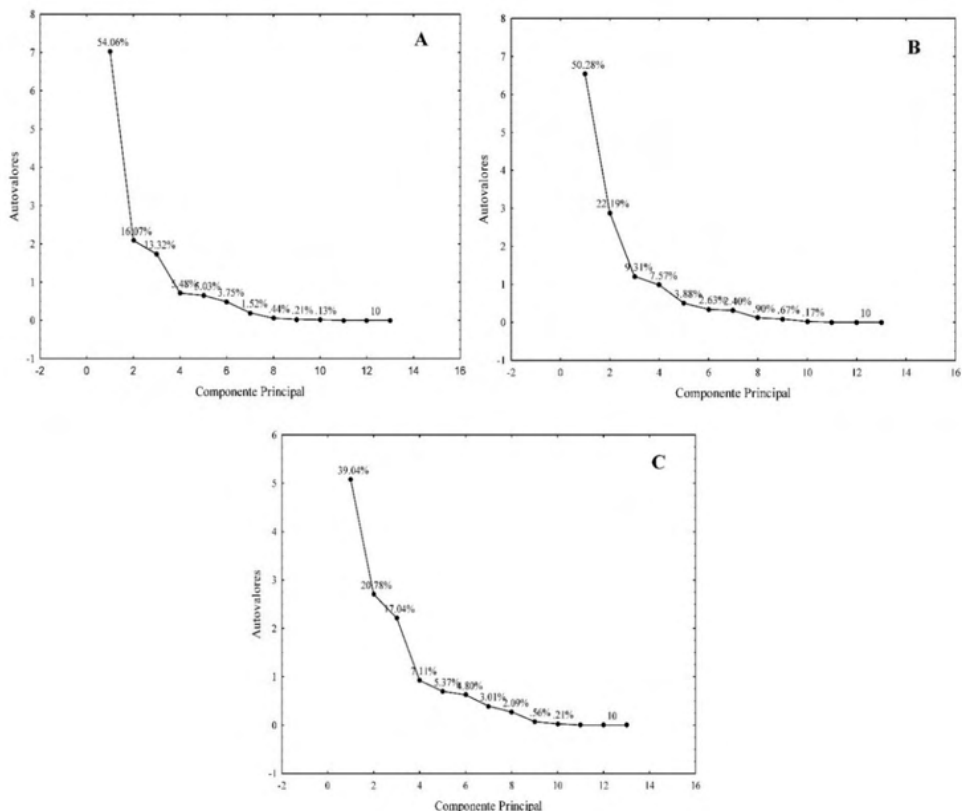


Figura 2. Relação de variação de conjunto de dados explicada pela componente principal (PC) e contribuição de cada variável na variância total por “scree plot”. A = Camada de 0,00-0,05 m; B = Camada de 0,05-0,10 m; C = Camada de 0,10-0,20 m.

Por meio da Tabela 6 observa-se que nas diferentes camadas avaliadas para os ambientes estudados, os mesmos apresentam diferentes cargas fatoriais. Nas camadas de 0,00-0,05 m e 0,05-0,10 m os Fatores 1 e 2 apresentaram como cargas fatoriais mais altas os atributos pH, P, Al^{3+} , H+Al, K^+ , Ca^{2+} , Mg^+ , SB, t, V e m, denominado como os fatores que descrevem a disponibilidade de nutrientes. Frade et al. (2015) encontraram resultados semelhantes estudando atributos físico-químicos por métodos multivariados, destacando assim o efeito de variáveis mais relacionadas com a química dos colóides do solo, apresentando relação direta com as variáveis descritas acima a partir das cargas fatoriais.

Variáveis	0,00-0,05 m		0,05-0,10 m		0,10-0,20 m	
	PC1	PC2	PC1	PC2	PC1	PC2
pH	-0,842*	0,152	-0,821*	0,039	-0,708*	0,214
P	0,100	0,613	-0,244	0,707*	0,115	0,578

CO	0,448	0,407	0,035	0,515	0,276	0,446
Al ³⁺	0,881*	-0,004	0,898*	0,009	0,780*	-0,162
H+Al	0,574	0,678	0,131	0,917*	0,382	0,868*
K ⁺	-0,498	0,449	-0,721*	0,320	-0,483	0,264
Ca ²⁺	-0,920*	0,160	-0,851*	-0,147	-0,634	0,055
Mg ²⁺	-0,927*	0,249	-0,892*	0,168	-0,667	0,370
SB	-0,940*	0,215	-0,946*	0,031	-0,794*	0,231
T	0,288	0,831*	-0,056	0,917*	0,266	0,895*
t	0,518	0,165	0,729*	0,026	0,612	-0,109
V	-0,933*	-0,063	-0,739*	-0,532	-0,826*	-0,467
m	0,972*	-0,083	0,981*	-0,019	0,945*	-0,220

CO = Carbono orgânico; Al³⁺ = Alumínio trocável; H+Al = Acidez potencial; SB = Soma de bases; T = CTC potencial; t = CTC efetiva; V = Saturação por bases; m = Saturação por alumínio. * = significativos

Tabela 6. Cargas fatorias extraídas por componentes principais, em ambientes naturais e antropizados no município de Humaitá, AM.

O CO nas condições do presente estudo não foi considerado como variável química correspondente que contribui diretamente para a qualidade do solo. Em sistemas de cultivos amazônicos a perda da matéria orgânica, associada a degradação dos solos, principalmente a compactação e o acelerado processo de intemperismo, favorece ao baixo aporte de matéria orgânica (MO) e conseqüentemente redução dos níveis de CO. Em função dos usos de pastagem, mandioca e açaí em que ocorre o baixo aporte de MO e os solos apresentam maior susceptibilidade a degradação, este é um fator que pode auxiliar na condição de não contribuição da variável CO nas cargas fatorias. Mantovanelli et al. (2015) estudando o efeito do manejo nos atributos do solo, encontraram relação inversa do CO com manejos que desgastam a composição química do solo, desta forma tais manejos devem ser monitorados como critério de manutenção do CO.

A representação gráfica biplot (entre CP1 e CP2) (Figura 3) permitiu caracterizar as variáveis químicas que mais discriminaram na formação dos agrupamentos dos respectivos manejos estudados. Nesta condição, observa-se que as profundidades avaliadas apresentam diferentes padrões de relação com os sistemas estudados, indicando assim inicialmente a ampla variabilidade que existe nestes ambientes. Freitas et al. (2014), Freitas et al. (2015b), Oliveira et al. (2015) e Mantovanelli et al. (2015) encontraram diferentes padrões de associação entre grupos de variáveis associadas ao manejo adotado em áreas de reflorestamento, mata nativa e cana-de-açúcar, indicando assim que apesar da similaridade no material de origem, os manejos adotados influenciam de forma generalizada nos atributos químicos.

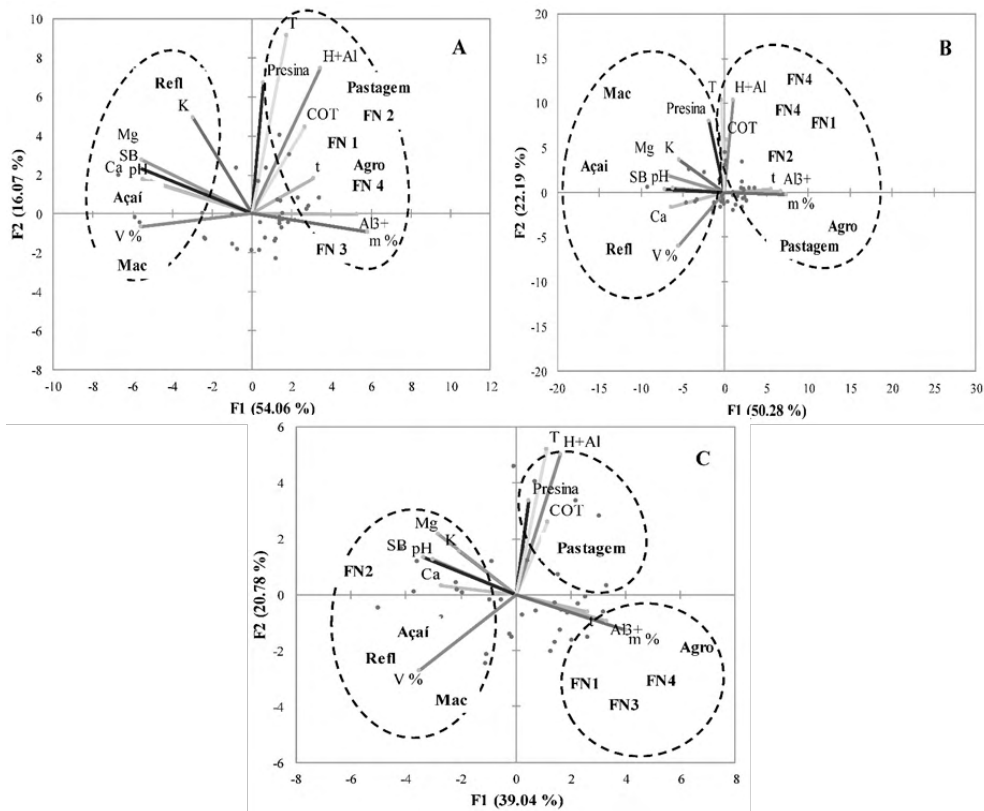


Figura 3. Análise de componentes principais de atributos químicos do solo em ambientes naturais e antropizados em Humaitá, AM. A = Camada de 0,00-0,05 m; B = Camada de 0,05-0,10 m; C = Camada de 0,10-0,20 m.

A partir da Figura 3A e 3B caracterizada pela camada de 0,00-0,05 m e 0,05-0,10 m respectivamente, observa-se a formação de dois grupos específicos, sendo caracterizado pelo grupo I os ambientes de FN₁, FN₂, FN₃, FN₄, pastagem e agrofloresta, os quais estão relacionados com as variáveis químicas H+Al, Al³⁺, m, CO e P. O grupo II é formado pelos ambientes de açai, mandioca e reflorestamento, tendo relação direta os atributos K⁺, Ca²⁺, Mg²⁺, SB, V e pH. Conforme o pressuposto de haver uma relação inversa entre o uso de um solo e uma adequada qualidade desse solo, esperava-se encontrar melhores índices químicos do solo na mata do que nos demais ambientes. Esta condição também foi verificada por Freitas et al. (2014), o qual associou aos scores das cargas fatoriais e peso de contribuição das variáveis estudadas.

A maior relação com o CO pode estar relacionada com o fato de se encontrar associada diretamente com a não interferência antrópica, sem o uso de implementos agrícolas e de tratos culturais, não degradando a estabilidade dos agregados do solo (MORAIS et al., 2012; FREITAS et al., 2014). Conforme observado nas Figuras 3A, 3B e 3C o sistema de

pastagem sempre apresentou relação direta com os teores de CO, a pastagem oferece uma cobertura permanente e uma alta distribuição radicular, minimizando os efeitos das intempéries climáticas, contribuindo para o aumento gradativo do CO (CARNEIRO et al., 2009b).

A distribuição de CO foi afetada pelo tipo de solo e pelas práticas de manejo, pois nos ambientes sob cultivo de mandioca e açaí, não houve relação direta, provavelmente esta condição foi devido à falta de entrada de resíduos no subsolo.

Os efeitos de relação de Al^{3+} , H+Al e m em ambientes nativos é uma característica marcante dos solos amazônicos, fator este que está associado ao intemperismo acelerado e em consequência da maior lixiviação das bases promovida pelo intenso regime hídrico na região. A maior relação de acidez potencial (H+Al) com a floresta nativa é em função da decomposição da MO, o que leva à liberação de compostos orgânicos, favorecendo a formação de complexos orgânicos hidrossolúveis entre Ca^{2+} e Mg^{2+} com ligantes orgânicos (MIYAZAWA et al., 1993), facilitando a descida desses cátions no perfil do solo (FRANCHINI et al., 1999), o que ocasiona a acidificação do solo, esta condição fica evidente a partir da Figura 3C em que a FN_2 apresenta relações diretas com bases trocáveis do solo, indicando assim o padrão diferenciado entre as florestas nativas estudadas na presente pesquisa.

Os altos teores de Al^{3+} são previstos em solos sob vegetação nativa que sustenta a vegetação altamente adaptada ao efeito tóxico do Al^{3+} (SOARES et al., 2011). Como observado para as variações de pH, os teores de Al^{3+} são menores nos ambientes cultivados em função do efeito das práticas corretivas. Estudando o efeito da acidez trocável (Al^{3+}) em campo nativo, Mantovanelli et al. (2016) também encontraram o efeito tóxico do alumínio e maior associação, evidenciando assim a maior complexação deste elemento em ambientes amazônicos em função do processo de intemperismo. Nos ambientes de pastagem e agrofloresta, observa-se ainda a relação com os componentes de acidez do solo, indicando assim os efeitos de desgaste destes manejos em função da degradação, exercida pela maior capacidade e exploração de usos destes solos.

No ambiente sob reflorestamento, observam-se valores inversos aos demais, no qual houve maior relação deste sistema com as bases trocáveis, fortalecendo assim o fato de que este ambiente, encontra-se em estágio de recuperação de suas propriedades químicas (Figura 3A e 3B). Observa-se grande aproximação com os ambientes cultivados com açaí e mandioca, justificando que as alterações de seus atributos se devem ao manejo do solo. Resultados semelhantes foram observados por Braz et al. (2013) e Freitas et al. (2015b), ao estudarem as alterações de floresta nativa e diferentes sistemas de cultivo do solo, observando efeito principal nas bases trocáveis Ca^{2+} , Mg^{2+} e K^+ . Os ambientes sob açaí e mandioca, mesmo sendo cultivado com baixa carga de fertilizantes minerais, apresentaram relação com elementos derivados da fertilização como Ca^{2+} , Mg^{2+} , e pH, explicada pelas contínuas aplicações de calcário e insumos que contribuíram para resultados mais elevados

de bases, evidenciando assim como aqueles mais sensíveis a tais modificações.

A maior distinção entre os manejos estudados pode ser observada a partir da Figura 3C, no qual houve a formação de três grupos, sendo o Grupo I constituído pela pastagem havendo relação com CO e P, o Grupo II formado pela FN₁, FN₃, FN₄ e agrofloresta, atribuída às variáveis t, Al³⁺ e m e o Grupo III composto por FN₂, açai, reflorestamento e mandioca com as variáveis de Ca²⁺, Mg²⁺, K⁺, SB, pH e V. A partir destas evidencias, fica esclarecido que a camada de 0,10-0,20 m está mais propícia a não caracterizar as variações exercidas pelo manejo nas propriedades químicas dos solos estudados, pois a maior distinção de grupos com um menor conjunto de variáveis fica evidente a não contribuição na variabilidade exercida pelas cargas fatorias (HAIR et al., 2005).

Estudos desenvolvidos por Freitas et al. (2015b), Oliveira et al. (2015) deixam evidente que em camadas mais profundas, entre 0,20-0,60 m, ocorre a maior separação dos grupos de manejos, tornando evidente a não necessidade de possível avaliação destas camadas em programas de monitoramento da fertilidade dos solos, oriundas de ambientes naturais e convertidos para sistemas de cultivos.

Na Tabela 7 é apresentada correlação de Pearson dos atributos químicos. Com relação ao m e Al³⁺, houve correlação com todos os pares, a exceção de m x P (0,076), m x T (0,156), Al³⁺ x P (0,245) e Al³⁺ x P (0,108). O pH em água não se correlacionou com P (-0,061), CO (-0,188) e T (-0,161), entretanto estas correlações inversas são admitidas como muito baixas e insignificantes a mudanças destas propriedades em função do pH em água. Fica evidente a partir da correlação de Pearson a necessidade de monitoramento do Al³⁺ e m nos ambientes antropizados e os seus respectivos níveis em ambientes naturais, neste panorama a partir de um agrupamento geral dos sistemas de cultivo e atributos químicos, percebe-se a influência acentuada e inversa destes elementos no solo, principalmente quando se relaciona com as bases trocáveis (Ca²⁺, Mg²⁺ e K⁺).

Variáveis	pH em água	P	CO	Al ³⁺	H+Al	K ⁺	Ca ²⁺	Mg ²⁺	SB	T	t	V	m
pH em água	1	-0,061	-0,188	-0,714	-0,408	0,563	0,758	0,773	0,785	-0,161	-0,402	0,746	-0,762
P	-0,061	1	0,356	0,245	0,203	0,153	0,066	0,093	0,083	0,256	0,417	0,003	0,076
CO	-0,188	0,356	1	0,462	0,335	-0,168	-0,279	-0,273	-0,283	0,267	0,438	-0,328	0,449
Al ³⁺	-0,714	0,245	0,462	1	0,345	-0,459	-0,712	-0,744	-0,741	0,108	0,847	-0,698	0,913
H+Al	-0,408	0,203	0,335	0,345	1	-0,002	-0,479	-0,398	-0,444	0,943	0,143	-0,680	0,448
K ⁺	0,563	0,153	-0,168	-0,459	-0,002	1	0,368	0,460	0,449	0,164	-0,303	0,318	-0,485
Ca ²⁺	0,758	0,066	-0,279	-0,712	-0,479	0,368	1	0,946	0,989	-0,164	-0,236	0,923	-0,894

Mg ²⁺	0,773	0,093	-0,273	-0,744	-0,398	0,460	0,946	1	0,981	-0,077	-0,290	0,916	-0,915
SB	0,785	0,083	-0,283	-0,741	-0,444	0,449	0,989	0,981	1	-0,122	-0,270	0,928	-0,918
T	-0,161	0,256	0,267	0,108	0,943	0,164	-0,164	-0,077	-0,122	1	0,058	-0,409	0,156
t	-0,402	0,417	0,438	0,847	0,143	-0,303	-0,236	-0,290	-0,270	0,058	1	-0,266	0,581
V	0,746	0,003	-0,328	-0,698	-0,680	0,318	0,923	0,916	0,928	-0,409	-0,266	1	-0,884
m	-0,762	0,076	0,449	0,913	0,448	-0,485	-0,894	-0,915	-0,918	0,156	0,581	-0,884	1

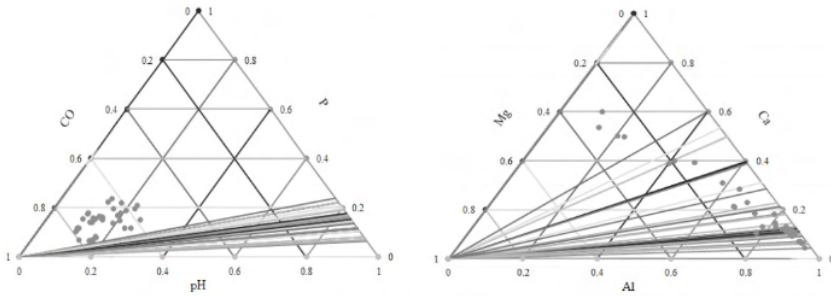
CO = Carbono orgânico; Al³⁺ = Alumínio trocável; H+Al = Acidez potencial; SB = Soma de bases; T = CTC potencial; t = CTC efetiva; V = Saturação por bases; m = Saturação por alumínio. Valores em negrito indicam significância entre os atributos químicos avaliados.

Tabela 7. Correlação de Pearson de atributos químicos do solo em ambientes naturais e antropizados região Sul do Amazonas.

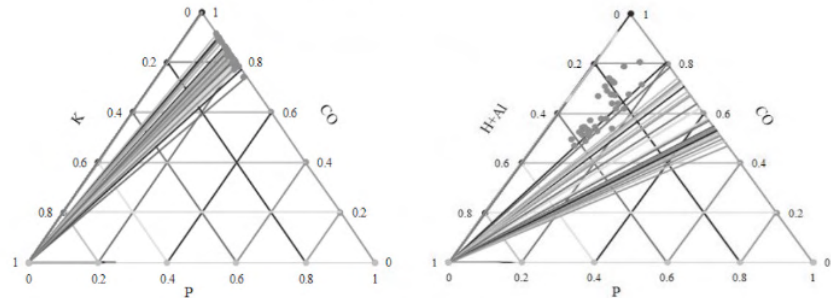
Os diagramas ternários do padrão de variabilidade dos atributos químicos (Figura 4) indicam a acentuada variabilidade de alguns atributos químicos mais representativos, evidenciando assim a necessidade de atenuação dos efeitos quando estes ambientes são convertidos de florestas nativas para sistemas de cultivos. Na profundidade de 0,00-0,05 m foram analisados o trio de variáveis CO x P x pH, nesta condição ficou evidente a necessidade de manutenção do CO para que ocorra a maior disponibilidade de P em superfície, sendo que o padrão de variabilidade se concentrou apenas envolvido entre o CO e pH em água. A relação Mg²⁺ x Ca²⁺ x Al³⁺ se mostrou contrária a primeira condição, indicando assim a acentuada dispersão existente entre estas variáveis químicas.

Na profundidade de 0,05-0,10 m o padrão de variabilidade se concentrou no trio de variáveis CO x P x K⁺ e CO x P x H+Al, sendo que apenas nesta segunda relação a dispersão foi mais evidente, indicando assim que em subsuperfície ocorre maior variação destas variáveis. Em subsuperfície 0,10-0,20 m o monitoramento do pH em água e Al³⁺ é indispensável, visto que a variabilidade se concentra totalmente nestes atributos a partir da correlação dos trios de variáveis, sendo que a zona do sistema radicular das culturas em subsuperfície está totalmente fragilizada nestas condições do presente estudo. Apesar destes ambientes estarem sob condição de igualdade do material de origem, serem oriundos de sedimentos aluviais, o padrão de variabilidade é evidente entre os manejos adotados, indicando assim a total modificação exercida ao longo dos anos pelo uso do solo, evidenciando assim a sensibilidade de algumas propriedades químicas a tais modificações antrópicas.

Camada 0,00-0,05 m



Camada 0,05-0,10 m



Camada 0,10-0,20 m

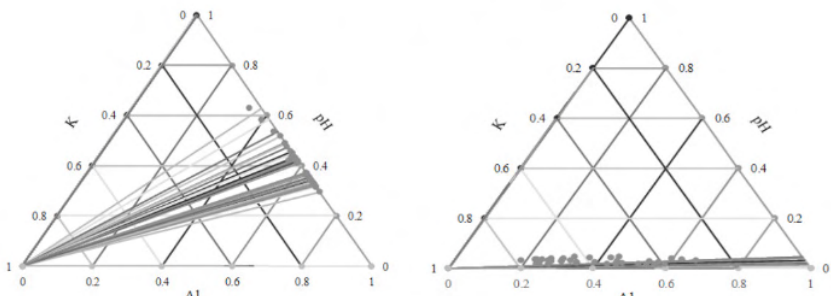


Figura 4. Diagramas ternários do padrão de variabilidade dos atributos químicos do solo em ambientes naturais e antropizados no município de Humaitá-AM.

8 | CONCLUSÕES

Os ambientes antrópicos cultivados com açaí e mandioca apresentam melhores condições químicas do solo, logo melhor fertilidade.

Todos os ambientes apresentam elevado índice de acidez do solo, com isso é necessário o monitoramento dos componentes de acidez, nos ambientes estudados.

A análise multivariada foi preponderante na distinção dos sistemas de cultivos estudados, bem como caracterização da relação com as propriedades químicas.

A partir dos diagramas ternários de variabilidade, foi possível relacionar o trio de

variáveis que apresentam elevada variabilidade entre os ambientes estudados.

REFERÊNCIAS

- ALENCAR, A.; NEPSTAD, D.; MCGRATH, D.; MOUTINHO, P.; PACHECO, P.; DIAZ, M. D. C. V.; SOARES FILHO, B. Desmatamento na Amazônia: indo além da “emergência crônica”. Belém: Instituto de Pesquisa Ambiental da Amazônia, 2004.
- ALVAREZ, V. H.; NOVAIS, R. F. de; BARROZ, N. F. de; CANTARUTTI, R. B.; LOPES, A. S. Interpretação dos resultados das análises de solos In: RIBEIRO, A. C.; GUIMARÃES, P. T. G.; ALVAREZ, V. H. (eds.). Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais - 5ª Aproximação. Comissão de fertilidade do solo do Estado de Minas Gerais. Viçosa, MG, 1999. p. 25-32.
- AQUINO, R. E. de; CAMPOS, M. C. C.; SOARES, M. D. R.; OLIVEIRA, I. A. de; FRANCISCON, U.; SILVA, D. M. P. da; CUNHA, J. M. da. Chemical soil attributes evaluated by multivariate techniques and geostatistics in the area with agroforestry and sugarcane in Humaitá, AM, Brazil. *Bioscience Journal*, v. 32, n. 1, p. 61-72, 2016.
- AQUINO, R. E. de; MARQUES JÚNIOR, J.; CAMPOS, M. C. C.; OLIVEIRA, I. A. de; SIQUEIRA, D. S. Distribuição espacial de atributos químicos de solo em área de pastagem e floresta. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v. 44, n. 1, p. 32-41, 2014.
- ARAÚJO, F. S.; SALVIANO, A. A. C.; LEITE, L. F. C.; SOUZA, Z. M.; SOUSA, A. C. M. Physical quality of a yellow Latosol under integrated crop-livestock system. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 34, n. 3, p. 717-723, 2010.
- BENITES, V. M.; MOUTTA, R. O.; COUTINHO, H. L. C.; BALIEIRO, F. C. Análise discriminante de solos sob diferentes usos em área de mata atlântica a partir de atributos da matéria orgânica. *Revista Árvore*, v. 34, n. 4, p. 685-690, 2010.
- BEZERRA, R. P. M., LOSS, A., PEREIRA, M. G., PERIN, A. Formas de carbono em Latossolo sob sistemas de plantio direto e integração lavoura-pecuária no cerrado, Goiás. *Semina: Ciências Agrárias*, v. 34, n. 6, p. 2637-2654, 2013.
- BOGNOLA, I. A. DEDECEK, R. A.; LAVORANTI, O. J.; HIGA, A. R. Influência de propriedades físico-hídricas do solo no crescimento de *Pinus taeda*. *Pesquisa Florestal Brasileira*, v. 30, n. 61, p. 37-49, 2010.
- BORTOLUZZI, E. C.; RHEINHEIMER, D. S.; PETRY, C.; KAMINSKI, J. Contribuição de constituintes de solo à capacidade de troca de cátions obtida por diferentes métodos de extração. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 33, p. 507-515, 2009.
- BOTTEGA, E. L.; QUEIROZ, D. M de; PINTO, F. de A. C.; SOUZA, C. M. A. de. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no Cerrado brasileiro. *Revista Ciência Agronômica*, v. 44, n. 1, p. 1-9, 2013.
- BRANCO, S. B. C.; SALVIANO, A. A. C.; MATIAS, S. S. R.; MARQUES JÚNIOR, J.; SANTOS, H. L. Influência do relevo e erodibilidade nos atributos químicos em área degradada de Gilbués, PI. *Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, v. 8, n. 2, p. 324-330, 2013.
- BRASIL. Ministério das Minas e Energia. 1978. Projeto Radambrasil, folha SB. 20, Purus. Rio de Janeiro, 1978. 561 p.

- BRAUN, E. H. G.; RAMOS, J. R. A. Estudo agroecológico dos campos Puciarí-Humaitá (Estado do Amazonas e Território Federal de Rondônia). *Revista Brasileira de Geografia*, v. 21, n. 4, p. 443-497, 1959.
- BRAZ, A. M. S.; FERNANDES, A. R.; ALLEONI, L. R. F. Soil attributes after the conversion from forest to pasture in Amazon. *Land Degradation & Development*. v. 24, p. 33–38, 2013.
- 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.
- CAMPOS, M. C. C.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; FREITAS, E. V. S. Dependência espacial de atributos químicos em área cultivada com cana-de-açúcar em Pereira Barreto, SP. *Revista Ciência Agronômica*, v. 38, n. 4, p. 350-359, 2007a.
- CAMPOS, M. C. C.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; MONTANARI, R.; CAMARGO, L. A. Relações solo-paisagem em uma litossequência arenito-basalto na região de Pereira Barreto, SP. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 31, p. 519-529, 2007b.
- CAMPOS, M. C. C. *Pedogeomorfologia aplicada a ambientes Amazônicos do Médio Rio Madeira*. 2009. 260f. Tese (Doutorado em Ciência do Solo) - Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 2009.
- CAMPOS, M. C. C.; RIBEIRO, M. R.; SOUZA JÚNIOR, V. S. de; RIBEIRO FILHO, M. R.; OLIVEIRA, I. A. de. Interferências dos pedoambientes nos atributos do solo em uma toposequência de transição Campo/Floresta. *Revista Ciência Agronômica*, v. 4, n. 4, p. 527-535, 2010.
- CAMPOS, M. C. C.; SANTOS, L. A. C. dos; SILVA, D. M. P. da; MANTOVANELLI, B. C.; SOARES, M. D. R. Caracterização física e química de terras pretas arqueológicas e de solos não antropogênicos na região de Manicoré, Amazonas. *Revista Agro@mbiente*, v. 6, n. 2, p. 102-109, 2012.
- CANELLAS, L. P.; VELLOSO, A. C. X.; MARCIANO, C. R.; RAMALHO, J. F. G. P.; RUMJANEK, V. M.; REZENDE, C. E.; SANTOS, G. A. Propriedades químicas de um Cambissolo cultivado com cana-de-açúcar, com preservação do palhço e adição de vinhaça por longo tempo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 27, p. 935-944, 2003.
- CARDOSO, E. L.; SILVA, M. L. N.; CURTI, N.; FERREIRA, M. M.; FREITAS, D. A. F. Qualidade química e física do solo sob vegetação arbórea nativa e pastagens no Pantanal sul-mato-grossense. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 35, n. 3, p. 613-622, 2011.
- CARNEIRO, C. E. A.; MELÉM JÚNIOR, N. J.; AZEVEDO, M. C. B.; ANDRADE, E. A.; KOGUISHI, M. S.; DIEHL, R. C.; RICCE, W. S.; PASSARIN, A. L.; VAZ, R. H. M.; STELMACHUK, T. L. L.; GUIMARÃES, M. F.; RALISCH, R. Efeitos dos sistemas de manejo sobre o carbono orgânico total e carbono residual de um Latossolo Vermelho Eutroférico. *Semina: Ciências Agrárias*, v. 30, p. 5-10, 2009b.
- CARNEIRO, J. S. da S.; FARIA, A. J. G. de; FIDELIS, R. R.; SILVA NETO, S. P. da; SANTOS, A. C. dos; SILVA, R. R. da. Diagnóstico da variabilidade espacial e manejo da fertilidade do solo no cerrado. *Revista Scientia Agrária*, v. 17, n. 3, p. 35-49, 2016.
- CARNEIRO, M. A. C.; SOUZA, E. D. de; REIS, E. F. dos; PEREIRA, H. S.; AZEVEDO, W. R. de. Atributos físicos, químicos e biológicos de solo de cerrado sob diferentes sistemas de uso e manejo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 33, n. 1, p. 147-157, 2009a.

CHAVES, A. A. A.; LACERDA, M. P. C.; GOEDERT, W. J.; RAMOS, M. L. G.; KATO, E. Indicadores de qualidade de Latossolo Vermelho sob diferentes usos. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v. 42, n. 4, p. 446-454, 2012.

CORRÊA, R. M.; FREIRE, M. B. G. dos S.; FERREIRA, R. L. C.; FREIRE, F. J.; PESSOA, L. G. M.; MIRANDA, M. A.; MELO, D. V. M. de. Atributos químicos de solos sob diferentes usos em perímetro irrigado no semiárido de Pernambuco. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 33, n. 2, p. 305-314, 2009.

COSTA, M. J. da; ROSA JUNIOR, E. J.; ROSA, Y. B. C. J.; SOUZA, L. C. F. de; ROSA, C. B. Atributos químicos e físicos de um Latossolo sendo influenciados pelo manejo do solo e efeito da gessagem. *Acta Scientiarum: Agronomy*, v. 29, p. 701-708, 2007.

COSTA, N. A. da; CARVALHO, L. O. D. de M.; TEIXEIRA, L. B.; SIMÃO NETO, M. (Ed.). *Pastagens cultivadas na Amazônia*. Belém, PA: Embrapa Amazônia Oriental, 2000. 151p.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. 2001. *Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético*. 2.ed. rev. Viçosa: UFV, 2001, 390p.

CUNHA, J. M. da; GAIO, D. C.; CAMPOS, M. C. C.; SOARES, M. D. R.; SILVA, D. M. P. da; LIMA, A. F. L. de. 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.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa em Agropecuária. 2011. *Manual de métodos de análise de solo*. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Rio de Janeiro, 2011. 230p.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa em Agropecuária. 2013. *Sistema Brasileiro de Classificação de Solos*. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. 3.ed. revisada e ampliada. Brasília. 2013. 353p.

FERRAZ, G. A. e S.; SILVA, F. M. da; OLIVEIRA, M. S. de; SILVA, F. C. da; CARVALHO, L. C. C. Comparativo entre os atributos químicos do solo amostrados de forma convencional e em malha. *Coffee Science*, v. 12, n. 1, p. 17 - 29, 2017.

FRADE, D. D. R.; NAKAMURA, L. R.; RIGHETTO, A. J.; BAUTISTA, E. A. L.; OLINDA, R. A. Atributos Físico-Químicos de uma estação experimental por meio de métodos multivariados e espaciais. *Revista Brasileira de Biometria*, v. 33, p. 184-196, 2015.

FRANCHINI, J. C.; MIYASAWA, M.; PAVAN, M. A.; MALAVOLTA, E. Dinâmica de íons em solo ácido lixiviado com extratos de resíduos de adubos verdes e soluções puras de ácidos orgânicos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 34, p. 2267-2276, 1999.

FRAZÃO, L. A.; PÍCCOLO, M. C.; FEIGL, B. J.; CERRI, C. C.; CERRI, C. E. P. Propriedades químicas de um Neossolo Quartzarênico sob diferentes sistemas de manejo no Cerrado matogrossense. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 43, n. 2, p. 641-648, 2008.

FREDDI, O. S.; FERRAUDO, A. S.; CENTURION, J. F. Análise multivariada na compactação de um Latossolo vermelho cultivado com milho. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 32, p. 953-961, 2008.

FREITAS, L. de; CASAGRANDE, J. C.; OLIVEIRA, I. A. de; CAMPOS, M. C.; SILVA, L. S. S. Técnicas multivariadas na avaliação de atributos de um Latossolo vermelho submetido a diferentes manejos. *Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, v. 10, n. 1, p. 17-26, 2015b.

FREITAS, L. de; CASAGRANDE, J. C.; OLIVEIRA, I. A. de; CAMPOS, M. C.; OLIVEIRA, V. M. R. de. Atributos químicos de Latossolo Vermelho submetido a diferentes manejos. *Floresta*, v. 45, n. 2, p. 229-240, 2015a.

FREITAS, L. de; OLIVEIRA, I. A. de; SILVA, L. S.; FRARE, J. C. V.; FILLA, V. A.; GOMES, R. P. Indicadores da qualidade química e física do solo sob diferentes sistemas de manejo. *Revista Unimar Ciências*, v. 26, n. 1-2, p. 1-18, 2017.

FREITAS, L.; CASAGRANDE, J. OLIVEIRA, I. A.; SOUZA JÚNIOR, P. R.; CAMPOS, M. C. C. Análises multivariadas de atributos químicos do solo para caracterização de ambientes. *Revista Agro@mbiente*, v. 8, p. 155-164, 2014.

HAIR, J. R.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. *Análise multivariada de dados*. Porto Alegre, RS: Bookman, 2005.

HERINGER, I.; JACQUES, A. V. Á.; BISSANI, C. A.; TEDESCO, M. Características de um Latossolo vermelho sob pastagem natural sujeita a ação prolongada do fogo e de práticas alternativas de manejo. *Ciência Rural*, v. 32, n 2, p. 309-314, 2002.

JAKELAITIS, A.; SILVA, A. A.; SANTOS, J. B.; VIVIAN, R. Qualidade da camada superficial de solo sob mata, pastagens e áreas cultivadas. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v. 38, n. 2, p. 118-127, 2008.

KAISER, H. F. The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*, v. 23, p. 187-200, 1958.

KARA, Ö.; BOLAT, I. Soil microbial biomass C and N changes in relation to forest conversion in the northwestern Turkey. *Land Degradation & Development*, v. 19, n. 4, p. 421-428, 2008.

LEITE, L. F. C.; OLIVEIRA, F. C.; ARAÚJO, A. S. F.; GALVÃO, S. R. S.; LEMOS, J. O.; ELZANE, F. L.; SILVA, E. F. L. Soil organic carbon and biological indicators in an Acrisol under tillage systems and organic management in north-eastern Brazil. *Australian Journal of Soil Research*, v. 48, n. 3, p. 258-265, 2010a.

LEITE, L. F. C.; GALVÃO, S. R. S.; HOLANDA NETO, M. R.; ARAÚJO, F. S.; IWATA, B. F. Atributos químicos e estoques de carbono em Latossolo sob plantio direto no cerrado do Piauí. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 14, n. 12, p. 1273-1280, 2010b.

LOSS, A.; BASSO, A.; OLIVEIRA, B. S.; KOUCHER, L. de P.; OLIVEIRA, R. A. de; KURTZ, C.; LOVATO, P. M.; CURMI, P.; BRUNETTO, G.; COMIN, J. J. Carbono orgânico total e agregação do solo em sistema de plantio direto agroecológico e convencional de cebola. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 39, p. 1212-1224, 2015.

LOURENTE, E. R. P.; FÁBIO, M. M.; ALOVISI, A. M. T.; GOMES, C. F.; GASPARINI, A. S.; NUNES, C. M. Atributos microbiológicos, químicos e físicos de solo sob diferentes sistemas de manejo e condições de cerrado. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v. 41, n. 1, p. 20-28, 2011.

LUIZÃO, F. J.; FEARNSIDE, P. M.; CERRI, C. E. P.; LEHMANN, J. The maintenance of soil fertility in Amazonian managed systems. p. 311-336. In: KELLER, M.; BUSTAMANTE, M.; GASH, J.; SILVA DIAS, P. (Eds.). *Amazonia and Global Change*. Geophysical Monograph Series, Volume 186. Washington, DC, U.S.A.: American Geophysical Union-AGU, 2008. 565 p.

MANTOVANELLI, B. C.; CAMPOS, M. C. C.; ALHO, L. C.; FRANCISCON, U. NASCIMENTO, M. F.; SANTOS, L. A. C. dos. Distribuição espacial dos componentes da acidez do solo em área de campo natural na região de Humaitá, Amazonas. *Revista de Ciências Agroambientais*, v. 14, n. 1, p. 01-09, 2016.

MANTOVANELLI, B. C.; SILVA, D. A. P. da; CAMPO, M. C.C.; GOMES, R. P. G.; SOARES, M. D. R.; SANTOS, L. A. C. dos. Avaliação dos atributos do solo sob diferentes usos na região de Humaitá, Amazonas. *Revista de Ciências Agrárias*, v. 58, n. 2, p. 122-130, 2015.

MARCHIORI JÚNIOR, M.; MELO, W. J. Alterações na matéria orgânica e na biomassa microbiana em solo de mata natural submetido a diferentes manejos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 35, n. 6, p. 1177-1182, 2000.

MARDIA, K. V.; KENT, J. T.; BIBBY, J. M. *Multivariate analysis*. London: Academic Press, 1992. 518 p.

MARQUES JÚNIOR, J. Caracterização de áreas de manejo específico no contexto das relações solo-relevo. Jaboticabal: Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho, 2009. 113p. Tese Livre-Docência.

MARTINS, E. C. A.; PELUZIO, J. M.; OLIVEIRA JUNIOR, W. P. de; TSAI, S. M.; NAVARRETE, A. A.; MORAIS, P. B. de. Alterações dos atributos físico-químicos da camada superficial do solo em resposta à agricultura com soja na várzea do Tocantins. *Biota Amazônia*, v. 5, n. 4, p. 56-62, 2015.

MATIELLO, J. B.; ALMEIDA, S.; GARCIA, A. W. R.; SANTINATO, R. *Cultura de café no Brasil- Manual de recomendações*. Rio de Janeiro: MAPA/ PROCAFÉ, 2010. 544 p.

MATOS, F. O.; CASTRO, R. M. S.; RUIVO, M. L. P.; MOURA, Q. L. Teores de nutrientes do solo sob sistema agroflorestal manejado com e sem queima no Estado do Pará. *Floresta e Ambiente*, v. 19, n. 3, p. 257-266, 2012.

MELO, C. O.; SILVA, G. H. Desenvolvimento rural dos municípios da região sudeste paranaense: uma proposta de medida através da análise fatorial. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, v. 16, p. 33-45, 2014.

MELO, V. F.; SCHAEFER, C. E. G. R. Matéria orgânica em solos desenvolvidos de rochas máficas no nordeste de Roraima. *Acta Amazonica*, v. 39, p. 53-60, 2009.

MELO, V. F.; SILVA, D. T. da; EVALD, A.; ROCHA, P. R. R. Qualidade química e biológica do solo em diferentes sistemas de uso em ambiente de savana. *Revista Agro@mbiente*, v. 11, n. 2, p. 101-110, 2017.

MIYAZAWA, M.; PAVAN, M. A.; CALEGARI, A. Efeito de material vegetal na acidez do solo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 17, p. 411-416, 1993.

MOLINE, E. F. da V.; COUTINHO, E. L. M. Atributos químicos de solos da Amazônia Ocidental após sucessão da mata nativa em áreas de cultivo. *Revista de Ciências Agrárias*, v. 58, n. 1, p. 14-20, 2015.

MORAIS, T. P. S.; PISSARRA, T. C. T.; REIS, F. C. Atributos físicos e matéria orgânica de um Argissolo Vermelho Amarelo em microbacia hidrográfica sob vegetação nativa, pastagem e cana-de-açúcar. *Enciclopédia Biosfera*, v. 8, p. 213- 223, 2012.

MOREIRA, A.; FAGERIA, N. K. Soil Chemical Attributes of Amazonas State, Brazil. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, v. 40, n. 17-18, p. 2912-2925, 2009.

NASCIMENTO, P. C.; BAYER, C.; SILVA NETTO, L. de F. da; VIAN, A. C.; VIEIRO, F.; MACEDO, V. R. M.; MARCOLIN, É. Sistemas de manejo e a matéria orgânica de solo de várzea com cultivo de arroz. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 33, p. 1821-1827, 2009.

OLIVEIRA, I. A. Caracterização de solos sob diferentes ambientes na região Sul do Amazonas. 2013. 105p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2013.

OLIVEIRA, I. A. de; CAMPOS, M. C.; FREITAS, L. de; SOARES, M. D. R. Caracterização de solos sob diferentes usos na região sul do Amazonas. *Acta Amazonica*, v. 45, n. 1, p. 1-12, 2015.

OLIVEIRA, I. A.; MARQUES JÚNIOR, J.; CAMPOS, M. C. C.; AQUINO, R. E.; FREITAS, L.; FERRAUDO, A. S. Multivariate technique for determination of soil pedoenvironmental indicators in Southern Amazonas. *Acta Scientiarum Agronomy*. v. 39, p. 100-108, 2017.

PAYE, H. S.; MELLO, J. W. V.; MELO, S. B. Métodos de análise multivariada no estabelecimento de valores de referência de qualidade para elementos-traço em solos. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 36, p. 1031-1041, 2012.

PEDROTTI, A.; SILVA, T. O. da; ARAÚJO, E. M.; ARAÚJO FILHO, R. N. de; HOLANDA, F. S. R. Atributos químicos do solo modificados por diferentes sistemas de cultivo associados a culturas antecessoras ao cultivo do milho, nos Tabuleiros Costeiros. *Magistra*, v. 27, n. 3-4, p. 292-305, 2015.

PEREIRA, A. A.; THOMAZ, E. L. Atributos químicos do solo em áreas sob diferentes sistemas de uso e manejo no município de Reserva – PR. *Caminhos de geografia*, v. 16, n. 55, p. 186-194, 2015.

PIGNATARO NETTO, I. T.; KATO, E; GOEDERT, W. J. Atributos físicos e químicos de um Latossolo Vermelho-amarelo sob pastagens com diferentes históricos de uso. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 3, p. 1441-1448, 2009.

QUESADA, C. A.; LLOYD, J.; ANDERSON, L. O.; FYLLAS, N. M.; SCHWARZ, M.; CZIMCZIK, C. I. Soils of Amazonia with particular reference to the Rain for sites. *Biogeosciences Discussion*, v. 6, n. 2, p. 3851-3921, 2009.

RAIJ, B. VAN.; ANDRADE, J. C.; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J. A. Análise química para avaliação da fertilidade do solo. Campinas: Instituto Agrônomo de Campinas-IAC. 2001. 285p.

REICHERT, J. M.; KAISER, D. R.; REINERT, D. J.; RIQUELME, U. F. B. Variação temporal de propriedades físicas do solo e crescimento radicular de feijoeiro em quatro sistemas de manejo. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 44, p. 310-319, 2009.

REIS, M. S.; FERNANDES, A. R.; GRIMALDI, C.; DESJARDINS, T.; GRIMALDI, M. Características químicas dos solos de uma topossequência sob pastagem em uma frente pioneira da Amazônia Oriental. *Revista de Ciências Agrárias*, v. 52, n. 1, p. 37-47, 2009.

RESENDE, A. V.; COELHO, A. M. Amostragem para o mapeamento e manejo da fertilidade do solo na abordagem de agricultura de precisão. Piracicaba: International Plant Nutrition Institute-IPNI, setembro/2017. (Informações Agrônomicas nº 159).

- RIVERO, S.; ALMEIDA, O.; ÁVILA, S.; OLIVEIRA, W. Pecuária e desmatamento: uma análise das principais causas diretas do desmatamento na Amazônia. *Nova Economia*, v. 19, n. 1, p. 41-66, 2009.
- RONQUIN, C. C. Conceitos de fertilidade do solo e manejo adequado para as regiões tropicais. Embrapa monitoramento por satélite: Campinas, 2010. (Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento, 8).
- SÁ, I. B.; CUNHA, T. J. F.; TEIXEIRA, A. H. C.; ANGELOTTI, F.; DRUMOND, F. M. Desertificação no Semiárido brasileiro. ICID+18 2ª Conferência Internacional: Clima, Sustentabilidade e Desenvolvimento em Regiões Semiáridas, Fortaleza, 2010.
- SANTOS, L. A. C. dos; CAMPOS, M. C. C.; COSTA, H. S.; PEREIRA, A. R. Caracterização de solos em uma topossequência sob terraços aluviais na região do médio rio Madeira (AM). *Ambiência*, v. 8, n. 2, p. 319-331, 2012.
- SANTOS, O. F.; SOUZA, H. M.; OLIVEIRA, M. P.; CALDAS, M. B.; ROQUE, C. G. Propriedades químicas de Latossolo sob diferentes sistemas de manejo. *Revista de Agricultura Neotropical*, v. 4, n. 1, p. 36-42, 2017.
- SANTOS, T. de O.; FRACETTO, F. J. C.; SOUZA JÚNIOR, V. S. de; ARAÚJO FILHO, J. C. de; LIRA JÚNIOR, M. A.; MENDES JÚNIOR, J. P.; SIQUEIRA NETO, M.; SILVA, Y. R. P da; BARROS, F. M. do R.; FRACETTO, G. G. M. Carbon and nitrogen stocks and microbial indicators in tropical semiarid degraded Luvisols. *Catena*, <https://doi.org/10.1016/j.catena.2021.105885>. 2021.
- SANTOS, V. B. Atributos de solos sob cultivo de frutíferas em sistemas de manejo convencional, em transição e orgânico no norte do estado do Piauí. 2010. 120f. Tese (Doutorado em Produção Vegetal) - Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2010.
- SILVA JÚNIOR, C. A.; BOECHAT, C. L.; CARVALHO, L. A. Atributos químicos do solo sob conversão de floresta amazônica para diferentes sistemas na região norte do Pará, Brasil. *Bioscience Journal*, v. 28, n. 4, p. 566-572, 2012.
- SILVA, A. M da; MORAES, M. L. T. de; BUZZETTI, S. Propriedades químicas de solo sob reflorestamento ciliar após 20 anos de plantio em área de cerrado. *Revista Árvore*, v. 35, n. 1, p. 97-106, 2011.
- SILVA, F. de A. S. e.; AZEVEDO, C. A. V. de. The Assstat Software Version 7.7 and its use in the analysis of experimental data. *African Journal of Agricultural Research*, v. 11, n. 39, p. 3733-3740, 2016.
- SILVA, M. O.; FREIRE, M. B. G dos 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. 6 n. 2 p. 261-270, 2010a.
- SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; XAVIER, A. C.; TEIXEIRA, M. M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo húmico cultivado com café. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 34, n. 1, p. 15-22, 2010b.
- SOARES, M. R.; CASAGRANDE, J. C.; OLIVEIRA, M. S.; MORAES, M. I. M. Nutrição mineral de espécies nativas em solos do Cerrado. In: BARBOSA, L. M. (Ed.). *Restauração ecológica - desafios atuais e futuros*. São Paulo: Instituto de Botânica; SMA, 2011. p. 147-154.
- SOBRAL, L. F.; BARRETO, M. C. de V.; SILVA, A. J. da; ANJOS, J. L. dos. Guia prático para interpretação de resultados de análises de solo. Embrapa Tabuleiros Costeiros: Aracaju, 2015, 13 p. (Documentos, 206).

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 de cana-de-açúcar. *Ciência e Agrotecnologia*, v. 31, n. 2, p. 371-377, 2007.

SPERA, S. T.; DOS SANTOS, H. P.; FONTANELI, R. S.; TOMM, G. O. Integração lavoura e pecuária e os atributos físicos de solo manejado sob sistema plantio direto. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 33, n. 1, p. 129-136, 2009.

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, p. 1467-1476, 1988.

SUSCETIBILIDADE MAGNÉTICA DE ARGISSOLOS SOB FLORESTA E CULTIVADOS NO SUL DO AMAZONAS

Data de aceite: 01/04/2022

Data de submissão: 03/03/2022

Wildson Benedito Mendes Brito

Mestre em Agronomia Tropical - Universidade Federal do Amazonas

Milton César Costa Campos

Doutor em Ciência do Solo – Universidade Federal da Paraíba

Fernando Gomes de Souza

Doutor em Agronomia Tropical- Universidade Federal de Roraima

Alan Ferreira Leite de Lima

Mestre em Agronomia Tropical - Universidade Federal do Amazonas

Thalita Silva Martins

Graduada em Agronomia - Universidade Federal do Amazonas

José Maurício da Cunha

Doutor em Física Ambiental - Universidade Federal do Amazonas

RESUMO: As ações antrópicas têm motivado inúmeras pesquisas acerca dos impactados solos naturalmente pobres da Amazônia brasileira, exigindo o uso de atributos diagnósticos cada vez mais específicos de cada mudança ambiental. O uso de proxies magnéticas inerentes do solo pode ser a chave para entender as alterações que ocorrem no solo e ambiente. Portanto, este estudo objetiva caracterizar e ampliar o

conhecimento a respeito do sinal e origem das propriedades magnéticas da classe dominante de solos (Argissolos) do Amazonas para futuro monitoramento proxy ambiental. Um Argissolo natural e três cultivados foram amostrados utilizando-se malhas sistemáticas em três camadas: 0,0-0,05; 0,05-0,1 e 0,1-0,2 m. Um total de 192 amostras / área foram submetidas a análises físicas, químicas, mineralógicas e de suscetibilidade magnética (χ), e aos resultados foram aplicadas análises estatísticas descritivas, uni e multivariadas. A conversão dos Argissolos naturais fisicamente bons e quimicamente pobres e ácidos para cultivos agrícolas, causou o aumento da densidade e amplitude do pH em água e Al³⁺ do solo, e a redução da macroporosidade, umidade gravimétrica, teores de fósforo disponíveis e ferro oxalato, e da incorporação de carbono orgânico em profundidade. Todos os Argissolos avaliados têm caracteristicamente baixa χ_{bf} e χ_{af} devido à baixa concentração de óxidos de ferro com baixa χ , e sofrem alto aprimoramento na χ_{fd} , o que sugere-se ser decorrente dos processos pedogênicos, intemperismo intenso, clima favorável e alta presença de diamagnéticos que interferem na sua medida. A χ_{bf} e χ_{af} em 0,0-0,05 m e χ_{af} e $\chi_{fd}\%$ em 0,1-0,2 m foram altamente representativos dentro dos cultivos, caracterizando-se como uma proxy adequada ao monitoramento da fertilidade dos Argissolos no sul do Amazonas.

PALAVRAS-CHAVE: Conversão agrícola; óxidos de ferro; sinal magnético; proxy.

MAGNETIC SUSCEPTIBILITY OF ARGISOLS UNDER FOREST AND CULTIVATED IN SOUTH AMAZON

ABSTRACT: Anthropogenic actions have motivated numerous researches on the impacted naturally poor soils of the Brazilian Amazon, requiring the use of diagnostic attributes that are increasingly specific to each environmental change. The use of magnetic proxies inherent in the soil may be the key to understanding the changes that occur in the soil and the environment. Therefore, this study aims to characterize and expand the knowledge about the signal and origin of the magnetic properties of the dominant class of soils (Argisols) of Amazonas for future environmental proxy monitoring. One natural and three cultivated Argisol were sampled using systematic meshes in three layers: 0.0-0.05; 0.05-0.1 and 0.1-0.2 m. A total of 192 samples / area were submitted to physical, chemical, mineralogical and magnetic susceptibility (χ) analyzes, and descriptive, univariate and multivariate statistical analyzes were applied to the results. The conversion of the physically good and chemically poor and acidic natural Argisols to agricultural crops, caused an increase in the density and amplitude of the pH in water and Al^{3+} of the soil, and a reduction in macroporosity, gravimetric humidity, available phosphorus and iron oxalate contents, and the incorporation of organic carbon in depth. All evaluated Argisols have characteristically low χ_{bf} and χ_{af} due to the low concentration of iron oxides with low χ , and undergo high enhancement in $\chi_{fd}\%$, which is suggested to be due to the pedogenic processes, intense weathering, favorable climate and high presence of diamagnetic that interfere with your measurement. The χ_{bf} and χ_{af} at 0.0-0.05 m and χ_{af} and $\chi_{fd}\%$ at 0.1-0.2m were highly representative within the crops, characterized as a good proxy for monitoring the fertility of the Argisols in the Amazon region.

KEYWORDS: Agricultural conversion; iron oxides; magnetic signal; proxy.

1 | INTRODUÇÃO

A Amazônia brasileira possui mais de 5 milhões de km² e abrange o norte e algumas partes do nordeste e oeste do país. Somente no Amazonas, 45% da área é dominada por Argissolos e 26% por Latossolos, conhecidos por seu alto grau de intemperismo, solos ácidos, com baixa capacidade de trocar cátions e de disponibilizar água para as plantas (Ferreira et al., 2006; Teixeira et al., 2010; IBGE, 2014). Com a intensificação das atividades antrópicas, a floresta vem sendo desmatada para a expansão de áreas de cultivo, extração de madeira, mineração ou expansão de infraestrutura, levando à mudança da cobertura primária para pastagens e cultivos agrícolas, e sobretudo, à deterioração dos recursos naturais da bacia amazônica (Hartemink et al., 2008; Nascimento et al., 2018).

Vários estudos têm buscado entender os impactos causados pela conversão do uso da terra no ecossistema local, tanto para os atributos físicos (Souza et al., 2019a), químicos (Souza Braz et al., 2013), hidráulicos (Zimmermann et al., 2006), dinâmica, estabilidade e estoque de C do solo (Araújo et al., 2011; van Straaten et al., 2015; Souza et al., 2019b), como para as mudanças na: quantidade e qualidade da biomassa radicular (Lohbeck et al., 2015); emissão de gases de efeito estufa por queimadas (Fujisaki et al., 2015); atividade

biológica do solo (Rodrigues et al., 2013; Cram et al., 2015); e redução dos serviços ecossistêmicos (Grimaldi et al., 2014).

No entanto, poucos estudos têm avaliado *proxies* nos ambientes terrestres (Minasny & Hartemink, 2011). *Proxies* são capazes de prever grande parte destas propriedades ambientais de forma mais simples, rápida e economicamente viável, dispensando parcialmente algumas etapas de trabalho de campo e de laboratório que normalmente são caros, trabalhosos e levam tempo para processar e adquirir as informações. Dentre algumas alternativas viáveis, está o uso de parâmetros magnéticos dos solos. As propriedades magnéticas fornecem diagnósticos ambientais sobre a concentração, estado do domínio e mineralogia do material, relacionadas a processos geológicos originais ou processos ambientais subsequentes (Dearing, 1999). Uma das propriedades magnéticas mais usadas é a suscetibilidade magnética – χ (quando específica de massa), ou κ (quando específica de volume). A χ é definida como a razão de magnetização de um material quando aplicado um campo magnético (Thompson & Oldfield, 1986; Liu et al., 2012).

Os valores de χ dos solos refletem principalmente as concentrações de magnetita e maghemita pois mesmo em baixa concentração são os minerais mais magnéticos. Estes minerais podem ser categorizados como magnetita litogênica, magnetita neoformada e maghemita pedogênica ou antropogênica (Grimley et al., 2004). As contribuições litogênicas para a SM são majoritariamente reflexo das concentrações de magnetita, mas os processos pedogênicos são dominantes nos sinais de SM, particularmente por neoformação de minerais magnéticos (Thompson & Morton, 1979; Singer et al., 1996; Hanesch et al., 2007). Entretanto, há fatores pedogênicos secundários como revolvimento e queima do solo (Le Borgne, 1955; Mullins, 1977), concentração de minerais magnéticos por intempéries (Grimley, 1996) e ação bacteriana (Fassbinder et al., 1990; Byrne et al., 2016) que também podem afetá-la.

Já os fatores antropogênicos que afetam a SM do solo incluem poluição de estradas (Hoffman et al., 1999), aumento da erosão superficial do solo (Thompson & Oldfield, 1986), distúrbios físicos (Grimley et al., 2004), poluição atmosférica (Sapkota & Cioppa, 2012; Grimley et al., 2017) e acúmulo de metais pesados (Magiera et al., 2006; Cervi et al., 2014). Assim, a assinatura magnética do solo é consequência não apenas do material de origem, propriedades físico-químicas, idade, temperatura, processos biogênicos e pedogênicos, mas também das atividades humanas (Bouhsane & Bouhlassa, 2018).

Então, sabendo-se que as medições de χ são bastante sensíveis às variações ambientais, há maior facilidade na obtenção de conhecimento a respeito dos fatores que influenciam o ambiente, como e. g. mudanças nos processos de formação (Singer et al., 1998), drenagem (Mathe & Leveque, 2003) e remanejamento do solo (Rahimi et al., 2013), mapeamento da contaminação do solo por metais pesados (Martin et al., 2018), entre outros. Aliado a isto, as medições de χ são simples, rápidas, não destrutivas e baratas (Dearing,

1999), revelando ser uma excelente *proxy* para o preenchimento das lacunas existentes acerca dos processos que decorrem da conversão de áreas naturais (florestadas) para cultivos agrícolas e os impactos causados ao ambiente.

No entanto, pouco se sabe sobre o magnetismo em solos tropicais (Hannam et al., 2009), particularmente no Amazonas, onde há um único registro a respeito da variabilidade e densidade amostral da χ (Oliveira et al., 2015). Portanto, este estudo objetiva caracterizar o sinal e origem da χ de Argissolos natural e agrícolas, bem como ampliar o conhecimento acerca de seu comportamento, relações e interdependências com atributos e tipos de uso do solo no sul do Amazonas. Concomitantemente, fornecer subsídios na construção de um banco de dados das propriedades magnéticas do solo para futuras calibrações como uma ferramenta *proxy* ambiental.

2 | MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Descrição e histórico de uso das áreas

O estudo foi desenvolvido em duas propriedades rurais que fazem parte do Assentamento São Francisco dentro do município de Canutama-AM, Brasil. As coordenadas geográficas de referência são 8° 13' 23" S e 64° 00' 50" W, e 8° 13' 25" S e 64° 00' 23" W, para ambas as propriedades. Na referida área, foram selecionados quatro sítios para estudo, sendo um sob floresta nativa (sítio de referência) e três sob cultivos agrícolas, os quais são Urucum (*Bixa orellana*), Cupuaçu (*Theobroma grandiflorum*), e Guaraná (*Paullinia cupana*) (Figura 6).

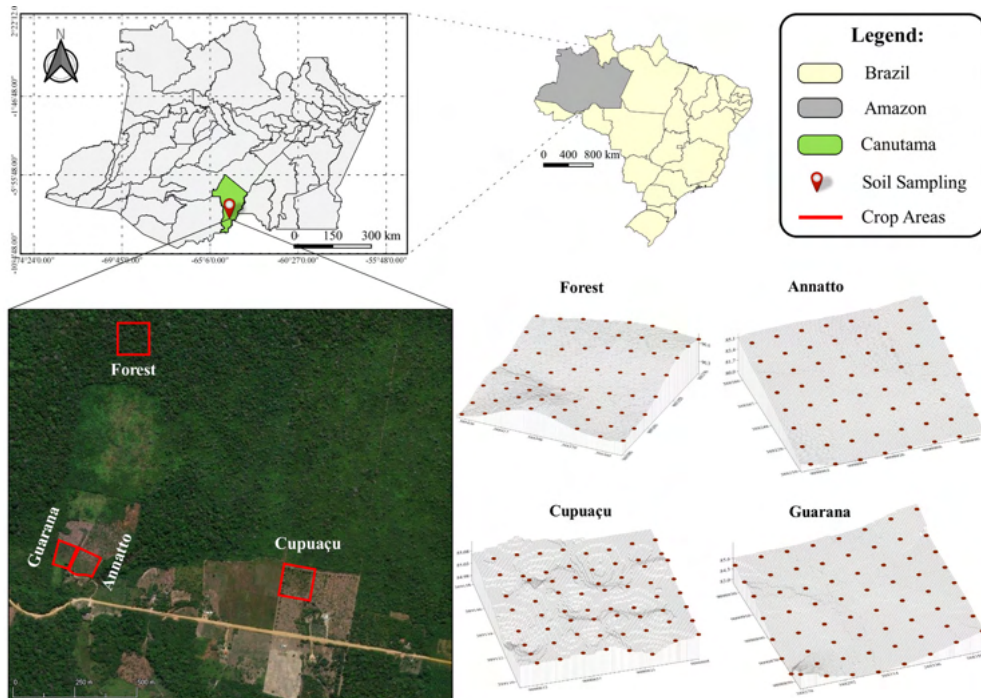


Figura 6: Localização, vista aérea e relevo das áreas de estudo no município de Canutama, sul do Amazonas.

O solo foi classificado como Argissolo Vermelho-Amarelo Distrófico típico para todas as áreas de acordo com o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (Santos et al., 2018). Em todo o estado, os Argissolos são predominantes e compreendem 45% da área, os quais são, dentro da localização do estudo, oriundos de sedimentos das coberturas fanerozóicas da bacia do Solimões, que engloba o vasto interflúvio entre os rios Javari/Juruá/Purus e Madeira (Reis et al., 2006). O clima característico da região, segundo a classificação de Köppen, é Tropical Chuvoso, subtipo climático Am (chuvas do tipo monção), com período seco de pequena duração, temperatura média anual entre 25° e 27°C e pluviosidade variando de 2.800 mm a 3.100mm ao ano (Alvares et al., 2013).

Quanto ao histórico de uso das áreas, guaraná, cupuaçu e urucum são cultivados há 7, 7 e 3 anos, respectivamente, em um terreno com declive médio de 3%. Estas áreas cultivadas são oriundas de uma floresta nativa que foi derrubada, queimada e destocada manualmente para limpeza da área, seguida de implantação das culturas. Desde a implantação das culturas, nunca houve qualquer prática de queima, calagem ou fertilização do solo. Mas, durante o período chuvoso, as plantas daninhas são controladas com glifosato e roçadeira motorizada. Por ocasião da coleta das amostras, observou-se no sítio de cupuaçu um alto volume de biomassa sobre a superfície do solo, provavelmente ocasionado pela ausência de tratos culturais e acúmulo de folhas e de seu relevo mais

plano. Já a floresta é nativa da área e não sofre interferência antrópica, sua cobertura é constituída por árvores adensadas e multiestratificadas entre 20 a 50 metros de altura, sendo classificada como Floresta tropical ombrófila densa.

2.2 Metodologia de campo

Para a amostragem, foram estabelecidas malhas de acordo com as dimensões de cada sítio, conforme discriminada a seguir: guaraná e floresta, 70 m x 70 m, com espaçamento entre pontos de 10 m x 10 m; cupuaçu, 42 x 42 m, com espaçamento entre pontos de 6 m x 6 m; urucum, 70 m x 56 m, com espaçamento entre pontos de 10 m x 8 m. As amostras foram coletadas nos pontos de cruzamento das malhas, perfazendo 64 pontos amostrais em cada área, das quais foram amostradas três camadas: 0,00-0,05 m; 0,05-0,10 m; e 0,10-0,20 m, somando 192 amostras por sítio e 768 amostras no total.

As amostras coletadas foram do tipo deformada (em forma de torrão) e indeformadas. Cada torrão foi seco à sombra e levemente destorroado de forma manual, passando-se metade em peneira de malha de 2,00 mm, compondo a fração terra fina seca ao ar (TFSA), necessário para execução de análises químicas e granulométrica do solo. A outra metade foi passado em peneira de 9,51 mm para 4,76 mm de malha para a análise de estabilidade de agregados do solo. As amostras indeformadas foram coletadas em anéis cilíndricos com volume médio de 81,7 cm³ para realização das demais análises físicas (Teixeira et al., 2017).

2.3 Metodologia laboratorial

2.3.1 Análises Físicas

Foram realizadas análises seguintes análises físicas: granulometria, macroporosidade (MaP), microporosidade (MiP), porosidade total (PT), umidade gravimétrica (Ug), densidade do solo (Ds), resistência à penetração (RP) e estabilidade de agregados do solo. A granulometria foi determinada com solução de NaOH a 0,1 mol L⁻¹ como dispersante químico sob descanso de 16 horas, seguida de agitação da suspensão em copos metálicos acoplados com água em agitador elétrico tipo Stirrer a 12.000 RPM por 15 minutos (Teixeira et al., 2017). A fração argila e silte foram separadas pelo método da pipeta e a fração areia obtida por tamisação.

Para as determinações da MaP, MiP, PT e Ug, os anéis volumétricos coletados foram inseridos em mesa de tensão (Teixeira et al., 2017). Primeiramente as amostras foram preparadas retirando-se o excesso de solo de suas extremidades, para depois serem saturadas em uma lâmina de água numa bandeja de alumínio, até atingir 2/3 da altura dos anéis. Em seguida, a PT foi determinada pelo método da saturação (Eq. 10). A MaP foi quantificada a partir do equilíbrio do conjunto (anel-solo), após aplicada a tensão de 6 kPa em mesa de tensão (Eq. 11). A MiP foi obtida após subtração do peso do conjunto anel-solo

equilibrados à 6 kPa e o seu respectivo peso seco em estufa a 105 °C (Eq. 12). A U_g foi calculada pela diferença da massa do solo úmido e seco (Eq. 13). A determinação da D_s foi realizada na sequência, conforme descrito em Grossman & Reinsch (2002), em que o solo contido no anel volumétrico foi seco em estufa à 105°C, até peso constante (Eq. 14).

$$PT = \frac{V_{\text{poros}}}{V_{\text{solo}}} = \frac{V_{\text{sat}}}{V_{\text{solo}}} \quad (10)$$

$$MaP = \frac{V_{\text{macro}}}{V_{\text{solo}}} = \frac{(\text{peso solo saturado} - \text{peso equilibrado} - 1 \text{ kPa})}{V_{\text{solo}}} \quad (11)$$

$$MiP = \frac{V_{\text{micro}}}{V_{\text{solo}}} = \frac{(\text{peso equilibrado a} - 6 \text{ kPa} - \text{peso equilibrado a } 105^\circ\text{C})}{V_{\text{solo}}} \quad (12)$$

$$U_g = \frac{S_{\text{úmido}} - S_{\text{seco}}}{S_{\text{seco}}} \quad (13)$$

$$\text{Densidade} = \frac{S_{\text{seco}}}{V_{\text{anel}}} \quad (14)$$

A RP foi medida em laboratório nas mesmas amostras coletadas com os anéis volumétricos, mas utilizando um penetrômetro eletrônico modelo MA-933, marca Marconi, com velocidade constante de 0,1667 mm s⁻¹, equipado com uma célula de carga de 200 N, haste com cone de 4 mm de diâmetro de base e semiângulo de 30°, com receptor e interface acoplados a um microcomputador, para registro das leituras por meio de um software próprio do equipamento (Dalchiavon et al., 2011).

A determinação da estabilidade dos agregados do solo foi realizada pelo método de peneiramento úmido, segundo método de Kemper & Rosenau (1986), com modificações nas seguintes classes de diâmetro: 4,76-2,0 mm; 2,0-1,0 mm; 1,0-0,50 mm; 0,50-0,25 mm; 0,25-0,125; 0,125-0,063 mm. Os agregados provenientes da peneira de 4,76 mm foram colocados no equipamento yoder a base d'água (tamizador Yoder 'Solotest') sobre a peneira cimeira do conjunto, em 32 oscilações por minuto, durante 15 minutos. A massa do material retido em cada peneira (2; 1; 0,5; 0,25; 0,125 e 0,063 mm) foi colocada em estufa a 105°C até atingir peso constante e a seguir pesados. Os resultados foram expressos em: diâmetro médio geométrico (DMG) (Schaller & Stockinger, 1953), e diâmetro médio ponderado (DMP) (Castro Filho et al., 1998), de acordo com as Eq. 15 e 16:

$$DMG = \frac{\sum_{i=1}^n n_i \log D_i}{\sum n_i} \times 10 \quad (15)$$

$$DMP = \frac{\sum_{i=1}^n n_i D_i}{\sum n_i} \quad (16)$$

em que: n_i é a % de agregados retidos em determinada peneira; D_i é o diâmetro médio de determinada peneira; N é o número de classes de peneiras.

2.3.2 Análises Químicas

Para realização das análises químicas utilizou-se a fração TFSA das amostras. A

acidez potencial (H+Al) foi determinada volumetricamente por meio da titulação de NaOH 0,025 mol L⁻¹ em acetato de cálcio a pH 7,0 como extrator, além da adição de fenolftaleína como indicador (Teixeira et al., 2017). Da mesma forma, o alumínio trocável (Al³⁺) foi obtido utilizando-se KCl 1 mol L⁻¹ como extrator e NaOH 0,025 mol L⁻¹ como titulante em presença de azul de bromotimol como indicador colorimétrico (Teixeira et al., 2017). Já o pH em água foi determinado em pHmetro, utilizando-se relação 1:2,5 de solo em água.

O carbono orgânico (CO) do solo foi determinado pelo método via úmida de Walkley & Black (1934), modificado por Teixeira et al. (2017). Também foram determinadas as concentrações de fósforo (P), potássio (K⁺), cálcio (Ca²⁺) e magnésio (Mg²⁺), todos extraídos pelo método da resina trocadora de íons. Com base nos resultados das bases trocáveis e acidez potencial foram calculados: capacidade de troca de cátions efetiva (CTC_e) e potencial (CTC_p); soma de bases (SB), saturação por bases (V) e saturação por alumínio (m).

O ferro foi extraído através de dissolução seletiva de óxidos de ferro pedogênicos. Os teores de ferro livre (Fe_l) foram extraídos por ditionito-citrato-bicarbonato de sódio (Mehra & Jackson, 1958). Já os teores de ferro de baixa cristalinidade (Fe_o) foram extraídos com oxalato ácido de amônio (pH 3,0) no escuro (McKeague & Day, 1966). Após extração, os teores foram determinados por colorimetria (Teixeira et al., 2017).

2.3.3 Difratomia de Raio-X e Suscetibilidade Magnética

A fração argila obtida pelo método da pipeta, seguida de sifonação (Teixeira et al., 2017), foi utilizada para quantificar, pelo método do pó, os teores de hematita (Hm), goethita (Gt) e maghemita (Mh) por difratometria de raio-X (DRX). Os óxidos de ferro da fração argila foram concentrados por ebulição em NaOH 5 mol L⁻¹ (Kämpf & Schwertmann, 1982), e difratados com espectrômetro Mini-Flex Rigaku II (20mA, 30 Kv, radiação CuKα) a uma taxa de varredura de 1° 2θ min⁻¹. Os teores de Hm e Gt da fração argila foram calculadas alocando-se a diferença entre teor de ferro livre (Fe_l) e de baixa cristalinidade (Fe_o) a estes óxidos. As áreas para os picos Hm (012) e Mh (220) foram multiplicadas por um fator de 3,5. A área total foi considerada como a combinação de (110), 3,5 vezes (012) e 3,5 vezes (220) (Eqs 17 a 19).

$$Gt (\%) = \left(\frac{\text{área } Gt(110)}{\text{área total}} \right) \times 100 \quad (17)$$

$$Hm (\%) = \left(\frac{\text{área } Hm(012) \times 3,5}{\text{área total}} \right) \times 100 \quad (18)$$

$$Mh (\%) = \left(\frac{\text{área } Mh(220) \times 3,5}{\text{área total}} \right) \times 100 \quad (19)$$

A suscetibilidade magnética volumétrica (κ, adimensional) foi medida em aparelho Bartington MS2, acoplado ao sensor Bartington MS2B, utilizando 10 gramas de TFSA previamente diluída em material inerte (sacarose) para completar o volume necessário à

leitura (Dearing, 1999). As leituras foram feitas em baixa (0,47 kHz; κ_{bf}) e alta (4,7 kHz; κ_{af}) frequência. A densidade aparente (ρ) de cada amostra foi obtida dividindo-se massa por volume. Então, a susceptibilidade magnética específica de massa (χ) medida em baixa (χ_{bf}) e alta frequência (χ_{af}) foram calculadas conforme as Eq. 20 e 21, respectivamente:

$$\chi_{bf} (m^3 \cdot Kg^{-1}) = \kappa_{bf} / \rho \quad (20)$$

$$\chi_{af} (m^3 \cdot Kg^{-1}) = \kappa_{af} / \rho \quad (21)$$

A partir destas expressões obteve-se a χ de perda percentual, denominada suscetibilidade magnética dependente de frequência percentual (χ_{fd} %), conforme Eq. 22:

$$\chi_{fd} (\%) = \left(\frac{\chi_{bf} - \chi_{af}}{\chi_{bf}} \right) * 100 \quad (22)$$

2.3.4 Análises estatísticas

Os dados foram avaliados primeiramente pela análise exploratória da estatística descritiva, calculando-se a média, coeficiente de variação e hipótese de normalidade dos dados (teste de Kolmogorov-Smirnov à 5% e 1%). Depois, foi feita uma análise de variância univariada (ANOVA) para verificar se existe diferença significativa entre os atributos do solo das diferentes áreas, por meio do teste de Tukey a 5 % de probabilidade. Tanto a estatística descritiva como a ANOVA foram executadas no software SPSS 25.0 (IBM Corp., 2017).

Em seguida, foi aplicada uma análise fatorial (AF) extraída por componentes principais (ACP) a fim de encontrar significância estatística que caracterizem os atributos que sofrem maior influência sobre o uso do solo, suas relações e influências com χ e com os ambientes analisados. A adequabilidade da análise foi apurada pelo teste de Bartlett (que aceita ou rejeita as igualdades entre as matrizes correlação e identidade), KMO (que avalia as correlações simples e parciais das variáveis) e Kaiser (que incorpora somente fatores com autovalores $> 1,0$), conforme descrito por Mingoti (2007). Na extração dos fatores, foram permitidas as CP em que as variáveis apresentaram comunalidades ≥ 5 . Após extração, o gráfico de dispersão incluído de apenas 2 CP que explicam ≥ 70 % da variância das variáveis foram rotacionados e os escores padronizados com média zero e a distância entre si medida pelo desvio padrão. Assim, pôde-se obter um gráfico em plano bidimensional fácil de interpretar e de discriminar os atributos do solo em cada CP.

Por fim, foi executada uma análise de agrupamento hierárquico, utilizando da distância euclidiana para medir os acessos do conjunto de variáveis correlacionadas pela ACP, e traçando-se uma linha paralela ao eixo horizontal, onde se encontram as maiores distâncias em que os grupos são formados. O resultado da análise foi representado em forma de dendrograma para facilitar a identificação dos agrupamentos entre atributos em função da χ . Ambas AF-CP e análise de agrupamentos foram executadas no software

3 | RESULTADOS

3.1 Atributos físicos e químicos dos Argissolos

Os resultados mostram que as áreas de floresta e de cultivos apresentaram textura média (Tabela 1), com variação de classe textural de franco-siltosa a franco-argilosa entre as camadas de floresta e de cupuaçu, franca a franca-argilosa em urucum e classe franca em área de guaraná. A densidade do solo (Ds) variou de 0,93 a 1,18 g cm⁻³ para os Argissolos cultivados, com nítida diferença estatística para o cultivo de guaraná e para a subsuperfície da área de cupuaçu. Em contraste, o Argissolo sob floresta possui Ds variando de 0,89 a 1,02 g cm⁻³ entre camadas, revelando que o ambiente natural detém a menor Ds.

Propriedades	Camada 0,00 – 0,05 m				Camada 0,05 – 0,10 m				Camada 0,10 – 0,20 m			
	Cupuaçu	Floresta	Guaraná	Urucum	Cupuaçu	Floresta	Guaraná	Urucum	Cupuaçu	Floresta	Guaraná	Urucum
Areia (g kg ⁻¹)	281,80 b	250,44 b	387,80 a	391,15 a	294,73 c	227,88 d	351,31 b	374,22 a	286,73 c	235,89 d	367,88 b	373,80 a
Silte (g kg ⁻¹)	513,00 a	534,89 a	400,42 c	446,72 b	399,62 b	480,42 a	415,67 b	317,03 c	454,40 c	459,38 a	434,45 b	406,15 c
Argila (g kg ⁻¹)	205,20 a	214,66 a	205,27 a	172,65 b	305,64 ab	267,70 b	236,84 c	313,09 a	287,86 a	304,72 a	203,63 b	210,40 b
RP (MPa)	0,37 c	0,37 c	0,82 a	0,58 b	0,52 b	0,74 b	1,03 a	1,05 a	0,67 a	0,65 a	0,69 a	0,75 a
Ds (g cm ⁻³)	0,93 c	0,89 c	1,10 a	0,99 b	1,18 a	0,96 c	1,12 a	1,05 b	1,14 a	1,02 b	1,12 a	1,06 b
DMG (mm)	2,62 b	2,87 a	2,82 a	2,81 a	2,58 b	2,53 b	2,65 b	2,81 a	2,34 b	2,12 b	2,06 b	2,71 a
DMP (mm)	3,11 b	3,19 a	3,17 a	3,20 a	3,03 b	2,96 b	3,09 b	3,16 a	2,85 c	2,71 b	2,68 bc	3,10 a
Macro (m ³ m ⁻³)	16,47 a	16,15 a	8,62 b	15,16 a	13,16 b	16,99 a	8,86 c	10,16 c	13,57 b	15,85 a	11,75 bc	10,92 c
Micro (m ³ m ⁻³)	26,19 c	36,51 b	37,97 a	33,97 b	22,97 c	35,96 ab	36,29 a	34,13 b	11,45 c	33,44 b	37,72 a	32,20 b
PT (m ³ m ⁻³)	40,66 b	50,53 a	46,60 a	48,08 a	34,02 c	50,83 a	45,15 b	47,22 b	45,43 a	47,88 a	47,29 a	42,71 b
UmG (m ³ m ⁻³)	27,99 c	40,63 a	34,59 b	35,34 b	19,39 c	37,40 a	32,26 b	32,60 b	29,83 b	32,18 ab	32,69 a	30,76 b
pH (H ₂ O)	3,67 ab	3,61 c	3,73 b	3,83 a	3,92 a	3,71 b	3,91 a	3,93 a	3,97 a	3,91 b	3,89 a	3,91 ab
Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³)	6,20 a	4,92 b	4,72 bc	4,52 c	5,00 b	5,51 ab	5,69 a	4,64 b	4,75 b	5,10 a	4,52 c	4,34 c
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	13,40 a	12,83 a	8,76 a	10,17 a	8,40 b	9,37 b	10,83 a	9,39 b	9,21 b	8,45 b	10,95 a	9,49 b
P (mg dm ⁻³)	3,04 d	10,71 a	5,87 c	7,21 b	2,59 d	7,39 a	5,18 c	6,26 b	3,24 b	4,38 a	4,32 a	4,83 a

K ⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,05 c	0,12 b	0,10 b	0,13 a	0,05 b	0,07 b	0,08 b	0,10 a	0,06 a	0,07 a	0,06 a	0,10 a
Ca ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	1,11 b	0,59 c	0,96 b	1,80 a	0,97 b	0,38 c	0,96 b	1,67 a	0,66 b	1,52 a	0,86 b	0,88 b
Mg ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,27 c	0,19 c	0,36 b	0,71 a	0,18 c	0,12 c	0,28 b	0,55 a	0,14 b	0,36 a	0,25 b	0,19 b
SB (cmol _c dm ⁻³)	1,44 b	0,91 c	1,42 b	2,64 a	1,19 b	0,58 c	1,31 b	2,32 a	0,86 b	1,96 a	1,18 b	1,18 b
CTC _e (cmol _c dm ⁻³)	7,64 a	5,83 c	6,14 bc	7,16 ab	6,19 bc	6,09 c	7,01 b	6,97 a	5,61 b	7,06 a	5,70 c	5,52 bc
CTC _T (cmol _c dm ⁻³)	14,84 a	13,74 a	10,18 a	12,81 a	9,60 b	9,95 b	12,15 a	11,71 a	10,07 b	10,41 b	12,13 a	10,66 ab
V (%)	9,68 c	6,55 d	14,13 b	20,91 a	12,61 b	5,84 c	11,03 b	19,68 a	8,43 b	18,81 a	9,87 b	11,06 b
m (%)	81,28 b	85,31 a	77,38 b	62,95 c	81,12 b	90,88 a	81,05 b	67,23 c	84,93 a	72,23 c	79,56 ab	78,58 bc
CO (g kg ⁻¹)	23,83 a	20,26 b	15,61 c	15,87 b	22,66 a	12,97 c	12,92 c	17,23 b	8,52 c	12,62 a	10,84 b	7,39 c

Médias seguidas de letras iguais na mesma linha e camada não diferem entre si ao nível de 5% de probabilidade. RP: resistência à penetração; Ds: Densidade do solo; DMG: diâmetro médio geométrico; DMP: diâmetro médio ponderado; PT: porosidade total; UmG: umidade gravimétrica; Al³⁺: acidez trocável; H+Al: acidez potencial; SB: soma de bases; CTC_e: capacidade de troca catiônica efetiva; CTC_T: capacidade de troca catiônica potencial; V: saturação por bases; m: saturação por alumínio; CO: carbono orgânico.

Tabela 1: Teste de médias (Tukey; p<0,05) para os atributos físicos e químicos de Argissolos sob diferentes usos em Canutama, Amazonas.

A resistência mecânica à penetração de raízes (RP) apresentou um aumento gradativo na seguinte ordem: cupuaçu > floresta > urucum > guaraná, as quais mostraram valores médios entre as camadas de 0,52; 0,58; 0,79 e 0,84 MPa, respectivamente (Tabela 1). Quanto aos agregados estáveis em água, a área de urucum mostrou manter os agregados mais estáveis, com significância estatística visível a partir dos 0,05 m de profundidade, onde foram obtidos valores de diâmetro médio geométrico (DMG) variando entre 2,71 a 2,81 mm, e valores de diâmetro médio ponderado (DMP) entre 3,10 a 3,16 mm. Mas de maneira geral, todos os Argissolos apresentam agregados bem estáveis, conforme os seus altos valores de carbono orgânico (CO) evidenciam (Tabela 1). O Argissolo natural exibiu os maiores valores de macroporosidade (MaP) e porosidade total (PT) em relação aos cultivados, com valor médio em 0,0-0,2 m de 16,33 e 49,7 m³ m⁻³, respectivamente. Esta maior MaP e PT na floresta acarretou numa maior umidade gravimétrica (UmG) do solo, com valores variando de 32,18 a 40,63 m³ m⁻³ entre camadas.

Quanto às características químicas, para todos os tipos de cobertura a acidez do solo está muito elevada (pH < 4,5 – Ribeiro et al. (1999)). Os Argissolos cultivados mostraram valores de pH em água variando de 3,67 a 3,97 e o Argissolo sob floresta natural

de 3,61 a 3,91, entre camadas (Tabela 1). Apesar da estreita faixa entre seus valores, o teste de médias estratificado por camadas mostra claramente que a floresta detém valores estatisticamente inferiores ($p \leq 0,05$) em relação aos cultivos. Por outro lado, se constata que a acidez trocável (Al^{3+}) também está muito alta ($Al^{3+} > 2,0 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ – Ribeiro et al. (1999)) para todos os tipos de uso, com valores entre 4,34 a 6,20 $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ nos Argissolos cultivados e de 4,92 a 5,51 $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ no Argissolo natural. Já a acidez potencial ($H+Al$) mostrou resultados que não diferem na superfície dos ambientes. Enquanto o ambiente natural mostrou $H+Al$ decrescendo em profundidade (12,83-8,45 $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$), os Argissolos cultivados mostraram valores mais discrepantes (13,40 a 8,40 $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$).

Os teores de P disponível encontrados são baixos em todos os solos, dos quais a floresta exibiu o maior teor em superfície, seguido de decaimento em profundidade (10,71 para 4,34 mg dm^{-3}). No entanto, esses teores são estatisticamente superiores aos encontrados para os Argissolos cultivados (variação de 7,21 a 2,59 mg dm^{-3}), o que reflete a sua baixa mobilidade e solubilidade em solos de natureza ácida. Já os teores de Ca^{2+} e Mg^{2+} decaem da superfície para subsuperfície nos Argissolos cultivados, com valores superiores na área de urucum até os 0,1 m, mas não decrescem no perfil da floresta, a qual exibiu os teores mais elevados em subsuperfície. A área de urucum também possui os maiores teores de K^+ , mas não há uma distinção entre os valores das áreas cultivadas para a floresta, principalmente na camada de 0,1-0,2 m onde não houve diferenças estatísticas entre nenhum ambiente.

Ambas as capacidades de troca catiônica efetiva (CTC_e) e potencial (CTC_p) exibiram valores dentro de uma faixa considerada como boa (4,61-8,00 para CTC_e e 8,61-15,00 para CTC_p) (Ribeiro et al., 1999). Porém, a saturação por bases ($V\%$) não ultrapassou um valor de 20% entre os ambientes, o que significa valores muito baixos ($< 25\%$) pela classificação de Fageria & Gheyi (1999), e a saturação por alumínio ($m\%$) variou de 62,95 a 84,93% nas áreas cultivadas, podendo chegar a valores extremamente altos no ambiente natural (90,88%).

3.2 Suscetibilidade magnética específica de massa (χ) e óxidos de ferro

A suscetibilidade magnética específica de massa (χ) medida em baixa frequência (χ_{bf}) decresceu em profundidade para os Argissolos cultivados, com valores entre 0,53 a 0,26 $\times 10^{-6} \text{ m}^3 \text{ kg}^{-1}$ (Figura 7), indicando um aprimoramento do sinal magnético em superfície. Para o Argissolo natural, esse aprimoramento só foi visto para a χ de frequência dependente (χ_{fd}), em que os valores decrescem a partir da superfície de 23,3 para 6,6%. Entre 0,05-0,15 m de profundidade, a χ_{fd} também apresentou um pico anômalo de crescimento com valores alcançando até 48% para as áreas cultivadas (cupuaçu e urucum).

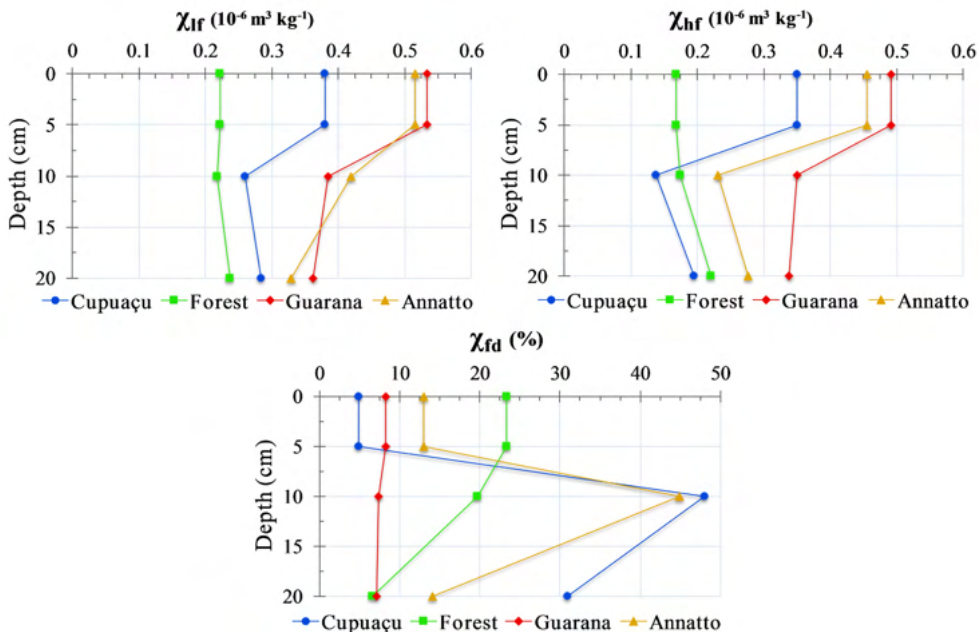


Figura 7: Variação da suscetibilidade magnética em profundidade em solos sob diferentes cultivos no sul do Amazonas.

Para analisar a representatividade dos dados amostrais obtidos de suas respectivas áreas, ambas medições de χ_{bf} , χ_{af} , χ_{fd} e teores de ferro cristalinos (Fe_o) e mal cristalizados (Fe_d) foram submetidos a análises de dispersão, avaliada através do coeficiente de variação (CV%), e de análises não-paramétricas (teste de Kolmogorov-Smirnov). Um padrão de média variabilidade na distribuição dos dados de χ_{bf} e χ_{af} foi visto para os Argissolos cultivados, em que os valores de CV variam entre 12 e 60% (Warrick & Nielsen, 1980) em todas as camadas amostradas (Tabela 2). Já o Argissolo florestado apresenta χ_{bf} e χ_{af} com distribuição de dados de baixa a média variabilidade (CV < 60%) entre camadas. Em oposição, a χ_{fd} revela uma maior variabilidade na distribuição dos dados amostrais para todos os Argissolos estudados, principalmente na subsuperfície, onde os valores de CV ultrapassaram 60% (exceção para área de cupuaçu). Essa maior variabilidade na distribuição dos dados de χ_{fd} reflete a natureza estimatória da variável.

Por outro lado, os teores de Fe_d e Fe_o mostraram uma distribuição ao longo da área homogênea (CV < 12%) entre camadas dos Argissolos cultivados, e majoritariamente média no Argissolo natural. Através do teste de Kolmogorov-Smirnov, o qual julga a normalidade da distribuição dos dados obtidos em relação à uma distribuição gaussiana normal (Lopes et al., 2012), percebe-se que a maioria das medidas de χ e dos teores de Fe_d e Fe_o estão normais ao nível de 5 e 1% de probabilidade. Algumas exceções de não-normalidades devem ser mencionadas, como ocorreu para a χ_{bf} e χ_{af} na camada superficial

das áreas cultivadas, e os teores de Fe_d e Fe_o na subsuperfície da floresta, indicando que essas variáveis exibem distribuição de dados assimétrica e valores de mediana distantes da média.

Quanto às características individuais, não foi encontrada diferença significativa nos teores de livre (Fe_d) entre os Argissolos natural e cultivados, os quais registraram uma variação de 20,7 a 25,5 g kg^{-1} em Argissolo sob floresta, e de 12,8 a 24,7 g kg^{-1} nos Argissolos cultivados. Mas os teores de Fe_o difere dentre os ambientes, sendo o natural o detentor dos maiores teores tanto em superfície (0,29 g kg^{-1}) como em subsuperfície (1,87 g kg^{-1}). A aplicação da difratometria de raios-X para os teores dos óxidos de ferro das amostras constatou a presença dos óxidos de ferro goethita (α -FeOOH) e hematita (α - Fe_2O_3) na fração argila de todos os Argissolos, e uma baixa quantidade (3 g kg^{-1}) de maghemita (Mh) pedogênica (γ - Fe_2O_3) para a área de urucum.

Estatística Descritiva	Cupuaçu			Floresta			Guaraná			Urucum		
	Média	¹ CV%	² K-S	Média	¹ CV%	² K-S	Média	¹ CV%	² K-S	Média	¹ CV%	² K-S
0,00 – 0,05 m												
³ X _{bt} (10 ⁻⁶ m ³ kg ⁻¹)	0,38 b	43,78	0,17 ^{ns}	0,22 c	11,52	0,12 ^{**}	0,53 a	35,86	0,20 ^{ns}	0,51 a	55,92	0,17 ^{ns}
⁴ X _{at} (10 ⁻⁶ m ³ kg ⁻¹)	0,35 b	41,32	0,19 ^{ns}	0,17 c	11,81	0,10 ^{**}	0,49 a	37,63	0,20 ^{ns}	0,45 ab	58,46	0,19 ^{ns}
⁵ X _{td} (%)	4,87 c	89,37	0,13 ^{**}	23,31 a	49,13	0,15 ^{ns}	8,26 c	53,20	0,09 ^{**}	12,98 b	63,13	0,14 ^{ns}
⁶ Fe _d (g kg ⁻¹)	21,32 a	9,52	0,13 [*]	20,74 a	10,12	0,08 [*]	21,43 a	6,35	0,11 [*]	12,88 b	12,28	0,19 ^{ns}
⁷ Fe _o (g kg ⁻¹)	0,13 b	8,38	0,15 [*]	0,29 a	15,56	0,10 [*]	0,13 b	12,58	0,15 [*]	0,03 c	21,10	0,11 [*]
0,05 – 0,10 m												
³ X _{bt} (10 ⁻⁶ m ³ kg ⁻¹)	0,26 c	17,39	0,12 ^{**}	0,21 d	10,64	0,13 ^{**}	0,38 b	18,55	0,12 ^{**}	0,42 a	15,02	0,09 ^{**}
⁴ X _{at} (10 ⁻⁶ m ³ kg ⁻¹)	0,14 d	28,42	0,12 ^{**}	0,17 c	12,28	0,14 ^{ns}	0,35 a	17,85	0,08 ^{**}	0,23 b	21,48	0,08 ^{**}
⁵ X _{td} (%)	48,02 a	19,28	0,09 ^{**}	19,78 b	34,98	0,10 ^{**}	7,37 c	64,23	0,08 ^{**}	44,85 a	18,03	0,06 ^{**}
⁶ Fe _d (g kg ⁻¹)	18,41 b	8,72	0,16 [*]	23,75 a	12,03	0,16 [*]	23,26 a	8,57	0,17 [*]	17,39 b	8,74	0,12 [*]
⁷ Fe _o (g kg ⁻¹)	0,08 c	10,72	0,28 ^{ns}	0,91 a	27,39	0,25 ^{ns}	0,26 b	6,44	0,10 [*]	0,03 c	11,97	0,08 [*]
0,10 – 0,20 m												
³ X _{bt} (10 ⁻⁶ m ³ kg ⁻¹)	0,28 c	15,51	0,14 ^{ns}	0,23 d	10,27	0,12 ^{**}	0,36 a	17,20	0,09 ^{**}	0,33 b	16,00	0,12 ^{**}
⁴ X _{at} (10 ⁻⁶ m ³ kg ⁻¹)	0,19 d	19,78	0,07 ^{**}	0,22 c	12,03	0,09 ^{**}	0,34 a	18,96	0,12 ^{**}	0,27 b	17,27	0,12 ^{**}
⁵ X _{td} (%)	31,00 a	22,96	0,11 ^{**}	6,60 c	77,15	0,11 ^{**}	7,19 c	81,59	0,16 ^{ns}	14,13 b	74,67	0,20 ^{ns}
⁶ Fe _d (g kg ⁻¹)	16,00 c	14,75	0,09 [*]	25,56 a	18,15	0,18 ^{ns}	24,72 a	9,08	0,15 [*]	22,43 b	12,83	0,09 [*]
⁷ Fe _o (g kg ⁻¹)	0,02 c	21,92	0,33 ^{ns}	1,87 a	9,41	0,23 ^{ns}	0,38 b	15,32	0,13 [*]	0,03 c	17,71	0,07 [*]
	Cupuaçu			Floresta			Guaraná			Urucum		
⁸ Mh (g kg ⁻¹)	-			0			-			3		
⁹ Gt (g kg ⁻¹)	22			17			33			12		

Médias seguidas de letras iguais na linha não diferem entre si ao nível de 5% de probabilidade. ¹CV%: coeficiente de variação; ²K-S: teste de normalidade Kolmogorov-Smirnov; ³ χ_{bf} : SM medida em baixa frequência; ⁴ χ_{af} : SM medida em alta frequência; ⁵ χ_{fd} : SM de frequência dependente; ⁶Fe_d: ferro extraído por ditionito-bicarbonato-citrato de sódio; ⁷Fe_o: ferro extraído por oxalato ácido de amônio; ⁸Mh: maghemita; ⁹Gt: goethita; ¹⁰Hm: hematita; *: significativo ao nível de 5% de probabilidade; **: significativo ao nível de 1% de probabilidade; ns: não significativo.

Tabela 2: Suscetibilidade magnética e teores de ferro pedogênicos de Argissolos sob diferentes usos em Canutama, Amazonas.

Para as medidas de χ , o teste de médias de Tukey relevou diferenças significativas para todas as frequências entre todas as camadas dos Argissolos. Os valores médios de χ_{bf} obtidos entre camadas para os cultivos de cupuaçu, guaraná e urucum são de 0,30; 0,42 e 0,42 x 10⁻⁶ m³ kg⁻¹, respectivamente, e de 0,22 x 10⁻⁶ m³ kg⁻¹ para a floresta. A χ_{af} apresenta valores médios entre camadas semelhantes: 0,22; 0,39 e 0,31 x 10⁻⁶ m³ kg⁻¹ respectivamente para os cultivos de cupuaçu, guaraná e urucum, e de 0,18 x 10⁻⁶ m³ kg⁻¹ para a floresta. A maior perda percentual de χ foi encontrada na área de cupuaçu, com valor médio de 28%, enquanto a menor foi observada para o cultivo de guaraná, com valor médio 7%.

Estes baixos valores de χ_{bf} revelam a baixa concentração de cristais multidomínios (MD; diâmetro > 110 μ m) e de pseudo-simples domínio (PSD; 110 μ m < d < 0,2 μ m) em todos os ambientes. O cruzamento das informações obtidas de χ_{bf} e χ_{fd} , as quais fornecem a distinção das proporções das frações magnéticas e seus respectivos estados de domínio, é mostrado na Figura 8. Constatou-se que em uma pequena faixa da χ_{bf} (0,1-0,6 x 10⁻⁶ m³ kg⁻¹), houve uma perda percentual de χ variando majoritariamente entre 0-10% em cultivo de guaraná, de 10-30% em área florestada, e mais amplamente nos demais Argissolos. Portanto, considerando a classificação de Dearing (1994), misturas ultrafinas de grãos superparamagnéticos (SP; d < 0,02 μ m) com simples domínio (SD; d < 0,2 μ m) à MD dominam a assembleia na área de guaraná, enquanto que mais de 75% da χ do solo da floresta provém unicamente de cristais SP. Já as áreas de cupuaçu e urucum possuem conduta magnética rara, errônea ou com anisotropias.

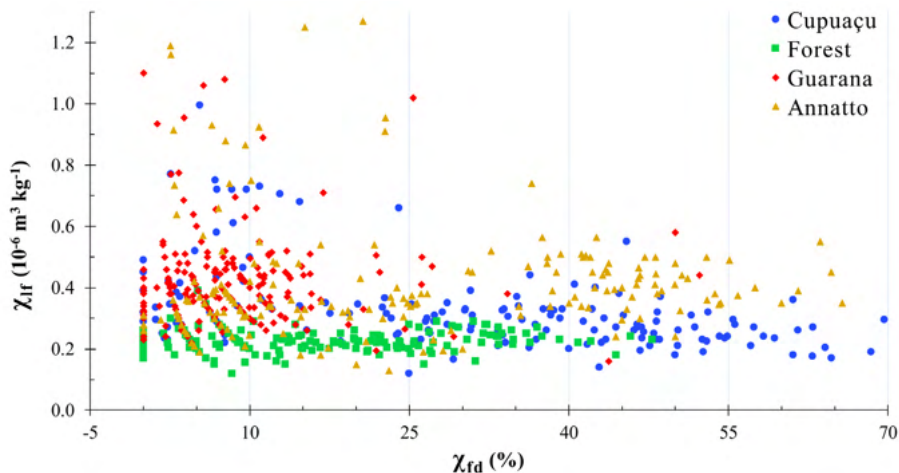


Figura 8: Gráfico de dispersão da suscetibilidade magnética de massa específica em baixa frequência versus frequência dependente para camada arável (0,0-0,2 m) de Argissolos sob diferentes usos no sul do Amazonas.

Após avaliação descritiva, as relações entre atributos e usos do solo com a propriedade da também foi avaliada por estatística multivariada. Especificamente, aplicou-se uma análise fatorial (AF) e análise de clusters (AC). Na AF, se estabeleceu 2 fatores extraídos por componentes principais (CP), em que o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) indicou que os resultados de correlação entre variáveis se adequam para todas as profundidades avaliadas, com valores de 0,72; 0,78 e 0,70 ($p < 0,05$) respectivamente, para cada camada avaliada (Figura 9). Então, a construção de 2 CP sob 2 fatores reduziram o número de variáveis com autovalores > 1 sem grande perda de informação.

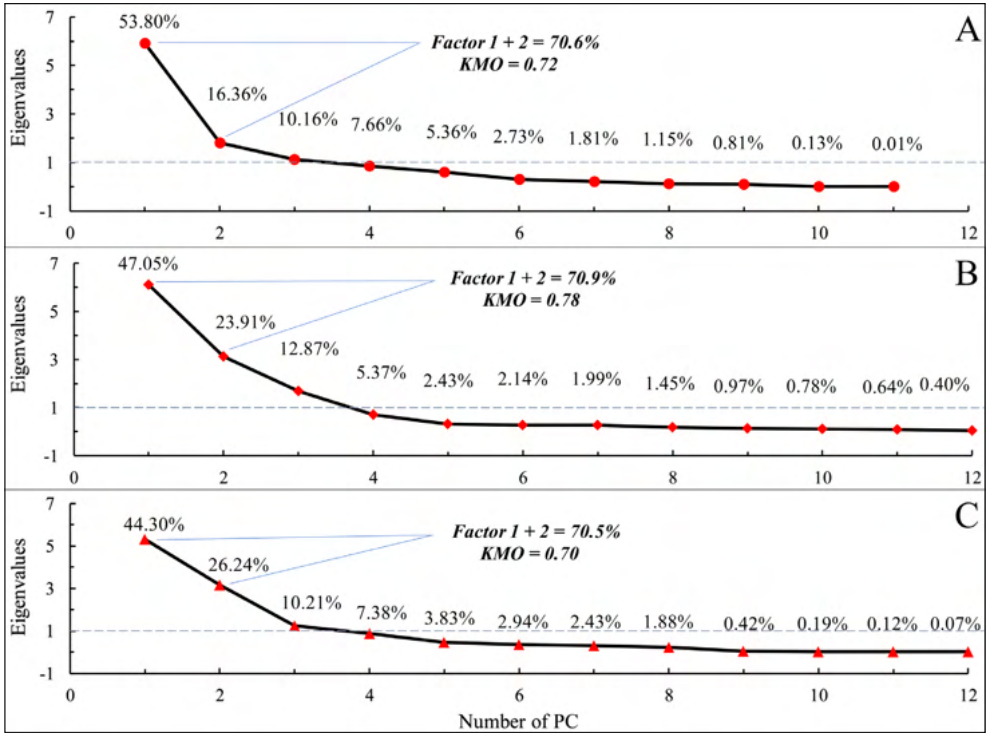


Figura 9: Extração de fatores por componentes principais em atributos de Argissolos estratificados em 3 camadas [0,0-0,05 m (A); 0,05-0,1 m (B); e 0,1-0,2 m (C)], para diferentes usos no sul do Amazonas.

Esses fatores foram utilizados para a confecção do plano fatorial bidimensional que simplificam a inferência da relações e influências de com os atributos de acordo com a cobertura do solo. Assim, o plano fatorial decomposto por camada retornou que, das 29 variáveis originais, as 2 CP possibilitaram explicar 70,6% da variância em 0,0-0,05 m (Figura 9A); 70,9% da variância em 0,05-0,1 m (Figura 9B); e 70,54% da variância em 0,1-0,2 m (Figura 9C).

4 | DISCUSSÕES

4.1 Caracterização física e química dos Argissolos

A textura do solo, medida como frações de tamanho de partícula, é a composição mais bem conhecida em ciência do solo por ser um atributo chave que afeta muitas propriedades e processos físicos e químicos do solo (Amirian-Chakan et al., 2019). A maior proporção da fração silte encontrada superficialmente neste estudo provavelmente está associada às contribuições geológicas oriundas de materiais do pacote terciário sobreposto aos sedimentos siltíticos da formação Solimões (Lima et al., 2006; Salimon et al., 2007).

A textura normalmente é relacionada com a Ds e crescimento radicular, pois em certas condições a Ds se torna tão elevada que aumenta a resistência do solo à penetração de raízes, causando prejuízos econômicos. Contudo, os resultados aferem condições propícias ao crescimento radicular (Tabela 1), sabendo-se que solos de textura média apresentam Ds crítica a partir $1,55 \text{ Mg m}^{-3}$ (Reichert et al., 2013), o qual está acima dos valores encontrados para todos os usos do solo. De forma similar, Reinert et al. (2008) definem que, em Argissolo Vermelho, valores de Ds são críticos somente a partir $1,75 \text{ Mg m}^{-3}$, a partir do qual há ocorrências de deformações significativas, com engrossamento das raízes e desvios no crescimento vertical das culturas.

Conforme Andrade et al. (2013), os quais trabalharam com solos do cerrado brasileiro, solos com $RP \geq 1,9 \text{ MPa}$ estão compactados e, com $RP \leq 1,2 \text{ MPa}$ não possuem restrição ao crescimento radicular. Especificamente para Argissolo Vermelho, a RP torna-se crítica acima de $1,7 \text{ MPa}$ para o cultivo de leguminosas, a partir do qual haverá perda de produtividade devido a alterações no crescimento e morfologia do sistema radicular das plantas (Lima et al., 2010). Nesse contexto, percebe-se que os baixos valores de RP corroboram com os baixos valores de Ds, indicando que o solo não apresenta problemas físicos que limitem o crescimento radicular.

A superioridade dos valores de DMP em relação aos de DMG em todos os Argissolos obviamente ocorreram pelo fato do DMP se elevar conforme há aumento nas classes de agregados de maior tamanho, enquanto que o DMG apenas representa uma estimativa das classes de agregados de maior ocorrência (Hickmann et al., 2011). Apesar de o CO ser o principal agente de formação e estabilização dos agregados (Wendling et al., 2005), não houve uma relação direta entre os valores de CO que pudessem explicar a variação dos valores de DMG e DMP. De acordo com os resultados, a explicação plausível encontrada para esse fato está na relação indireta entre a porosidade dos agregados com o teor de CO.

Especificamente, foi encontrado que o maior teor de CO influi com significância estatística nos menores valores de MiP e PT da superfície até os 0,1 m de profundidade. Isso ocorre porque o sistema de grupo de poros (poros fechados, poros de retenção de água e de ar) se relacionam positivamente com os agregados estáveis em água, conforme a proporção da matéria orgânica, e geram seus próprios ciclos biogeoquímicos localizados em poro-escala (Dexter, 1988; Menon et al., 2020). Assim, pode-se dizer que o CO regula os parâmetros de avaliação da estrutura do solo (DMG e DMP) com a sua porosidade.

Por outro lado, a MaP não parece estar associada ao CO, e seus valores estão mais uniformes entre a superfície das áreas, diferindo estatisticamente apenas para o cultivo de guaraná, que mostrou valores abaixo do estabelecido como limitante ($10 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$) ao crescimento radicular (Dexter, 1988) até os 0,1 m de profundidade. Os demais Argissolos possuem MaP em condições favoráveis ao desenvolvimento das culturas, principalmente o natural (florestado), detentor dos maiores valores (média de $16,33 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ entre camadas).

Apesar da floresta exibir a maior UmG, os ambientes cultivados não mostraram baixa UmG se comparado, e.g. com a pesquisa de Mion et al. (2012) com Argissolo Amarelo de textura areia franca, os quais encontram valores de 6,43 a 7,85 g g⁻¹ nos primeiros 0,3 m da superfície do solo. A predominância da fração fina (silte) nestas áreas provavelmente é a causa da menor infiltração e percolação e, conseqüentemente, maior permanência da água no perfil do solo.

Quanto aos atributos químicos, a elevada acidez vista para todos os usos do solo comprova que realmente nunca houve uma correção do solo antes ou após a implantação das culturas. Normalmente essa acidez do solo é avaliada em termos das concentrações de hidrogênio (H⁺) e alumínio (Al³⁺), mas quando se trata da produção agrícola, a acidez é complexa e envolve deficiências e toxicidade de nutrientes capazes de provocar a redução do crescimento das raízes e da retenção de água, e a maior suscetibilidade à compactação e à erosão hídrica (Fageria & Baligar, 2003).

Assim, os resultados indicam que, tanto para a acidez ativa como para a trocável, a alta concentração de H⁺ advém da predominância dos íons Al³⁺ que reagem com a água na solução do solo, e resultam na liberação de Al(OH)²⁺ e H⁺ (Fageria & Baligar, 2008). Por conseguinte, o baixo pH em água (<5,5) causa a solubilização do Al, que é a fonte primária de toxidez às plantas (Bohn et al., 2001). Essas características corroboram com Schaefer et al. (2017), os quais descrevem que os Argissolos da bacia do Alto Amazonas possuem caráter alítico generalizado, numa combinação de argila de alta atividade com elevados teores de Al³⁺, e forte acidez superficial.

Por outro lado, a acidez potencial é a acidez que representa a necessidade de calcário necessário para neutralizar a acidez (em t ha⁻¹ e considerando d = 1 kg dm⁻³ na camada arável) e elevá-la até o pH em água selecionado (Kaminski et al., 2002). Seus altos valores sem diferenças estatísticas entre as áreas evidenciam a baixa disponibilidade de bases trocáveis para as plantas, porém, o vigor das culturas observado em campo aponta que isto não foi um fator de impedimento no seu crescimento e desenvolvimento, assim como se observou para as características de diversidade de espécies arbóreas da floresta.

Uma interpretação da fertilidade do solo (Ribeiro et al., 1999) mostra que os teores das base Ca²⁺ e Mg²⁺ trocáveis e P disponível estão classificados como muito baixo à médios teores, o que conseqüentemente carregou a mesma situação para a soma de bases (SB). A baixa quantidade de bases juntamente com a alta acidez ativa e trocável implica que o complexo de troca está preenchido por H⁺ e Al³⁺ adsorvido mesmo apesar da boa CTC_T (Fageria & Baligar, 2008), ocasionando no surgimento de sintomas de deficiência nutricional nas culturas devido a indisponibilidade de Ca²⁺, Mg²⁺ e K⁺, com conseqüente baixa produtividade.

Os efeitos do elevado acúmulo superficial de biomassa observado em campo na área de cupuaçu foram visualizados nos maiores teores de CO até os 0,1 m de profundidade,

com valores decrescendo de 2,38% a 2,26%, porém, houve baixa incorporação para além desta camada. Valores similares (2,36%) foram encontrados por Lima et al. (2006) em todo horizonte A de um Argissolo Amarelo da Amazônia ocidental. Na subsuperfície (0,1-0,2 m), o Argissolo florestado mostrou o maior teor (1,26%) e o cultivado com urucum, o menor (0,74%). Segundo Müller et al. (2012), este tipo de cultivo oriundo de corte manual da vegetação nativa, seguido de queima e cultivo de culturas nos primeiros 2 anos, reduz os níveis de CO no solo. Da mesma forma, percebe-se que os cultivos avaliados possuem valores similares ao ambiente natural até 0,1 m de profundidade, evidenciando certa restauração nos teores de CO após 7 anos de cultivo (urucum apenas 3 anos). No entanto, esse tempo não foi suficiente para recompor seus teores em profundidade, revelando que a conversão de Argissolos florestados para cultivos reduz os teores de CO em subsuperfície mesmo após sucessivos anos de cultivo.

Portanto, os Argissolos estudados possuem, em geral, textura média (com exceção para a camada de 0-0,05 m em floresta e cupuaçu que mostraram a fração silte > 50%) e condições físicas adequadas de estrutura, porosidade, umidade e densidade. As condições químicas são críticas, com elevada acidez ativa ($\text{pH} < 4$) e trocável ($\text{Al}^{3+} > 4,3 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$), são dessaturados ($V \leq 20\%$), com baixos teores de bases trocáveis, adequados níveis de CTC devido aos altos teores de CO (0,7-2,3%) que condicionam as cargas do solo (Siqueira Neto et al., 2009), e possuem caráter alítico ($m \geq 62\%$), corroborando com outras literaturas da mesma região (Lima et al., 2006; Martins et al., 2006; Salimon et al., 2007; Campos et al., 2012; Schaefer et al., 2017).

4.2 Óxidos de ferro e χ nos Argissolos natural e cultivados

A aplicação da DRX apenas aos óxidos de ferro se deve ao conhecimento que na Formação Solimões, sul do Amazonas, predomina na fração argila o mineral caulinita e oxihidróxidos de ferro (goethita e hematita) (Teixeira et al., 2010), além de caulinita também na fração areia de Argissolos com horizonte A (Campos et al., 2011). Em particular, a caulinita ($\text{Al}_4\text{Si}_4\text{O}_{10}(\text{OH})_8$) é um mineral 1:1 classificado como diamagnético que possui χ_{bf} negativa, $-0,019 \times 10^{-6} \text{ m}^3 \text{ kg}^{-1}$ e, portanto, praticamente não contribui na assinatura magnética do solo (Dearing, 1999).

Os baixos teores de Gt e Hm encontrados na fração argila, juntamente com os baixos teores de ferro livre e de baixa cristalinidade confirmam a baixa concentração de Fe^{3+} dissolvidos a partir de grãos finos dos óxidos (Mehra & Jackson, 1958). Essa característica pode estar associada à pobreza do material de origem e a maior mobilidade do Fe, sobretudo, nos ambientes cultivados. Por outro lado, o maior teor de Fe_o encontrado em floresta (média de $1,0 \text{ g kg}^{-1}$ em toda 0,0-0,2 m), evidencia maior quantidade de oxihidróxidos mal cristalizados em relação às áreas cultivadas. No entanto, uma simples divisão entre Fe_o por Fe_c expõe uma baixa relação, com valores abaixo de 0,05 em todos

os Argissolos, indicando que, apesar da presença de oxihidróxidos mal cristalizados (e.g. ferrihidrita) em maior peso na floresta, os óxidos de Fe cristalinos prevalecem em grande parte nestes solos (Kämpf & Schwertmann, 1983).

De acordo com Kämpf & Schwertmann (1983), altas temperaturas favorecem a formação de Hm, enquanto que o excesso de umidade, o elevado teor de CO e o baixo pH favorecem a Gt, corroborando com os resultados encontrados. Por isso, acredita-se que a predominância de Gt e Hm nos Argissolos estudados provém da pobreza do material de origem e do avançado estágio de intemperismo aliado as condições climáticas favoráveis – alta temperatura e umidade. Já a Mh na área de urucum, por outro lado, provavelmente é um produto da queima da floresta antes da implantação da cultura.

Durante a queima da floresta Amazônica, conforme há aumento na temperatura do solo ocorrem modificações na sua mineralogia. Alcançando 250°C ocorre a transformação de Gt em Hm por desidroxilação (Costa & Bigham, 2009). Chegando aos 500°C na presença de MO, a Hm é convertida para Mh por desidratação e, finalmente, próximos aos 600°C a Gt também leva a formação de Mh ultrafina, diminuindo os teores de Gt e Hm do solo (Ketterings et al., 2000; Costa & Bigham, 2009). Este raciocínio faz sentido ao notar que a mesma área com o traço de Mh possui baixo teor de Hm e o menor teor de Gt dentre os usos do solo (Tabela 2).

Como o estudo trata de amostras naturais, esses óxidos de ferro estão misturados com diferentes minerais magnéticos que diferem em origem e tamanho, os quais devem ser desmistificados em massa para identificar suas ligações causais a processos ambientais específicos (Liu et al., 2012). Neste sentido, é seguro dizer que há aprimoramento SP, entretanto, grande parte deste aprimoramento SP encontrado na área de floresta e dos valores demasiados de χ_{fd} nas áreas cultivadas provavelmente foram ocasionados pelo elevado teor de CO e de caulinita nestes solos (Figura 8, Tabela 1), que por serem diamagnéticos elevam a medida de χ_{fd} a valores exorbitantes (Dearing, 1999).

Por isso, acredita-se que essa alta proporção de partículas SP também seja resultante da pedogênese de processos geoquímicos e bacterianos (Maher & Taylor, 1988), e que seu incremento resulta no aumento da χ_{fd} como resultado do relaxamento de grãos SP, que causam um decaimento temporal da magnetização denominado viscosidade magnética (Néel, 1949). Nesse contexto, a Gt apresenta constante de anisotropia baixa para o relaxamento SP, causando constantes flutuações SP à temperatura ambiente. Apesar que não ocorrem flutuações SP à temperatura ambiente para a Hm, da mesma forma como na Gt, a indução de um campo magnético alinha momentos magnéticos atômicos em direções opostas, de modo que adquira uma fraca magnetização remanente, caracterizando-as como minerais antiferromagnéticos (Coey, 1988; Costa & Bigham, 2009). Por isso, atribui-se a dominância da χ_{fd} nas frações SP / SD no Argissolo sob cupuaçu à avançada pedogênese – alto acúmulo de CO, baixa concentração de óxidos de Fe encontrados in situ e suas χ_{br}

inerentes.

Em contraste, a Mh é um mineral ferrimagnético com ~72% de Fe em sua estrutura, que porta geralmente um comportamento de SD, podendo passar a MD através de substituição isomórfica, com forte magnetização remanente isotérmica (IRM) abaixo da temperatura Curie (600°C). Assim, a indução de um campo magnético em grãos SD de Mh alinha 2 a cada 3 momentos magnéticos de cada elétron dos átomos que compõem a cela unitária, fazendo com que sua χ_{bf} seja centenas de vezes mais magnética que a χ_{bf} da Gt e Hm (Thompson & Oldfield, 1986; Coey, 1988; Dearing, 1999; Costa & Bigham, 2009; Poggere et al., 2018).

Contudo, a baixa concentração de Mh *in situ* levanta suspeitas sobre sua presença não elevar os valores de χ_{bf} em comparação aos demais Argissolos, podendo ser considerada tanto como um resquício dos processos do intemperismo ou pedogênicos. O esclarecimento da redução-oxidação da Mh nesses ambientes ajuda a perceber algumas mudanças ambientais, como a neoformação de Mh superficial no solo como grãos SP ou ligeiramente maior que SD que exibem alta χ e IRM (Zhou et al., 1990; Liu et al., 2004). Para isso, várias teorias têm postulado os processos pedogênicos que levam ao aprimoramento do sinal ferrimagnético do solo. Para Dearing et al. (1996) a magnetita é oxidada à maghemita via liberação de Fe do material de origem por hidrólise e subsequente dissolução por bactérias Fe-redutoras. Para Torrent et al. (2006), o aprimoramento pedogênico de minerais ferrimagnéticos em solos tropicais também ocorre em conjunto com a formação de Hm pedogênica. Seu modelo sugere que a transformação ocorre em etapas intermediárias que produzem minerais ferrimagnéticos: ferrihidrita – Mh SP – Mh SD – Hm.

É importante considerar também que o sistema de implantação das culturas adotado pelo produtor local segue o sistema de queima, seguido de destoca e implantação da cultura. A queima durante o processo de limpeza na área de urucum pode ter provocado a combustão de compostos orgânicos superficial no solo, causando elevação da temperatura (até 800° C) e a produção de uma atmosfera redutora de poros no solo. Conseqüentemente, ocorreu a oxidação de compostos não-ferrimagnéticos em ferrimagnéticos pedogênicos (Scheffer et al., 1959) que possuem tamanhos menores que os ferrimagnéticos litogênicos e com maiores valores de χ_{fd} (Fine et al., 1989; Jong et al., 2000). Segundo Dearing et al. (1996) e Dearing (1999), a queima da vegetação é um fator mais impactante do que a atividade de bactérias Fe-redutoras para o magnetismo do solo, ao ser capaz de produzir partículas SP em massa e mais alguma evidência de SSD.

Seguindo esse raciocínio, sugere-se que a Mh encontrada na área de urucum seja um resíduo relacionado fortemente à queima da vegetação nativa para limpeza da área antes da implantação da cultura, e que possíveis traços pedogênicos de Mh foram completamente oxidados à Hm na área de cupuaçu. Então, o conjunto aprimoramento SP +

presença de diamagnéticos (CO e provável caulinita) elevaram altamente os valores de χ_{fd} , conforme mostra-se os resultados. A queima da vegetação também tem implicação direta na elevação temporária do pH e da disponibilidade de nutrientes, e no aprimoramento permanente de χ_{fd} , principalmente a partir da incorporação de cinzas de plantas C4, as quais são capazes de elevar a χ_{bf} em $5,32 \times 10^{-6} \text{ m}^3 \text{ kg}^{-1}$ (Lu et al., 2000). A MO residual também pode ter contribuído no aprimoramento através de sua mobilização, que estimula o metabolismo microbiano de Fe, levando ao incremento do sinal magnético (Porsch et al., 2014).

4.3 Relações e influências de χ com atributos e tipos de uso do solo

A aplicação da AF para os atributos analisados expôs as características discriminativas de cada tipo de cobertura em relação a χ e aos demais atributos do solo. Assim, através do plano fatorial composto de 2 CP por camada se observou que, do percentual de cada CP, em 0,0-0,05 m (Figura 10A), a CP1 explica que 53,8% da variância comportamental dos atributos do solo se deve ao teor de areia, Ca^{2+} , Mg^{2+} , SB, V%, m%, Fe_d e Fe_o , enquanto que a CP2 indica que mais 16,36% dessa variação se deve às influências χ_{bf} e χ_{af} , e do teor de P.

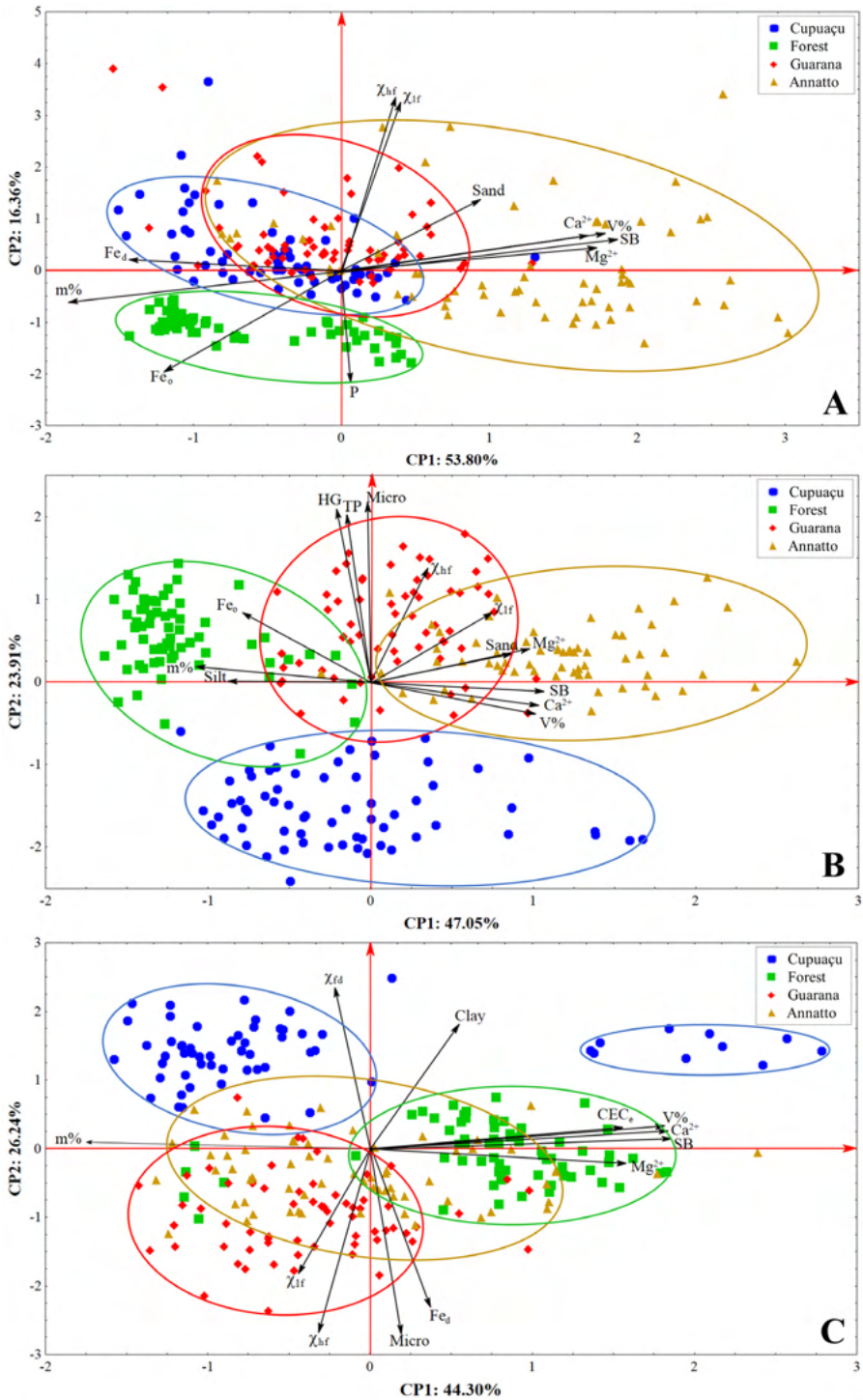


Figura 10: Plano fatorial e componentes principais discriminativas entre ambientes e atributos estratificados em 3 camadas [0,0-0,05 m (A); 0,05-0,1 m (B); e 0,1-0,2 m (C)] de Argissolos sob diferentes usos no sul do Amazonas.

Por outro lado, a CP1 em 0,05-0,01 m (Figura 10B) é explicada (47,05%) pelas variáveis areia, silte, Ca^{2+} , Mg^{2+} , SB, V%, m%, Fe_o e χ_{bf} , enquanto que a CP2 tem maior influência nessa profundidade, indicando que 23,91% da variância é devido a maior microporosidade, porosidade total, umidade gravimétrica e a χ_{af} . Em contraste, a CP1 em 0,1-0,2 m (Figura 10C) mostra que 44,30% da situação atual desses ambientes decorre das influências dos teores de Ca^{2+} , Mg^{2+} , SB, CTC_e , V% e m%. Já a CP2 diz que mais 26,24% da variância faltante é atribuída pela presença de argila, microporosidade, Fe_d , χ_{bf} , χ_{af} e χ_{fd} .

Em 0,0-0,05 m (Figura 10A), a χ_{bf} e χ_{af} foram as variáveis mais distantes do ponto de origem, significando que representam melhor os ambientes aos quais estão correlacionados do que qualquer outro atributo. Percebe-se que a χ_{bf} e χ_{af} estão fortemente relacionados aos atributos Ca^{2+} , Mg^{2+} , areia e SB, os quais estão associados em maior peso para o cultivo de urucum, seguido de guaraná. No entanto, apresentam correlação negativa (quadrantes opostos) com a floresta, a qual sofre mais influência dos altos teores de P, Fe_o e m%.

Em contraste, constata-se grupos mais bem distintos em 0,05-0,1 m (Figura 10B), em que χ_{bf} e χ_{af} influenciam mais intensamente os ambientes de urucum e guaraná. No entanto, o que melhor definem essas áreas são seus altos valores de UmG, microporosidade e PT. Novamente, Fe_o e m%, além de silte, mostram correlação negativa com χ_{bf} e χ_{af} , representando melhor a condição da floresta. Já a área de cupuaçu apresentou comportamento indiferente em relação aos demais Argissolos, podendo-se dizer que a característica mais marcante dessa área são os altos valores de Ca^{2+} , SB, V% e χ_{fd} % (Tabela 2). Assim, a melhor condição física e química parece ser obtida nos locais onde há maiores valores de χ_{bf} e χ_{af} .

Por outro lado, houve um ligeiro incremento nos teores de Ca^{2+} , Mg^{2+} , CTC_e e, conseqüentemente, na SB dentro da área de floresta (Figura 10C), o que provocou a divergência do m% encontrado superficialmente. Entretanto, também há um ponto de convergência entre floresta, urucum e guaraná causado pela influência dos altos teores de Fe_d e microporosidade. Um destaque marcante visto nessa camada foi a subdivisão amostral da área de cupuaçu em 2 grupos desiguais, definidos pelos elevados teores de χ_{fd} e associados, em parte, pelo alto teor de argila em comum. Assim como visto em todo 0-0,1 m, a χ_{bf} e χ_{af} representam melhor as áreas de guaraná e urucum, as quais possuem correlação negativa com a χ_{fd} de cupuaçu. Porém, a área de urucum possui um comportamento intermediário entre todos os Argissolos, sendo influenciado tanto pelos altos valores de χ_{bf} , χ_{af} , χ_{fd} e m%, como pelas melhorias nas condições químicas encontradas na floresta.

5 I CONCLUSÕES

Todos os Argissolos avaliados possuem propícias condições físicas de estrutura,

porosidade, umidade e densidade do solo ao crescimento das plantas e, apesar dos severos teores de acidez ativa e trocável e baixa saturação por bases, o desenvolvimento das culturas não foram afetados em virtude dos altos níveis de matéria orgânica. No entanto, a conversão da floresta para cultivos agrícolas causou o aumento da densidade do solo e da amplitude dos valores de pH e Al^{3+} , e a redução da macroporosidade, da umidade gravimétrica, dos teores de fósforo e de ferro oxalato, e da incorporação de carbono orgânico em profundidade.

Todos os Argissolos estudados mostram baixa χ_{br} e χ_{af} , e alta χ_{fd} %. Contudo, os resultados sugerem que >75% da origem do sinal magnético no Argissolo natural provém de cristais superparamagnéticos de óxidos de hematita e goethita. O Argissolo natural cultivado com guaraná já mostra um mesclado de superparamagnéticos, de simples e multidomínios. Já as áreas cultivadas com cupuaçu e urucum têm uma fonte de comportamento magnético anômalo com altos valores de χ_{fd} de difícil identificação devido a interferentes nas amostras (alto teor de carbono orgânico e provável caulinita). Portanto, sugerimos que a origem da alta χ_{fd} desses ambientes sejam decorrentes dos processos pedogênicos (queimada), intemperismo intenso, clima favorável e alta presença de diamagnéticos.

A χ_{br} e χ_{af} em 0,0-0,05 m e χ_{af} e χ_{fd} % em 0,1-0,2 m são altamente representativos nos ambientes de Argissolos cultivados, mostrando forte relação principalmente com atributos como areia, argila e bases trocáveis, caracterizando-se como uma *proxy* adequada ao monitoramento da fertilidade dos solos do sul do Amazonas.

REFERÊNCIAS

Alvares, C. A.; Stape, J. L.; Sentelhas, P. C.; Gonçalves, J. L. M. & Sparovek, G. (2013). Köppen's climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift* 22(6):711-728.

Amirian-Chakan, A.; Minasnay, B.; Taghizadeh-Mehrjardi, R.; Akbarifazli, R.; Darvishpasand, Z. & Khordehbin, S. (2019). Some practical aspects of predicting texture data in digital soil mapping. *Soil and Tillage Research* 194:104289.

Andrade, R. D. S.; Stone, L. F. & Godoy, S. G. D. (2013). Estimativa da resistência do solo à penetração baseada no índice S e no estresse efetivo. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* 17(9):932-937.

Araújo, E. A. D.; Ker, J. C.; Mendonça, E. D. S.; Silva, I. R. D. & Oliveira, E. K. (2011). Impacto da conversão floresta-pastagem nos estoques e na dinâmica do carbono e substâncias húmicas do solo no bioma Amazônico. *Acta Amazônica* 41(1):103-114.

Bohn, H.; McNeal, B. L. & O'Connor, G. A. (2001). *Soil Chemistry*. 3rd edition. John Wiley & Sons, New York.

Bouhsane, N. & Bouhlassa, S. (2018). Assessing magnetic susceptibility profiles of Topsoils under different occupations. *International Journal of Geophysics* 2018:1-8.

- Byrne, J. M.; Van Der Laan, G.; Figueroa, A. I.; Qafoku, O.; Wang, C.; Pearce, C. I.; ... & Kappler, A. (2016). Size dependent microbial oxidation and reduction of magnetite nano-and micro-particles. *Scientific Reports* 6(1):1-13.
- Campos, M. C. C.; Ribeiro, M. R.; Souza Júnior, V. S. D.; Ribeiro Filho, M. R. & Almeida, M. C. (2012). Toposequência de solos na transição Campos Naturais-Floresta na região de Humaitá, Amazonas. *Acta Amazonica* 42(3):387-398.
- Campos, M. C. C.; Ribeiro, M. R.; Souza Júnior, V. S.; Ribeiro Filho, M. R.; Souza, R. V. C. C. & Almeida, M. D. C. (2011). Características mineralógicas de Latossolos e Argissolos na região sul do Amazonas. *Revista Acadêmica Ciência Animal* 9(1):11-18.
- Castro Filho, C.; Muzilli, O. & Podanoschi, A. L. (1998). Estabilidade dos agregados e sua relação com o teor de carbono orgânico em um Latossolo Roxo Distrófico, em função de sistemas de plantio, rotações de culturas e métodos de preparo das amostras. *Revista Brasileira de Ciência do Solo* 22(3):527-538.
- Cervi, E. C.; Costa, A. C. S. & Souza Junior, I. G. (2014). Magnetic susceptibility and the spatial variability of heavy metals in soils developed on basalt. *Journal of Applied Geophysics* 111:377-383.
- Coe, J. M. D. (1988). Magnetic properties of iron in soil iron oxides and clay minerals. In: *Iron in soils and clay minerals*. Springer, Dordrecht. p.397-466.
- Costa, A. C. S. & Bigham, J. M. (2009). Óxidos de ferro. In: Mello, V. F. & Alleoni, L. R. F. *Química e Mineralogia do Solo, Parte 1 – Conceitos Básicos*. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, p.695-572.
- Couceiro, P. R. D. C. & Santana, G. P. (1999). Caulinita em solo da Amazônia: caracterização e permutabilidade. *Acta Amazonica* 29(2):267-275.
- Cram, S.; Sommer, I.; Fernández, P.; Galicia, L.; Ríos, C. & Barois, I. (2015). Soil natural capital modification through land use and cover change in a tropical forest landscape: implications for management. *Journal of Tropical Forest Science* 189-201.
- Dalchiavon, F. C.; Carvalho, M. P.; Nogueira, D. C.; Romano, D.; Abrantes, F. L.; Assis, J. T. & Oliveira, M. S. (2011). Produtividade da soja e resistência mecânica à penetração do solo sob sistema plantio direto no cerrado brasileiro. *Pesquisa Agropecuária Tropical* 41:8-19.
- Dearing, J. A. (1994). *Environmental magnetic susceptibility: using the Bartington MS2 system*. Kenilworth, Chi Pub. 104p.
- Dearing, J. A. (1999). *Environmental magnetic susceptibility using the Bartington MS2 system*. 2nd edition. Kenilworth: Chi Publishing, 54p.
- Dearing, J. A.; Hay, K. L.; Baban, S. M.; Huddleston, A. S.; Wellington, E. M. & Loveland, P. (1996). Magnetic susceptibility of soil: an evaluation of conflicting theories using a national data set. *Geophysical Journal International* 127(3):728-734.
- Dexter, A. R. (1988). Advances in characterization of soil structure. *Soil & Tillage Research* 11(3):199-238.

Fageria, N. K. & Baligar, V. C. (2003). Fertility management of tropical acid soils for sustainable crop production. *Handbook of soil acidity* 359-385.

Fageria, N. K. & Gheyi, H. R. (1999). *Efficient Crop Production*. Campina Grande: UFPB.

Fageria, N. K., & Baligar, V. C. (2008). Ameliorating soil acidity of tropical Oxisols by liming for sustainable crop production. *Advances in agronomy* 99:345-399.

Fassbinder, J. W. E.; Stanjekt, H. & Vali, H. (1990). Occurrence of magnetic bacteria in soil. *Nature* 343(6254):161-163.

Ferreira, S. J. F.; Luizão, F. J.; Miranda, S. A. F.; Silva, M. S. R. & Vital, A. R. T. (2006). Nutrientes na solução do solo em floresta de terra firme na Amazônia central submetida à extração seletiva de madeira. *Acta Amazonica* 36(1):59-68.

Fine, P.; Singer, M. J.; La Ven, R.; Verosub, K. & Southard, R. J. (1989). Role of pedogenesis in distribution of magnetic susceptibility in two California chronosequences. *Geoderma* 44(4):287-306.

Fujisaki, K.; Perrin, A. S.; Desjardins, T.; Bernoux, M.; Balbino, L. C. & Brossard, M. (2015). From forest to cropland and pasture systems: a critical review of soil organic carbon stocks changes in Amazonia. *Global Change Biology* 21(7):2773-2786.

Grimaldi, M.; Oszwald, J.; Dolédec, S.; del Pilar Hurtado, M.; Souza Miranda, I.; De Sartre, X. A.; ... & Guevara, E. (2014). Ecosystem services of regulation and support in Amazonian pioneer fronts: searching for landscape drivers. *Landscape Ecology* 29(2):311-328.

Grimley, D. A. (1996). Stratigraphy, magnetic susceptibility, and mineralogy of loess – paleosol sequences in southwestern Illinois and eastern Missouri. PhD thesis, University of Illinois at Urbana-Champaign. Champaign, Illinois.

Grimley, D. A.; Anders, A. M.; Bettis, E. A.; Bates, B. L.; Wang, J. J.; Butler, S. K. & Huot, S. (2017). Using magnetic fly ash to identify post-settlement alluvium and its record of atmospheric pollution, central USA. *Anthropocene* 17:84-98.

Grimley, D. A.; Arruda, N. K. & Bramstedt, M. W. (2004). Using magnetic susceptibility to facilitate more rapid, reproducible and precise delineation of hydric soils in the Midwestern USA. *Catena* 58(2):183-213.

Grossman, R. B. & Reinsch, T. G. (2002). Bulk density and linear extensibility. In: Dane, J. H. & Topp, C. (eds) *Methods of soil analysis: Physical methods*. Madison, Soil Science of Society of America p.201-228.

Hanesch, M.; Rantitsch, G.; Hemetsberger, S. & Scholger, R. (2007). Lithological and pedological influences on the magnetic susceptibility of soil: Their consideration in magnetic pollution mapping. *Science of the Total Environment* 382(2-3):351-363.

Hannam, J. A.; Van Dam, R. L. & Harmon, R. S. (2009). Soil magnetism research: State of the art and future directions. In: *Symposium on the Application of Geophysics to Engineering and Environmental Problems* p.520-526.

Hartemink, A. E.; Veldkamp, T. & Bai, Z. (2008). Land cover change and soil fertility decline in tropical regions. *Turkish Journal of Agriculture and Forestry* 32(3):195-213.

- Hickmann, C.; Costa, L. M. D.; Schaefer, C. E. G. & Fernandes, R. B. A. (2011). Morfologia e estabilidade de agregados superficiais de um Argissolo Vermelho-amarelo sob diferentes manejos de longa duração e mata atlântica secundária. *Revista Brasileira de Ciência do Solo* 35(6):2191-2198.
- Hoffman, V.; Knab, M. & Appel, E. (1999). Magnetic susceptibility mapping of roadside pollution. *Journal of Geochemical Exploration* 66(1-2):313-326.
- IBM Corp. Released. (2017). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 25.0. Armonk, NY: IBM Corp.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2014). <https://www.ibge.gov.br/geociencias/cartas-e-mapas/mapas-regionais/15819-amazonia-legal.html>. Accessed 24 February 2020.
- Jong, E. D.; Kozak, L. M. & Rostad, H. P. W. (2000). Effects of parent material and climate on the magnetic susceptibility of Saskatchewan soils. *Canadian Journal of Soil Science* 80(1):135-142.
- Kaminski, J.; Gatiboni, L. C.; Rheinheimer, D. S.; Martins, J. R.; Santos, E. J. S. & Tissot, C. A. (2002). Estimativa da acidez potencial em solos e sua implicação no cálculo da necessidade de calcário. *Revista Brasileira de Ciência do Solo* 26(4):1107-1113.
- Kämpf, N. & Schwertmann, U. (1982). The 5-M-NaOH concentration treatment for iron oxides in soils. *Clays and clay Minerals* 30(6):401-408.
- Kämpf, N. & Schwertmann, U. (1983). Goethite and hematite in a climosequence in southern Brazil and their application in classification of kaolinitic soils. *Geoderma* 29(1):27-39.
- Kemper, W. D. & Rosenau, R. C. (1986). Aggregate stability and size distribution. In: KLUTE, A., ed. *Methods of soil analysis*. 2nd edition. Madison, American Society of Agronomy, Soil Science Society of America p.425-441.
- Ketterings, Q. M.; Bigham, J. M. & Laperche, V. (2000). Changes in soil mineralogy and texture caused by slash-and-burn fires in Sumatra, Indonesia. *Soil Science Society of America Journal* 64(3):1108-1117.
- Kitagawa, Y. & Möller, M. R. F. (1980). Kaolin minerals in the Amazon soils. *Soil Science and Plant Nutrition* 26(2):255-269.
- Le Borgne, E. (1955). Susceptibilité magnétique anormale du sol superficiel. In: *Annales de géophysique* 11:399.
- Lima, C. L. R. D.; Reinert, D. J.; Reichert, J. M. & Suzuki, L. E. A. S. (2010). Produtividade de culturas e resistência à penetração de Argissolo Vermelho sob diferentes manejos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira* 45(1):89-98.
- Lima, H. N.; Mello, J. W. V. D.; Schaefer, C. E. G.; Ker, J. C. & Lima, A. M. N. (2006). Mineralogia e química de três solos de uma topossequência da bacia sedimentar do Alto Solimões, Amazônia Ocidental. *Revista Brasileira de Ciência do Solo* 30(1):59-68.
- Liu, Q.; Roberts, A. P.; Larrasoana, J. C.; Banerjee, S. K.; Guyodo, Y.; Tauxe, L. & Oldfield, F. (2012). *Environmental magnetism: Principles and applications*. *Reviews of Geophysics* 50:4002.
- Liu, Q.; Torrent, J.; Yu, Y. & Deng, C. (2004). Mechanism of the parasitic remanence of aluminous goethite [α -(Fe,Al)OOH]. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth* 109(B12).

Lohbeck, M.; Poorter, L.; Martínez-Ramos, M. & Bongers, F. (2015). Biomass is the main driver of changes in ecosystem process rates during tropical forest succession. *Ecology* 96(5):1242-1252.

Lopes, M. M.; Branco, V. T. F. C. & Soares, J. B. (2013). Utilização dos testes estatísticos de Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk para verificação da normalidade para materiais de pavimentação. *Transportes* 21(1):59-66.

Lu, H.; Liu, T.; Gu, Z.; Liu, B.; Zhou, L.; Han, J. & Wu, N. (2000). Effect of burning C3 and C4 plants on the magnetic susceptibility signal in soils. *Geophysical Research Letters* 27(13):2013-2016.

Magiera, T.; Strzyszczyk, Z.; Kapička, A.; Petrovský, E. & MAGPROX TEAM (2006). Discrimination of lithogenic and anthropogenic influences on topsoil magnetic susceptibility in Central Europe. *Geoderma* 130(3-4):299-311.

Maher, B. A. & Taylor, R. M. (1988). Formation of ultrafine-grained magnetite in soils. *Nature* 336(6197):368-370.

Martin, A. P.; Ohneiser, C.; Turnbull, R. E.; Strong, D. T. & Demler, S. (2018). Soil magnetic susceptibility mapping as a pollution and provenance tool: an example from southern New Zealand. *Geophysical Journal International* 212(2):1225-1236.

Martins, G. C.; Ferreira, M. M.; Curi, N.; Vitorino, A. C. T. & Silva, M. L. N. (2006). Campos nativos e matas adjacentes da região de Humaitá (AM): atributos diferenciais dos solos. *Ciência e Agrotecnologia* 30(2):221-227.

Mathé, V. & Lévêque, F. (2003). High resolution magnetic survey for soil monitoring: detection of drainage and soil tillage effects. *Earth and Planetary Science Letters* 212(1-2):241-251.

McKeague, J. & Day, J. (1966). Dithionite-and oxalate-extractable Fe and Al as aids in differentiating various classes of soils. *Canadian Journal of Soil Science* 46(1):13-22.

Mehra, O. P. & Jackson, M. L. (1958). Iron oxide removal from soils and clays by a dithionite-citrate system buffered with sodium bicarbonate. *Clays and Clay Minerals* 7:317-327.

Menon, M.; Mawodza, T.; Rabbani, A.; Blaud, A.; Lair, G. J.; Babaei, M.; ... & Banwart, S. (2020). Pore system characteristics of soil aggregates and their relevance to aggregate stability. *Geoderma* 366:114259.

Minasny, B. & Hartemink, A. E. (2011). Predicting soil properties in the tropics. *Earth-Science Reviews* 106(1-2):52-62.

Mingoti, S. A. (2007). Análise de dados através de métodos de estatística multivariada. Universidade Federal de Minas Gerais – Belo Horizonte, 295p.

Mion, R. L.; Nascimento, E. M. S.; Lima Sales, F. A.; Silva, S. F.; Duarte, J. M. L. & Sousa, B. M. (2012). Variabilidade espacial da porosidade total, umidade e resistência do solo à penetração de um Argissolo Amarelo. *Semina: Ciências Agrárias* 33(6):2057-2066.

Müller, C. B.; Weber, O. L. D. S. & Scaramuzza, J. F. (2012). Oxidizable fraction of organic carbon in an Argisol under different land use systems. *Cerne* 18(2):215-222.

Mullins, C. E. (1977). Magnetic susceptibility of the soil and its significance in soil science – A review. *Journal of Soil Science* 28(2):223-246.

Nascimento, C. W. A.; Lima, L. H. V.; Silva, F. L.; Biondi, C. M. & Campos, M. C. C. (2018). Natural concentrations and reference values of heavy metals in sedimentary soils in the Brazilian Amazon. *Environmental Monitoring and Assessment* 190(10):606.

Néel, L. (1949). Théorie du traînage magnétique des ferromagnétiques en grains fins avec applications aux terres cuites. *Annals of Geophysics* 5:99-136.

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. (2015). Variabilidade espacial e densidade amostral da suscetibilidade magnética e dos atributos de Argissolos da Região de Manicoré, AM. *Revista Brasileira de Ciência do Solo* 39(3):668-681.

Poggere, G. C.; Inda, A. V.; Barrón, V.; Kämpf, N.; Brito, A. D. B.; Barbosa, J. Z. & Curi, N. (2018). Maghemite quantification and magnetic signature of Brazilian soils with contrasting parent materials. *Applied Clay Science* 161:385-394.

Porsch, K.; Rijal, M. L.; Borch, T.; Troyer, L. D.; Behrens, S.; Wehland, F.; ... & Kappler, A. (2014). Impact of organic carbon and iron bioavailability on the magnetic susceptibility of soils. *Geochimica et Cosmochimica Acta* 128:44-57.

Rahimi, M. R.; Ayoubi, S. & Abdi, M. R. (2013). Magnetic susceptibility and Cs-137 inventory variability as influenced by land use change and slope positions in a hilly, semiarid region of west-central Iran. *Journal of Applied Geophysics* 89:68-75.

Reichert, J. M.; Reinert, D. J. & Braida, J. A. (2003). Qualidade dos solos e sustentabilidade de sistemas agrícolas. *Ciência & Ambiente* 27:29-48.

Reinert, D. J.; Albuquerque, J. A.; Reichert, J. M.; Aita, C. & Andrada, M. M. C. (2008). Limites críticos de densidade do solo para o crescimento de raízes de plantas de cobertura em Argissolo Vermelho. *Revista Brasileira de Ciência do Solo* 32(5):1805-1816.

Reis, N. J.; Almeida, M. E.; Riker, S. L. & Ferreira, A. L. (2006). *Geologia e Recursos Minerais do Estado do Amazonas*. 1ª edição, Manaus: CPRM – Serviço Geológico do Brasil, 125p.

Ribeiro, A. C.; Guimarães, P. T. G. & Alvarez, V. H. (1999). Comissão de fertilidade do solo do Estado de Minas Gerais. *Recomendações para uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5ª aproximação*. Viçosa, MG, Brasil.

Rodrigues, J. L.; Pellizari, V. H.; Mueller, R.; Baek, K.; Jesus, E. D. C.; Paula, F. S.; ... & Tiedje, J. M. (2013). Conversion of the Amazon rainforest to agriculture results in biotic homogenization of soil bacterial communities. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 110(3):988-993.

Salimon, C. I.; Wadt, P. G. S. & Melo, A. W. F. (2007). Dinâmica do carbono na conversão de floresta para pastagens em Argissolos da formação geológica Solimões, no sudoeste da Amazônia. *Revista de Biologia e Ciências da Terra* 7(1):29-38.

Santos, H. G.; Jacomine, P. K. T.; Anjos, L. H. C.; Oliveira, V. A.; Lumberras, J. F.; Coelho, M. R.; Almeida, J. A. ... & Cunha, T. J. F. (2018). *Sistema Brasileiro de Classificação de Solos*. 5ª edição, rev. e ampl. – Brasília: Embrapa, 365p.

Sapkota, B. & Cioppa, M. T. (2012). Using magnetic and chemical measurements to detect atmospherically-derived metal pollution in artificial soils and metal uptake in plants. *Environmental Pollution* 170:131-144.

Schaefer, C. E. G. R.; Lima, H. N.; Teixeira, W. G.; Vale Jr, J. R.; Souza, K. W.; Corrêa, G. R.; Mendonça, B. A. F.; ... & Ruivo, M. L. P. (2017). Solos da Região Amazônica. In: Curi N.; Ker, J. C.; Novais, R. F.; Vidal-Torrado, P.; Schaefer, C. E. G. R. (eds) *Pedologia - Solos dos Biomas Brasileiros*. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, p.75-111.

Schaller, F. W. & Stockinger, K. R. (1953). A comparison of five methods for expressing aggregation data1. *Soil Science Society of America Journal* 17(4):310-313.

Scheffer, F.; Meyer, B. & Babel, U. (1959). Magnetic measurements as aids in the determination of iron oxide in the soil. *Beiträge zur Mineralogie und Petrographie* 6:371-387.

Singer, A.; Schwertmann, U. & Friedl, J. (1998). Iron oxide mineralogy of Terre Rosse and Rendzinas in relation to their moisture and temperature regimes. *European Journal of Soil Science* 49(3):385-395.

Singer, M. J.; Verosub, K. L.; Fine, P. & TenPas, J. (1996). A conceptual model for the enhancement of magnetic susceptibility in soils. *Quaternary international* 34:243-248.

Siqueira Neto, M.; Piccolo, M. D. C.; Scopel, E.; Costa Junior, C. D.; Cerri, C. C. & Bernoux, M. (2009). Carbono total e atributos químicos com diferentes usos do solo no Cerrado. *Acta Scientiarum. Agronomy* 31(4):709-717.

Souza Braz, A. M.; Fernandes, A. R. & Alleoni, L. R. F. (2013). Soil attributes after the conversion from forest to pasture in Amazon. *Land Degradation & Development* 24(1):33-38.

Souza, F. G.; Campos, M. C. C.; Brito Filho, E. G.; Cunha, J. M.; Lima, A. F. L.; Sales, M. C. G. & Santos, L. A. C. (2019a). Physical attributes of soil under amazon forest conversion for different crop systems in southern Amazonas, Brazil. *Canadian Journal of Soil Science* 99(4):563–574.

Souza, F. G.; Campos, M. C. C.; Pinheiro, E. N.; Lima, A. F. L.; Brito Filho, E. G.; Cunha, J. M.; Santos, E. A. N. & Brito, W. B. M. (2019b). Aggregate stability and carbon stocks in forest conversion to different cropping systems in Southern Amazonas, Brazil. *Carbon Management* 1–16.

StatSoft, Inc. (2011). STATISTICA (data analysis software system), version 10. www.statsoft.com.

Teixeira, P. C.; Donagema, G. K.; Ademir, F. & Teixeira, W. G. (2017). Manual de métodos de análise de solo. 3ª edição, rev. e ampl. – Brasília: Embrapa, 573p.

Teixeira, W. G.; Arruda, W.; Shinzato, E.; Macedo, R. S.; Martins, G. C.; Lima, H. N. & Rodrigues, T. E. (2010). Solos. In: Maia, M. A. M. & Marmos, J. L. (eds.). *Geodiversidade do estado do Amazonas*. Manaus: CPRM, 275p.

Thompson, R. & Morton, D. J. (1979). Magnetic susceptibility and particle-size distribution in recent sediments of the Loch Lomond Drainage Basin, Scotland. *Journal of Sedimentary Petrology* 49(3):801–812.

Thompson, R. & Oldfield, F. (1986). *Environmental magnetism*.

Torrent, J.; Barrón, V. & Liu, Q. (2006). Magnetic enhancement is linked to and precedes hematite formation in aerobic soil. *Geophysical Research Letters* 33(2).

van Straaten, O.; Corre, M. D.; Wolf, K.; Tchienkoua, M.; Cuellar, E.; Matthews, R. B. & Veldkamp, E. (2015). Conversion of lowland tropical forests to tree cash crop plantations loses up to one-half of stored soil organic carbon. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 112(32):9956-9960.

Walkley, A. & Black, I. A. (1934). An examination of the degtjareff method for determining soil organic matter and a proposed modification of the chromic acid titration method. *Soil Science* 37(1):29-38.

Warrick, A. W. & Nielsen, D. R. (1980). Spatial variability of soil physical properties in the field. In: Hillel, D. (ed) *Applications of soil physics*. New York, Academic Press.

Wending, B.; Jucksch, I.; Mendonça, E. S. & Neves, J. L. N. (2005). Carbono orgânico e estabilidade de agregados de um Latossolo Vermelho sob diferentes manejos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira* 40(5):487-494.

Zhou, L. P.; Oldfield, F.; Wintle, A. G.; Robinson, S. G. & Wang, J. T. (1990). Partly pedogenic origin of magnetic variations in Chinese loess. *Nature* 346:737-739.

Zimmermann, B.; Eisenbeer, H. & Moraes, J. M. (2006). The influence of land-use changes on soil hydraulic properties: implications for runoff generation. *Forest ecology and management* 222(1-3):29-38.

ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO EM ÁREAS SOB CONVERSÃO FLORESTA/PASTAGEM NO NORTE DE RONDÔNIA, BRASIL

Data de aceite: 01/04/2022

Data de submissão: 03/03/2022

Alan Ferreira Leite de Lima

Mestre em Agronomia Tropical – Universidade Federal do Amazonas

Milton César Costa Campos

Doutor em Ciência do Solo – Universidade Federal da Paraíba

Bruna Firmino Enck

Mestre em Agronomia Tropical – Universidade Federal do Amazonas

Wener da Silva Simões

Graduando em Agronomia – Universidade Federal do Amazonas

Raquel Manhuary de Araújo

Graduando em Agronomia – Universidade Federal do Amazonas

José Maurício da Cunha

Doutor em Física Ambiental - Universidade Federal do Amazonas

RESUMO: A principal causa de degradação física em áreas de pastagens é o sobrepastoreio, que aliado a solos pouco produtivos causa a perda de milhões de hectares de solos agrícolas ao ano. Com isso são necessários trabalhos que monitorem quais atributos físicos são mais sensíveis a degradação, gerando informações para que se possa propor manejos de solos, que visem aspectos econômico, social e ambiental.

Diante disso, o objetivo do trabalho foi avaliar, os impactos causados nos atributos físicos do solo, em floresta convertidas em pastagens no norte de Rondônia, Brasil. O estudo foi realizado no município de Porto Velho Rondônia, em três áreas, uma com floresta e duas com pastagens (braquiária e mombaça). Em campo foram coletadas amostras de solo deformadas, na profundidade de 0,00-0,10 e 0,10-0,20 m nas três áreas de estudo. Em laboratório foram realizadas as análises físicas, textura, agregados e porosidade, compactação, além disso foram realizadas análise de carbono orgânico do solo. Em seguida foram realizadas as análises uni, bi e multivariada, e também a análise geoestatística. A conversão de floresta em pastagens, impactou negativamente nos agregados, compactação, porosidade e acúmulo de carbono orgânico do solo. Os ambientes estudados são influenciados pelos teores elevados de areia e argila, que interferem na agregação, compactação, porosidade e acúmulo de carbono no solo. Observamos maior variabilidade espacial dos atributos físicos no ambiente com mombaça, atribuímos isso a maior intensidade de pastejo e pisoteio animal.

PALAVRAS-CHAVE: Degradação física; Estrutura do solo; Geoestatística; Agricultura de precisão.

SOIL PHYSICAL ATTRIBUTES IN AREAS UNDER FOREST/PASTURE CONVERSION IN NORTHERN RONDÔNIA, BRAZIL.

ABSTRACT: The main cause of physical degradation in pasture areas is overgrazing, which combined with poorly productive soils causes the loss of millions of hectares of agricultural soils per year. Thus, studies are needed to monitor which physical attributes are more sensitive to degradation, generating information so that soil management can be proposed, aiming at economic, social and environmental aspects. Therefore, the objective of this study was to evaluate the impacts caused on the physical attributes of the soil in forests converted to pasture in the north of Rondônia, Brazil. The study was conducted in the municipality of Porto Velho Rondônia, in three areas, one with forest and two with pastures (brachiaria and mombaça). Deformed soil samples were collected in the field at a depth of 0.00-0.10 and 0.10-0.20 m in the three study areas. In the laboratory, physical analyses were performed: texture, aggregates and porosity, compaction, and soil organic carbon analysis. Then the uni, bi and multivariate analyses were performed, as well as the geostatistical analysis. The conversion from forest to pasture had a negative impact on aggregates, compaction, porosity and organic carbon accumulation in the soil. The environments studied are influenced by high sand and clay contents, which interfere in soil aggregation, compaction, porosity and carbon accumulation. We observed greater spatial variability of physical attributes in the Mombasa environment, which we attribute to the greater intensity of grazing and animal trampling.

KEYWORDS: Physical degradation; Soil structure; Geostatistics; Precision Agriculture.

1 | INTRODUÇÃO

O Brasil possui 162,19 milhões de hectares com pastagens, correspondendo a 19% do território. Essas áreas em média apresentam uma taxa de ocupação de 1,32 cabeça/ha e lotação: 0,93 UA/ha (ABIEC, 2019). Segundo Barbosa et al. (2014), os sistemas produtivos apresentam baixas taxas de lotação (<1 unidade animal UA/ha) e produtividade (<120 kg de peso vivo/ha). Esses sistemas se expandem para compensar essa ineficiência, o que mostra um claro reflexo da baixa adoção de tecnologias (Silva Filho et al., 2010). Estima-se que anualmente 12 milhões de hectares de solos agrícolas são perdidos devido a degradação. (Rickson et al., 2015).

Os atributos físicos do solo de maneira geral apresentam variação no espaço, tempo e dependem dos diferentes manejos aplicados em cultivos de pastagens, tendo modificações no reservatório de carbono no solo (Petter et al., 2017), densidade do solo, resistência do solo à penetração e porosidade (Silva et al., 2017), com isso, diminui a infiltração e acúmulo de água (Bonetti et al., 2019) aumentando os riscos de erosão, perda de nutrientes (Merten et al., 2015) e flutuações de temperatura do solo (Lal, 2015), que impactam o solo, cultura e ambiente (Busari et al., 2015). Por outro lado, estudos tem centrado esforços em avaliar de alterações na estabilidade de agregados e carbono do solo na região amazônica (Alho et al., 2014; Soares et al., 2016; Cunha et al., 2017), como forma de avaliar a qualidade estrutural do solo em função de diferentes manejos.

Há estudos que evidenciam que pastagens quando manejadas adequadamente, estocaram mais C (Seó et al., 2017), melhoram as condições físicas, elevando as porcentagens de agregados com maiores diâmetros (Soares et al., 2016), aumentando a retenção de água, taxa de infiltração e porosidade, além de diminuir a densidade do solo (Bonetti et al., 2019).

Na região amazônica, as pastagens são pouco desenvolvidas e mostram redução de produtividade nos primeiros anos de cultivo, principalmente por causa do sobrepastoreio, ausência ou reposição insuficiente de nutrientes e inadequação de espécies forrageiras para as condições edafoclimáticas locais (Neves Junior et al., 2013). Diante disto, são necessários estudos que avaliem os impactos gerados nos atributos físicos do solo, em áreas de florestas convertidas em pastagem, e com isso gerar informações relevantes na região de estudo, para que se possa propor manejos de solos, que visem aspectos econômico, social e ambiental. Em contrapartida, quando se observa os processos de conversão floresta em pastagens, verifica-se impactos nos atributos físicos do solo de diversas ordens, que dependerão do manejo adotado nas áreas após a conversão. Com isso, o objetivo do trabalho foi avaliar, os impactos causados nos atributos físicos do solo, em floresta convertidas em pastagens no norte de Rondônia, Brasil.

2 | MATERIAIS E MÉTODOS

2.1 Caracterização da área de estudo

O trabalho foi desenvolvido no distrito União Bandeirantes localizado no município de Porto Velho, Rondônia, Brasil (Figura 1), em três áreas, sendo duas áreas sob cultivo de braquiária (*Brachiaria brizantha* cv. Marandu) e mombaça (*Panicum maximum* cv. Mombaça) e uma área de floresta nativa.

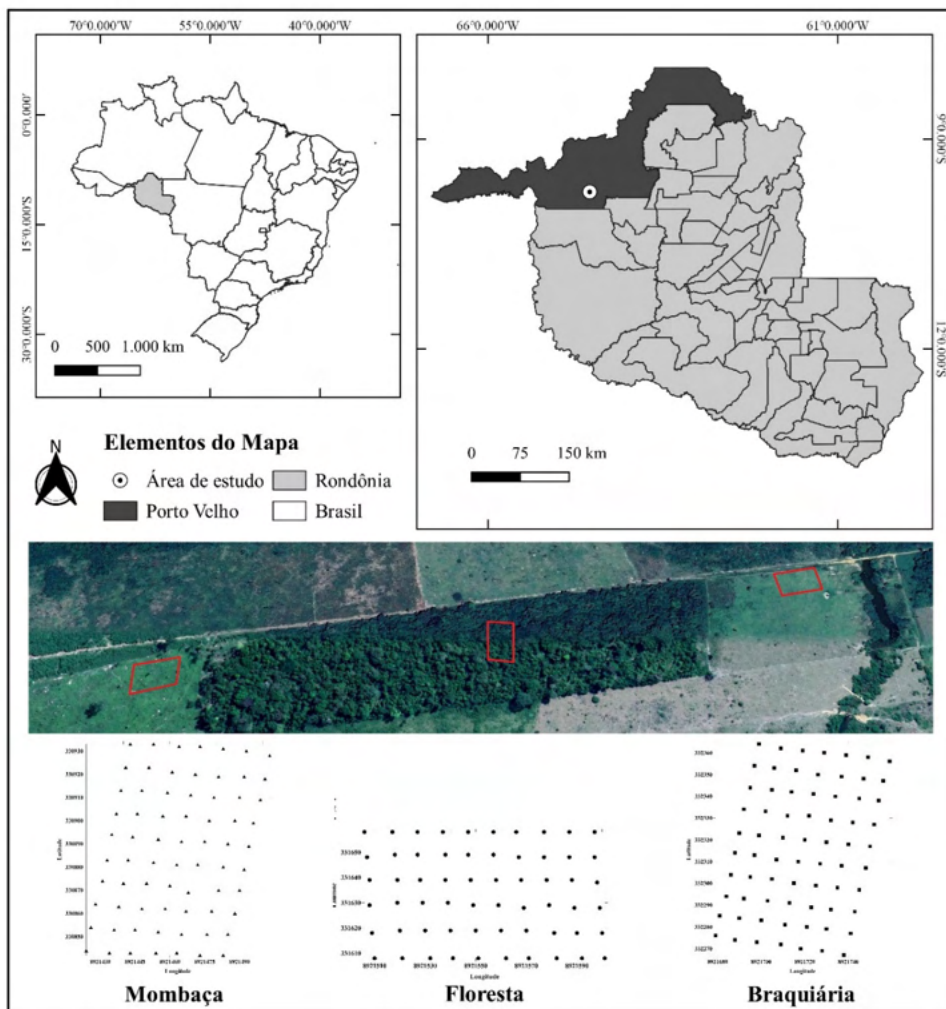


Figura 1. Mapa de localização e malha de amostragem da área de estudo em Porto Velho, Rondônia.

Segundo a classificação de Köppen, o clima da região pertence ao grupo A (Clima Tropical Chuvoso) e tipo climático Am (chuvas do tipo monção). A região apresenta uma estação seca de pequena duração entre os meses de junho a 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% a 90% na época chuvosa e entre 60 a 70% na época seca. (Alvares et al., 2013). A tipologia da vegetação é denominada, floresta ombrófila densa, constituída por árvores adensadas e multiestratificadas de 25 a 30 m de altura (Perigolo et al., 2017).

A área de estudo situa-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 para os diferentes usos possuem relevo local variando de plano a suave ondulado e bem drenados. São classificados como Latossolo Amarelo Distrófico típico, A moderado, textura argilosa segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (Embrapa, 2018).

Para implantação das áreas de pastagem foram realizadas desmatamento com sucessivas queimadas ao longo do tempo, as queimadas tiveram o intuito de facilitar a limpeza para posterior semeadura das forragens. Ao todo são 110 animais criados em toda a área de 44,28 ha, que ficam 45 dias alterando entre o piquete com braquiária e o piquete com mombaça. 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 isso utilizou-se 4,5 animais ha. A área com mombaça possui 17,92 ha, foi introduzida em 2007, ficou três anos sem uso, após isso utilizou-se 6,14 animais por hectare no rodízio de 45 dias entre a braquiária.

2.2 Metodologia de campo

Em campo foi estabelecida uma malha de 90 x 60 m para as áreas com braquiária e mombaça, e 90 x 50 m para a área de floresta com espaçamento regular de 10 m entre os pontos amostrais. Os solos foram amostrados nos pontos de cruzamento das malhas, sob as profundidades de 0,00-0,10 e 0,10-0,20 m, perfazendo um total de 60 pontos amostrais para área de floresta e 70 pontos para as áreas de pastagens, totalizando 400 amostras ao todo.

Os pontos de cruzamento das malhas foram georreferenciados com um equipamento de GPS para construção do Modelo Digital de Elevação (MDE). Nos mesmos pontos amostrados foram realizados o levantamento altimétrico para fins de estudo do relevo nas malhas.

Para obtenção das amostras nos pontos de cruzamento das malhas, foram coletadas em cada área, amostras com estrutura preservada em forma de torrões e anéis volumétricos de 4,0 cm de altura e 5,1 cm de diâmetro interno. Essas amostras foram utilizadas para a determinação do carbono orgânico e as propriedades físicas do solo.

2.3 Análise de laboratório

Em cada ponto amostral foram coletadas amostras de solos, na forma de torrão, em seguida foram secas à sombra e destorroadas, de forma manual, passando-as num conjunto de peneira de 9,51 mm de diâmetro de malha, 4,76 mm de diâmetro e de 2,00 mm de diâmetro. Após o solo passar por esse processo de destorroamento, foram realizadas

as análises físicas, segundo a metodologia proposta por Teixeira et al. (2017). Foram realizadas as análises de estabilidade de agregados, diâmetro médio geométrico (DMG), diâmetro médio ponderado (DMP), classes de agregados >2 mm, de 1-2 mm e <1 mm com o solo que ficar retido na malha de 4,76 mm. Uma parte do torrão dessas amostras de solos foram separados e destorroados, os solos que passaram na peneira de malha 2 mm foram utilizados para as análises granulométricas areia, silte e argila. Com os anéis volumétricos foram realizadas as análises de resistência do solo a penetração (RSP), densidade do solo (Ds), porosidade total (Pt), microporosidade (MiP) e macroporosidade (MaP) e Umidade gravimétrica (Ug).

A determinação da estabilidade dos agregados do solo foi realizada pelo método de peneiramento úmido. A separação e estabilidade dos agregados foram determinadas segundo Kemper & Chepil (1965), a qual colocou-se as amostras sobre um jogo de peneiras com malhas de 2,0; 1,0; 0,5; 0,25; 0,125; e 0,063 mm e submetendo-as a oscilações verticais durante 15 minutos numa frequência de 32 oscilações por minuto. Os resultados serão expressos em porcentagem dos agregados retidos em cada uma das classes das peneiras para >2 mm, de 1-2 mm, <1 mm e posteriormente serão calculados o DMP, através da fórmula proposta por Castro Filho et al. (1998), e DMG segundo Schaller & Stockinger (1953), citados por Alvarenga et al. (1986), de acordo com as equações:

$$DMP = \frac{\sum_{i=1}^N n_i D_i}{\sum n_i} \quad (1)$$

$$DMG = 10^{\frac{\sum_{i=1}^N n_i \log D_i}{\sum n_i}} \quad (2)$$

em que:

n_i = porcentagem de agregados retidos em uma determinada peneira;

D_i = diâmetro médio de uma determinada peneira;

N = número de classes de peneiras.

A 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, grossa e fina, foram separadas por tamisação, a fração argila e silte foram separadas por sedimentação.

Para as determinações da RSP, Ds, Pt, MiP, MaP e Ug, as amostras coletadas em anéis volumétricos foram saturadas por capilaridade, até cerca de dois terços da altura do anel, de uma lâmina de água numa bandeja plástica. Após a saturação, as amostras foram pesadas e levadas à mesa de tensão, para obtenção da MiP, sendo submetidas a uma tensão de -6 KPa para retirar a água presente nos macroporos. Após atingirem o equilíbrio em um potencial matricial de -0,006 MPa, as amostras foram novamente pesadas e, em

seguida, foram feitas as medidas da resistência do solo à penetração (RSP), utilizando-se um penetrógrafo eletrônico de bancada (MA-933, Marconi, SP, BR). Posteriormente, as amostras foram levadas à estufa a 105 °C para a determinação da Ug, Ds e Pt, pelo método do anel volumétrico, já a MaP foi determinada pela diferença entre Pt e MiP.

O carbono orgânico total (COT) foi determinado no método via úmida de acordo com Walkley-Black, modificado por Yeomans & Bremner (1988). Onde o carbono orgânico do solo é oxidado com uma mistura de dicromato de potássio a 0,0667 mol L⁻¹, utilizou-se como indicador a difenilamina 1% e sulfato ferroso amoniacal a 0,102 mol L⁻¹ como titulante.

2.4 Análises estatística uni, bi e multivariada

Com a obtenção dos atributos físicos e o carbono orgânico, os dados foram submetidos às análises univariada, bivariada e multivariada, no software estatístico Statistica 7 (Statsoft, 2004).

A estatística univariada dos dados foi realizada por meio da estatística descritiva onde foram calculadas a média, mediana, coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e curtose. Além disso, foram confeccionados os gráficos de boxplot, com intuito de representar as estatísticas descritivas e distribuição primária dos dados. As comparações das médias das variáveis dentro de cada ambiente estudado foram analisadas pelo teste de Tukey a 5 % de probabilidade. As hipóteses de normalidade dos dados dentro de cada ambiente foram testadas pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS).

A estatística bivariada foi utilizada para verificar a correlação entre duas variáveis diferentes par a par, afim de estudar a influência direta ou antagônica de uma na outra. Na avaliação foi utilizado o teste de correlação de Pearson a 5% de probabilidade entre todas as variáveis estudadas.

Para as análises multivariadas, foi realizada análise fatorial dos componentes principais (ACP), aos quais foram realizadas a fim de encontrar significância estatística dos conjuntos dos atributos físicos e carbono orgânico do solo que mais discriminam os ambientes, com relação as diferentes áreas em estudo, obtendo como resposta quais são os ambientes cujos atributos sofrem maior influência pela ação antrópica.

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, ao qual se pretende rejeitar a igualdade entre a matriz correlação com a 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). A escolha do número de fatores a ser utilizado foi feita pelo critério de Kaiser (fatores que apresentam autovalores superiores a 1,0). A fim de simplificar a análise fatorial, foi feita a rotação ortogonal (varimax) e representada em um plano fatorial das variáveis e dos escores para os componentes principais (Burak et al., 2010).

2.5 Análise geoestatística

A geoestatística foi usada para avaliar a variabilidade espacial dos atributos físicos e carbono orgânico do solo para todas as variáveis em todas as áreas estudadas, e também foi utilizada para avaliar os fatores (F1 e F2) obtidos pela análise fatorial. Para se fazer a análise geoestatística, foi necessário saber se há dependência espacial ou não dos atributos estudados, onde foi verificado por meio do gráfico do semivariograma. Com base na pressuposição de estacionariedade da hipótese intrínseca, a qual o semivariograma é estimada por:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2\eta(h)} \sum_{i=1}^{\eta(h)} [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad (3)$$

sendo:

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

$\eta(h)$ = número de pares envolvidos no cálculo da semivariância;

$Z(x_i)$ = valor do atributo Z na posição x_i ;

$Z(x_i+h)$ = valor do atributo Z separado por uma distância h da posição x_i .

O ajuste dos semivariogramas foram feitos com base no melhor coeficiente de determinação (R^2) e validação cruzada (VC), estimados pelo Software GS+ 7.0 (Gamma Design, 2004). A partir desses ajustes, foram definidos os coeficientes do modelo teórico para o semivariograma: efeito pepita (C_0) = valor da semivariância para a distância zero, que representa o componente da variação ao acaso; variância estrutural (C_1); patamar ($C_0 + C_1$) = valor da semivariância em que a curva estabiliza sobre um valor constante; e alcance (a) = 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).

Para a análise do grau de dependência espacial (GDE) dos atributos em estudo, foi utilizado a classificação de Cambardella et al. (1994), em que as propriedades do solo são consideradas com dependência espacial forte se a razão do efeito pepita (C_0) em relação ao patamar (C_0+C_1) for menor que 25%. Se a razão estiver entre 26 a 75%, a dependência espacial é considerada moderada, enquanto que, se a propriedade do solo for maior que 75% a aproximadamente 95%, classificam-se como dependência espacial fraca.

Após o ajuste dos modelos matemáticos permissíveis, foram feitas as interpolações dos dados, por meio da krigagem no software Surfer versão 13.0 (Golden Software Inc., 1999). A construção dos mapas de Krigagem possibilitou verificar e relacionar espacialmente os atributos químicos.

Neste trabalho, foram utilizados os semivariogramas escalonados para todos 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). A escolha do modelo de semivariograma escalonado que melhor se ajustou aos dados foi realizada com base no R² e validação cruzada (VC), além do conhecimento prático do comportamento dos atributos nos ambientes.

Pelo alcance dos semivariogramas de cada variável, foi determinado o número mínimo de amostras para que seja possível promover a caracterização da variabilidade espacial de cada atributo estudado individualmente (Oliveira et al., 2015a). Essas informações possibilitaram o cálculo do número mínimo de amostragem do solo e para determinar a variabilidade de todos os atributos em ambas às profundidades nos três ambientes estudados.

$$N = \frac{A}{a^2/10.000} \quad (2)$$

em que:

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

A = área total, em ha;

a = o alcance do semivariograma, em m.

3 | RESULTADOS

3.1 Conversão floresta em pastagem

Ao observarmos a dispersão das variáveis (Tabela 1), percebe-se que, o coeficiente de variação (CV), apresentou valores variando de 3,19 a 88,77% sendo classificado como baixo (<12%), médio (12 a 60%) e alto (>60%) (Warrick e Nielsen 1980). Areia, argila, Ds, Ug, Pt e MiP em todas as áreas e profundidades, classe de agregados >2mm e DMG nas três áreas na profundidade de 0,00-0,10 m e DMP na área de floresta e mombaça em todas as profundidades e na área de braquiária na profundidade de 0,00-0,10 m apresentaram CV classificado como baixo. O silte, MaP, RSP, COT para todas as áreas nas profundidades estudadas e as classes de agregados >2mm, 1-2mm, <1mm e DMG nas três áreas na profundidade de 0,10-0,20 m e DMP na profundidade de 0,10-0,20 m na área de braquiária apresentaram CV classificado como médio. Foram observados valores de CV alto apenas para classes de agregados 1-2mm na profundidade de 0,00-0,10 m nas três áreas estudadas e para classe <1mm na profundidade de 0,00-0,10 da área de floresta.

Ao avaliarmos a normalidade dos dados pelo teste de Kolmogorov Smirnov a 5% de probabilidade, verificou-se que a maioria das variáveis apresentaram distribuição normal, exceto para classes de agregados >2mm, 1-2mm, <1mm e DMP na área de floresta

na profundidade de 0,00-0,10 m, para Ug na profundidade de 0,10-0,20 m de floresta e braquiária e nas duas profundidades de mombaça e para Pt e Mip na profundidade de 0,10-0,20 m na áreas de mombaça. A assimetria dos dados apresentou valores variando de -1,25 a 0,99. Os valores de assimetria maiores que zero encontrados indica que os dados possuem distribuição assimétrica à direita enquanto os negativos indicam que possuem distribuição assimétrica à esquerda. Para curtose observamos valores variando de -1,35 a 2,53, esses valores devem ser preferencialmente nulos, entretanto é aceitável valores entre -2 a +2 (Negreiros Neto et al. 2014).

Ao avaliarmos a diferença na textura para os três ambientes estudados, observa-se que todas as áreas nas profundidades estudadas apresentaram diferença estatística (Figura 2). A área de floresta apresentou os menores teores de areia (543,70 e 476,22 g kg⁻¹) nas duas profundidades avaliadas, entretanto apresentou os maiores teores de silte (52,31 e 63,42 g kg⁻¹) e argila (399,71 e 458,65 g kg⁻¹) nas duas profundidades estudadas. A área de braquiária apresentou os maiores teores de areia (693,28 e 643,55 g kg⁻¹) e os menores de silte (26,24 e 33,01 g kg⁻¹) e argila (279,53 e 320,60 g kg⁻¹) para as duas profundidades estudadas. A área com mombaça apresentou teores intermediários em relação as outras áreas em todas as profundidades estudadas.

Parâmetros	Areia	Silte	Argila	Classes de agregados (%)			DMG	DMP	Ds	Ug	Pt	MiP	MaP	RSP	COT
				>2	1-2	<1									
				mm	mm	mm									
									kg kg ⁻¹					kgf	g kg ⁻¹
Floresta															
Profundidade 0,00-0,10 m															
CV	7,48	44,88	11,08	5,72	88,77	80,84	10,33	5,12	11,34	7,48	8,18	11,19	26,84	52,46	17,49
Assimetria	0,51	0,17	-0,26	-0,88	0,38	0,53	-1,10	-1,25	-0,16	0,09	-0,25	-0,21	0,28	0,28	0,36
Curtose	-0,10	-0,99	-0,84	-0,26	-1,35	-1,19	0,59	1,29	-0,97	-0,04	0,46	-0,71	-0,35	-1,02	-0,09

KS	0,13*	0,10*	0,11*	0,21 ^{ns}	0,21 ^{ns}	0,20 ^{ns}	0,14*	0,20 ^{ns}	0,09*	0,14*	0,12*	0,14*	0,10*	0,09*	0,08*
Profundidade 0,10-0,20 m															
CV	7,46	43,18	8,98	12,28	58,71	51,72	18,21	10,35	7,25	5,87	6,98	5,81	35,51	39,82	14,05
Assimetria	0,38	0,07	0,16	-0,36	0,27	0,48	-0,53	-0,64	-0,13	0,41	0,46	0,15	0,38	0,52	0,43
Curtose	-0,43	-1,11	-0,04	-1,03	-1,31	-0,95	-0,63	-0,30	0,66	0,35	-0,03	-0,71	-0,45	-0,43	-0,31
KS	0,09*	0,08*	0,07*	0,09*	0,11*	0,11*	0,10*	0,12*	0,07*	0,18 ^{ns}	0,12*	0,11*	0,12*	0,09*	0,09*
Braquiária															
Profundidade 0,00-0,10 m															
CV	5,66	36,12	11,72	4,87	68,99	45,87	10,31	4,73	11,35	11,69	11,11	11,55	33,78	35,40	22,64
Assimetria	-0,64	0,58	0,37	-0,40	0,43	0,53	-0,41	-0,88	-0,24	0,48	0,30	0,18	0,55	0,09	0,77
Curtose	0,88	-0,36	-0,36	-0,85	-1,03	-0,46	-0,61	0,42	-0,63	-0,43	-0,82	-0,24	-0,19	-0,98	0,56
KS	0,08*	0,14*	0,08*	0,12*	0,12*	0,08*	0,10*	0,11*	0,09*	0,12*	0,10*	0,08*	0,13*	0,11*	0,07*
Profundidade 0,10-0,20 m															
CV	4,48	39,79	9,81	16,75	42,56	54,57	23,44	16,97	7,54	5,24	8,92	7,28	38,80	28,96	23,64
Assimetria	-0,11	0,83	-0,42	-1,02	-0,03	0,67	-0,30	-1,22	-0,57	-0,99	0,34	-0,10	0,42	0,08	-0,46
Curtose	-0,25	0,32	-0,02	0,76	-1,20	-0,71	0,66	1,19	0,22	2,53	-0,14	-0,45	-0,75	-0,75	-0,23
KS	0,08*	0,10*	0,09*	0,12*	0,10*	0,14*	0,10*	0,15*	0,12*	0,22 ^{ns}	0,16*	0,10*	0,13*	0,06*	0,09*
Mombaça															
Profundidade 0,00-0,10 m															
CV	7,83	40,65	10,02	4,38	74,89	49,69	8,50	3,19	10,46	11,49	10,84	7,25	25,47	28,18	22,60
Assimetria	-0,17	0,47	0,03	-0,80	0,62	0,36	-1,14	-0,57	-0,52	0,99	0,72	0,41	0,51	0,25	0,17
Curtose	0,86	-0,91	-0,92	-0,34	-0,92	-1,12	1,05	-0,66	-0,27	-0,09	-0,18	0,08	-0,44	-0,73	-0,32
KS	0,07*	0,13*	0,07*	0,15*	0,16*	0,11*	0,13*	0,13*	0,10*	0,20 ^{ns}	0,15*	0,14*	0,11*	0,07*	0,09*
Profundidade 0,10-0,20 m															
CV	7,87	37,20	8,94	14,91	43,43	45,34	17,93	11,54	5,16	4,90	6,04	5,05	27,14	31,36	23,55
Assimetria	-0,81	0,16	0,11	-0,14	0,10	0,23	0,22	-0,19	-0,64	0,54	0,75	-0,14	0,48	0,42	0,39
Curtose	0,95	-1,16	-0,24	-0,53	-0,95	-1,15	-0,63	-0,66	-0,23	0,35	-0,29	1,35	-0,55	-0,46	-0,17
KS	0,12*	0,10*	0,06*	0,07*	0,07*	0,10*	0,06*	0,07*	0,11*	0,20 ^{ns}	0,18 ^{ns}	0,19 ^{ns}	0,11*	0,07*	0,07*

CV = Coeficiente de Variação; KS = Kolmogorov Smirnov; ^{ns} = não significativo a 5% de probabilidade; * significativo a 5 de probabilidade;

Tabela 1. Análises descritiva e teste de normalidade dos dados, para os atributos físicos e carbono orgânico do solo em diferentes ambientes, em Porto Velho, Rondônia.

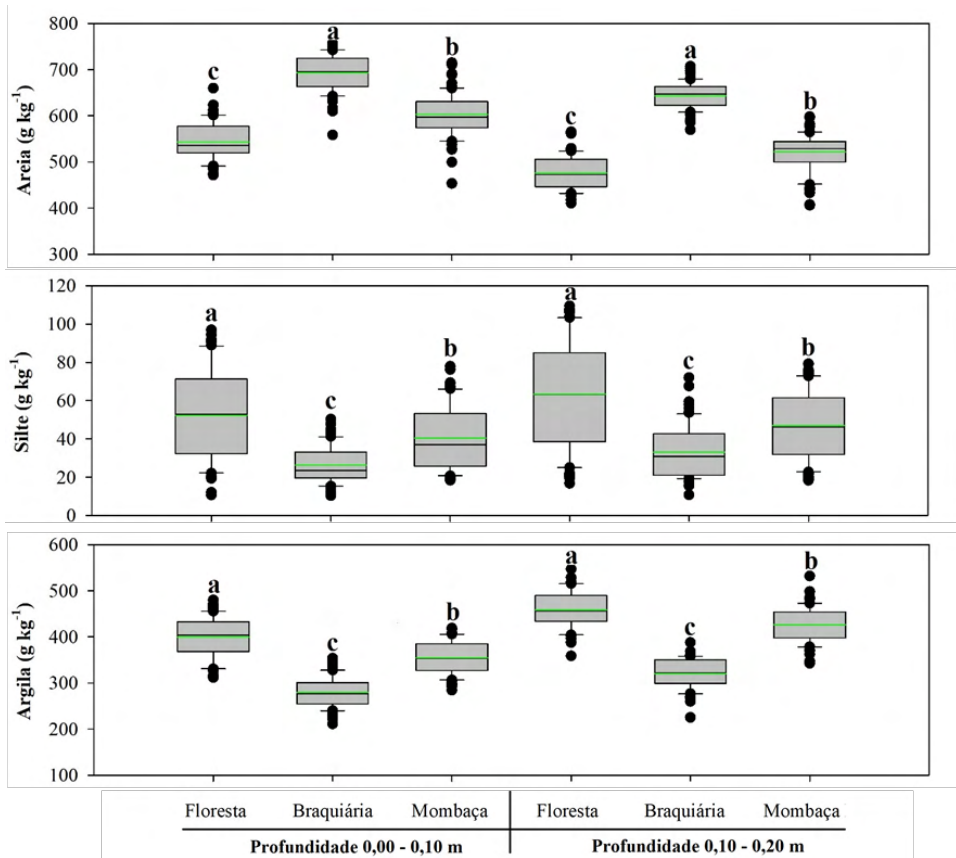


Figura 2. Boxplot e teste de média da textura do solo em diferentes ambientes, em Porto Velho, Rondônia. A linha verde indica o valor médio dos dados. Letras minúsculas diferentes representa que houve diferenças significativas pelo teste de Tukey a 5%.

Os agregados apresentaram diferença significativa para as classes >2mm, <1mm e de 1-2mm na profundidade da 0,10-0,20 m. Foram evidenciados os maiores valores para área de floresta (94,19 e 83,07 %) em relação as áreas de braquiária (91,89 e 76,97 %) e mombaça (93,78 e 77,08 %) nas duas camadas estudadas para a classe >2mm. Entretanto a área com mombaça se aproxima mais ao ambiente de pastagem (Figura 3). Para classe 1-2mm e <1mm os ambientes com pastagens nas duas camadas apresentaram os maiores valores em relação a floresta, sendo que a área com mombaça apresentou maiores valores da classe 1-2mm (1,69 e 7,86 %) e a área de braquiária da classe <1mm (6,22 e 17,13 %). Esses valores encontrados nas áreas de pastagens em relação a floresta não são indicativos de qualidade, mas sim de degradação, já que indicam que esses ambientes possuem maior porcentagem de agregados de menores diâmetros.

Em relação ao DMG e DMP a área de floresta apresentou os maiores diâmetros (DMG 2,99 e 2,48 mm; DMP 3,19 e 2,88 mm) em relação a pastagens nas duas profundidades

avaliadas, entretanto a pastagem com mombaça (DMG 2,95 mm; DMP 2,33 mm) na profundidade de 0,00-0,10 m aproximou-se mais ao ambiente de floresta. A pastagem com braquiária (DMG 2,76 e 2,22 mm; DMP 3,11 e 2,67 mm) apresentou os menores diâmetros de agregados em todas as profundidades estudadas (Figura 3).

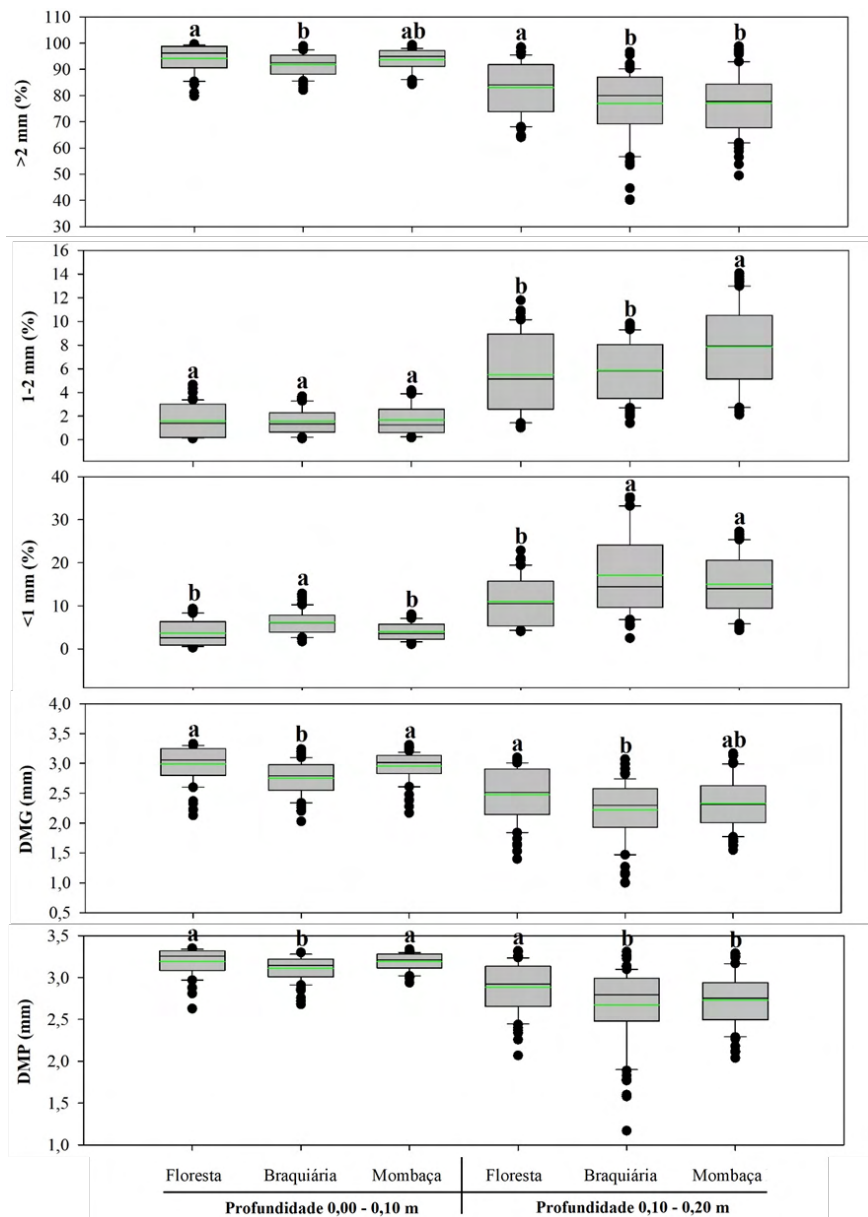


Figura 3. Boxplot e teste de média dos agregados do solo em diferentes ambientes, em Porto Velho, Rondônia. A linha verde indica o valor médio dos dados. Letras minúsculas diferentes representa que houve diferenças significativas pelo teste de Tukey a 5%.

Ao estudarmos a porosidade do solo observamos que a área de floresta apresentou os maiores valores de Pt (0,51 e 0,45 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$), MiP (0,30 e 0,35 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$) em todas as profundidades estudadas e de MaP (0,21 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$) na profundidade de 0,00-0,10 m, em comparação as áreas de pastagens. Dentre os cultivos de pastagens a área com mombaça apresentou maiores valores de Pt (0,46 e 0,43 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$), MiP (0,30 e 0,31 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$) e MaP (0,16 e 0,12 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$) em todas as profundidades estudadas respectivamente (Figura 4).

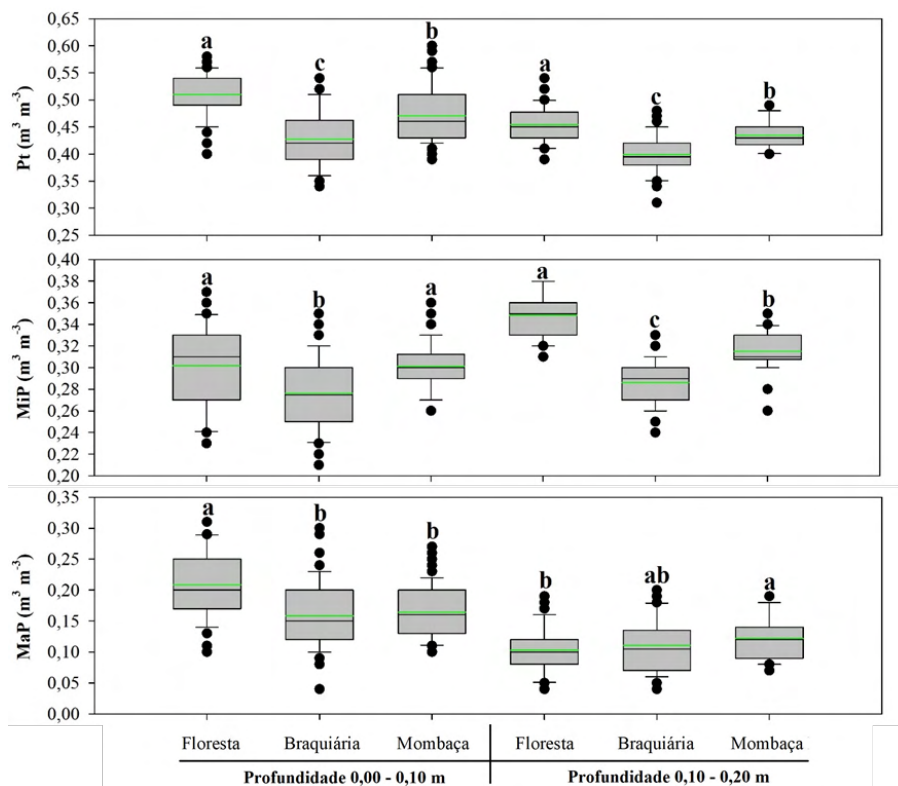


Figura 4. Boxplot e teste de média da porosidade do solo em diferentes ambientes, em Porto Velho, Rondônia. A linha verde indica o valor médio dos dados. Letras minúsculas diferentes representa que houve diferenças significativas pelo teste de Tukey a 5%.

O ambiente de floresta apresentou os menores valores de Ds (1,16 e 1,40 g cm^{-3}) nas duas profundidades e RSP (1,05 MPa) na profundidade de 0,00-0,10 m, entretanto apresentou os maiores valores de RSP (2,00 MPa) na profundidade de 0,10-0,20 m, Ug (0,26 e 0,25 kg kg^{-1}) e COT (23,88 e 18,09 g kg^{-1}) em todas as profundidades estudadas, em comparação aos ambientes de pastagens (Figura 5). O ambiente sob cultivo de mombaça apresentou valores intermediário entre as áreas, se aproximando ao ambiente de floresta, para os atributos Ds (1,32 e 1,45 g cm^{-3}), Ug (0,23 e 0,22 kg kg^{-1}) e COT (21,58 e 10,65 g kg^{-1})

kg⁻¹). Já o ambiente de braquiária apresentou maiores valores de Ds (1,39 e 1,51 g cm⁻³) e os menores valores de Ug (0,20 e 0,19 kg kg⁻¹) e COT (21,28 e 8,75 g kg⁻¹). Apesar disso os valores de Ds nas áreas estão abaixo do limite crítico (1,75 g cm⁻³) (Neves Junior et al., 2013). Para RSP entre as áreas de pastagens não houve diferenças significativas.

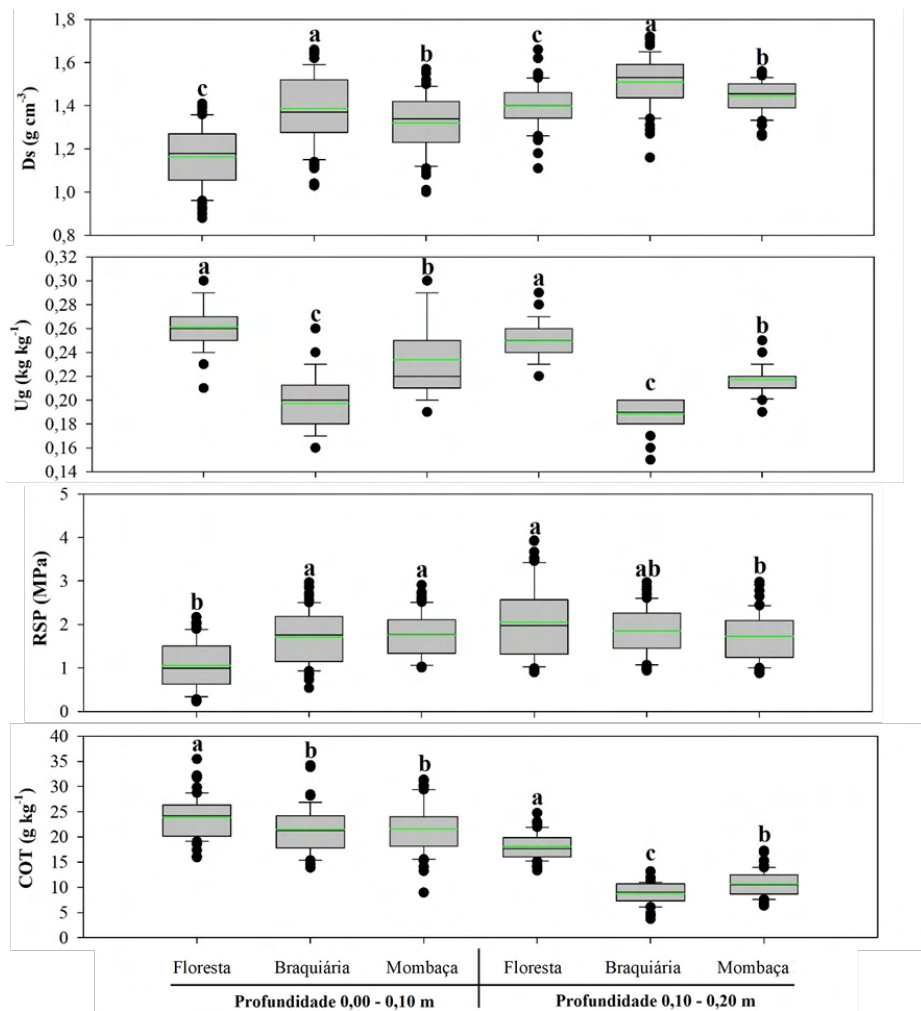


Figura 5. Boxplot e teste de média da densidade, umidade, resistência a penetração e carbono orgânico do solo em diferentes ambientes, em Porto Velho, Rondônia. A linha verde indica o valor médio dos dados. Letras minúsculas diferentes representa que houve diferenças significativas pelo teste de Tukey a 5%.

3.2 Interações ambientes e atributos físicos do solo

Ao observarmos a textura do solo (Tabela 2), verificamos que a areia na área de floresta e mombaça, apresentou correlação positiva com a classe de agregados >2mm,

DMG, DMP, Pt, MaP e COT enquanto que, para as classes 1-2mm, <1mm, Ds, MiP e RSP apresentou correlação negativa. O silte na área de floresta e mombaça apresentou correlação positiva apenas com a classe de agregados 1-2mm. Em contrapartida a argila na área de floresta e braquiária apresentou efeito contrário ao da areia, tendo correlações positiva com as classes 1-2mm, <1mm, Ds, MiP e RSP, e correlação negativa com a classe >2mm, DMG, DMP, Pt, MaP e COT. Ao avaliarmos o ambiente de mombaça observamos que, a as frações textural área e argila apresentaram correlação significativa apenas com os agregados do solo, sendo que, para a areia a classe >2mm, DMG, DMP e COT apresentaram correlação direta, já para as classes 1-2mm e <1mm apresentaram correlação inversa. Para argila observamos efeito contrário ao encontrado para a areia apresentando correlação positiva com as classes 1-2mm e <1mm, e correlação negativa com a classe >2mm, DMG, DMP e COT.

Os agregados do solo no ambiente de floresta apresentaram correlação com as variáveis relacionadas a compactação e porosidade do solo (Tabela 2). Os agregados de maior tamanho (>2mm, DMG e DMP) correlacionaram positivamente com Ug, Pt e MaP, enquanto que Ds, MiP e RSP correlacionaram negativamente. Os agregados de menor tamanho (classes 1-2mm e <1mm) apresentaram correlação contrária aos agregados de maiores tamanhos, evidenciando o efeito da agregação do solo, na retenção de água e no aumento de porosidade. Para as áreas de pastagens observou-se que os agregados de maior tamanho (>2mm, DMG e DMP) correlacionaram diretamente com Ug, Pt e MaP, e inversamente com Ds, enquanto que, as classes 1-2mm e <1mm correlacionaram diretamente com Ds e inversamente com Ug, Pt e MaP.

A Ds e RSP para as três áreas estudadas, apresentaram correlação positiva com MiP e negativa com Ug, Pt e MaP (Tabela 2). O COT para as três áreas estudadas correlacionou diretamente com a classe >2mm, DMG, DMP, Ug, Pt e MaP, entretanto correlacionou-se inversamente com as classes de agregados 1-2mm, <1mm e Ds. Apenas na área de floresta observou-se correlação negativa significativa de COT com MiP e RSP (Tabela 2).

	Areia	Silte	Argila	>2mm	1-2mm	<1mm	DMG	DMP	Ds	Ug	Pt	MiP	MaP	RSP	COT
Floresta															
Areia	1,00	-0,30**	-0,79**	0,34**	-0,31**	-0,34**	0,34**	0,34**	-0,50**	0,04 ^{ns}	0,40**	-0,49**	0,56**	-0,42**	0,53**
Silte	-0,30**	1,00	-0,35**	-0,18 ^{ns}	0,19*	0,17 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	-0,17 ^{ns}	0,11 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	0,06 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	0,04 ^{ns}	-0,15 ^{ns}
Argila	-0,79**	-0,35**	1,00	-0,22*	0,18*	0,23*	-0,23*	-0,23*	0,42**	0,01 ^{ns}	-0,35**	0,44**	-0,49**	0,39**	-0,42**
>2mm	0,34**	-0,18 ^{ns}	-0,22*	1,00	-0,94**	-0,99**	0,97**	0,99**	-0,48**	0,30**	0,39**	-0,27**	0,41**	-0,39**	0,43**
1-2mm	-0,31**	0,19*	0,18*	-0,94**	1,00	0,87**	-0,85**	-0,92**	0,45**	-0,30**	-0,38**	0,24**	-0,38**	0,31**	-0,42**
<1mm	-0,34**	0,17 ^{ns}	0,23*	-0,99**	0,87**	1,00	-0,98**	-0,99**	0,48**	-0,29**	-0,38**	0,28**	-0,41**	0,42**	-0,41**
DMG	0,34**	-0,16 ^{ns}	-0,23*	0,97**	-0,85**	-0,98**	1,00	0,98**	-0,48**	0,28**	0,37**	-0,28**	0,41**	-0,41**	0,42**
DMP	0,34**	-0,17 ^{ns}	-0,23*	0,99**	-0,92**	-0,99**	0,98**	1,00	-0,48**	0,30**	0,39**	-0,27**	0,41**	-0,40**	0,42**
Ds	-0,50**	0,11 ^{ns}	0,42**	-0,48**	0,45**	0,48**	-0,48**	-0,48**	1,00	-0,42**	-0,63**	0,74**	-0,85**	0,74**	-0,71**
Ug	0,04 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	0,01 ^{ns}	0,30**	-0,30**	-0,29**	0,28**	0,30**	-0,42**	1,00	0,50**	0,29**	0,13 ^{ns}	-0,31**	0,33**
Pt	0,40**	-0,07 ^{ns}	-0,35**	0,39**	-0,38**	-0,38**	0,37**	0,39**	-0,63**	0,50**	1,00	-0,28**	0,81**	-0,57**	0,50**
MiP	-0,49**	0,06 ^{ns}	0,44**	-0,27**	0,24**	0,28**	-0,28**	-0,27**	0,74**	0,29**	-0,28**	1,00	-0,79**	0,53**	-0,51**
MaP	0,56**	-0,08 ^{ns}	-0,49**	0,41**	-0,38**	-0,41**	0,41**	0,41**	-0,85**	0,13 ^{ns}	0,81**	-0,79**	1,00	-0,69**	0,64**
RSP	-0,42**	0,04 ^{ns}	0,39**	-0,39**	0,31**	0,42**	-0,41**	-0,40**	0,74**	-0,31**	-0,57**	0,53**	-0,69**	1,00	-0,43**
COT	0,53**	-0,15 ^{ns}	-0,42**	0,43**	-0,42**	-0,41**	0,42**	0,42**	-0,71**	0,33**	0,50**	-0,51**	0,64**	-0,43**	1,00
Braquiária															
Areia	1,00	-0,27**	-0,93**	0,32**	-0,43**	-0,26**	0,15 ^{ns}	0,29**	-0,34**	0,00 ^{ns}	0,23**	-0,40**	0,40**	-0,14 ^{ns}	0,55**
Silte	-0,27**	1,00	-0,09 ^{ns}	-0,13 ^{ns}	0,22**	0,10 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,11 ^{ns}	0,11 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	0,10 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	-0,01 ^{ns}	-0,20*
Argila	-0,93**	-0,09 ^{ns}	1,00	-0,28**	0,36**	0,23**	-0,13 ^{ns}	-0,26**	0,32**	0,01 ^{ns}	-0,23**	0,37**	-0,39**	0,15 ^{ns}	-0,50**
>2mm	0,32**	-0,13 ^{ns}	-0,28**	1,00	-0,66**	-0,98**	0,63**	0,99**	-0,36**	0,17*	0,28**	-0,16	0,32**	-0,15 ^{ns}	0,50**
1-2mm	-0,43**	0,22**	0,36**	-0,66**	1,00	0,51**	-0,13 ^{ns}	-0,59**	0,46**	-0,24**	-0,35**	0,16 ^{ns}	-0,38**	0,17*	-0,65**
<1mm	-0,26**	0,10 ^{ns}	0,23**	-0,98**	0,51**	1,00	-0,69**	-0,99**	0,30**	-0,13 ^{ns}	-0,23**	0,14 ^{ns}	-0,27**	0,13 ^{ns}	-0,41**
DMG	0,15 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,13 ^{ns}	0,63**	-0,13 ^{ns}	-0,69**	1,00	0,66**	-0,11 ^{ns}	0,05 ^{ns}	0,08 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	0,09 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	0,14 ^{ns}
DMP	0,29**	-0,11 ^{ns}	-0,26**	0,99**	-0,59**	-0,99**	0,66**	1,00	-0,34**	0,15 ^{ns}	0,26**	-0,15 ^{ns}	0,30**	-0,14 ^{ns}	0,46**
Ds	-0,34**	0,11 ^{ns}	0,32**	-0,36**	0,46**	0,30**	-0,11 ^{ns}	-0,34**	1,00	-0,66**	-0,85**	0,24**	-0,86**	0,73**	-0,50**
Ug	0,00 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	0,01 ^{ns}	0,17*	-0,24**	-0,13 ^{ns}	0,05 ^{ns}	0,15 ^{ns}	-0,66**	1,00	0,69**	0,55**	0,33**	-0,25**	0,35**
Pt	0,23**	-0,03 ^{ns}	-0,23**	0,28**	-0,35**	-0,23**	0,08 ^{ns}	0,26**	-0,85**	0,69**	1,00	-0,02 ^{ns}	0,87**	-0,70**	0,39**
MiP	-0,40**	0,10 ^{ns}	0,37**	-0,16	0,16 ^{ns}	0,14 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	-0,15 ^{ns}	0,24**	0,55**	-0,02 ^{ns}	1,00	-0,51**	0,45**	-0,10 ^{ns}
MaP	0,40**	-0,07 ^{ns}	-0,39**	0,32**	-0,38**	-0,27**	0,09 ^{ns}	0,30**	-0,86**	0,33**	0,87**	-0,51**	1,00	-0,82**	0,39**
RSP	-0,14 ^{ns}	-0,01 ^{ns}	0,15 ^{ns}	-0,15 ^{ns}	0,17*	0,13 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	-0,14 ^{ns}	0,73**	-0,25**	-0,70**	0,45**	-0,82**	1,00	-0,11 ^{ns}
COT	0,55**	-0,20*	-0,50**	0,50**	-0,65**	-0,41**	0,14 ^{ns}	0,46**	-0,50**	0,35**	0,39**	-0,10 ^{ns}	0,39**	-0,11 ^{ns}	1,00
Mombaça															
Areia	1,00	-0,28**	-0,94**	0,55**	-0,60**	-0,51**	0,53**	0,54**	-0,17*	0,08 ^{ns}	0,11 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	0,13 ^{ns}	0,09 ^{ns}	0,57**
Silte	-0,28**	1,00	-0,05 ^{ns}	-0,15 ^{ns}	0,12 ^{ns}	0,16 ^{ns}	-0,13 ^{ns}	-0,15 ^{ns}	0,06 ^{ns}	-0,02 ^{ns}	0,02 ^{ns}	0,04 ^{ns}	-0,00 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,11 ^{ns}
Argila	-0,94**	-0,05 ^{ns}	1,00	-0,52**	0,58**	0,47**	-0,51**	-0,51**	0,16 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,12 ^{ns}	0,05 ^{ns}	-0,14 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,55**
>2mm	0,55**	-0,15 ^{ns}	-0,52**	1,00	-0,96**	-0,99**	0,98**	0,99**	-0,32**	0,17*	0,27**	-0,10 ^{ns}	0,31**	-0,02 ^{ns}	0,66**
1-2mm	-0,60**	0,12 ^{ns}	0,58**	-0,96**	1,00	0,91**	-0,92**	-0,95**	0,34**	-0,17*	-0,28**	0,13 ^{ns}	-0,34**	0,03 ^{ns}	-0,69**
<1mm	-0,51**	0,16 ^{ns}	0,47**	-0,99**	0,91**	1,00	-0,98**	-0,99**	0,30**	-0,17*	-0,26**	0,08 ^{ns}	-0,29**	0,02 ^{ns}	-0,63**
DMG	0,53**	-0,13 ^{ns}	-0,51**	0,98**	-0,92**	-0,98**	1,00	0,99**	-0,33**	0,18*	0,30**	-0,10 ^{ns}	0,34**	-0,04 ^{ns}	0,66**
DMP	0,54**	-0,15 ^{ns}	-0,51**	0,99**	-0,95**	-0,99**	0,99**	1,00	-0,31**	0,17*	0,27**	-0,09 ^{ns}	0,31**	-0,02 ^{ns}	0,65**
Ds	-0,17*	0,06 ^{ns}	0,16 ^{ns}	-0,32**	0,34**	0,30**	-0,33**	-0,31**	1,00	-0,77**	-0,77**	0,08 ^{ns}	-0,78**	0,50**	-0,50**
Ug	0,08 ^{ns}	-0,02 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	0,17*	-0,17*	-0,17*	0,18*	0,17*	-0,77**	1,00	0,75**	0,54**	0,42**	-0,20*	0,37**
Pt	0,11 ^{ns}	0,02 ^{ns}	-0,12 ^{ns}	0,27**	-0,28**	-0,26**	0,30**	0,27**	-0,77**	0,75**	1,00	0,20*	0,84**	-0,45**	0,39**
MiP	-0,06 ^{ns}	0,04 ^{ns}	0,05 ^{ns}	-0,10 ^{ns}	0,13 ^{ns}	0,08 ^{ns}	-0,10 ^{ns}	-0,09 ^{ns}	0,08 ^{ns}	0,54**	0,20*	1,0	-0,35**	0,31**	-0,01 ^{ns}

MaP	0,13 ^{ns}	-0,00 ^{ns}	-0,14 ^{ns}	0,31**	-0,34**	-0,29**	0,34**	0,31**	-0,78**	0,42**	0,84**	-0,35**	1,00	-0,60**	0,38**
RSP	0,09 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,02 ^{ns}	0,03 ^{ns}	0,02 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	-0,02 ^{ns}	0,50**	-0,20*	-0,45**	0,31**	-0,60**	1,00	-0,06 ^{ns}
COT	0,57**	-0,11 ^{ns}	-0,55**	0,66**	-0,69**	-0,63**	0,66**	0,65**	-0,50**	0,37**	0,39**	-0,01 ^{ns}	0,38**	-0,06 ^{ns}	1,00

^{ns} = não significativo a 5% de probabilidade; * e ** significativo a 5 e 1% de probabilidade.

Tabela 2. Correlação de Pearson dos atributos físicos do solo e carbono orgânico, em diferentes ambientes, em Porto Velho, Rondônia.

A análise fatorial apresentou resultados satisfatórios para as profundidades 0,00-0,10 e 0,10-0,20 m (KMO = 0,815 e 0,839 $p < 0,05$ para o teste de esfericidade de Barlett) para as variáveis nas áreas avaliadas, mostrando adequação à construção dos Componentes Principais (CPs), que possibilitou reduzir as variáveis originais em dois fatores (Figura 6).

Avaliando a profundidade de 0,00-0,10 m, observamos que os dois fatores foram responsáveis por explicarem 77,59% da variância das variáveis com autovalores maiores que 1. O CP1 explica 50,64%, sendo responsável pela agregação do solo (>2mm, 1-2mm, <1mm, DMG e DMP) o CP2 explica 26,95% da variância, sendo responsável pela compactação (Ds e RSP), porosidade (MaP e Pt) e COT do solo. No CP1, >2mm, DMG e DMP apresentaram valores positivos enquanto, as classes 1-2mm e <1mm apresentaram valores negativos, isso indica que os atributos que apresentaram os mesmos sinais possuem correlação direta enquanto os que possuem sinais opostos possuem correlação inversa. No CP2, MaP, Pt e COT apresentaram valores positivos, enquanto Ds e RSP apresentaram valores negativos.

Na profundidade de 0,10-0,20 m os dois fatores foram responsáveis por explicarem 79,88% da variância explicativa. O CP1 explicou 49,35% sendo responsável pela agregação do solo (>2mm, 1-2mm, <1mm, DMG e DMP), o CP2 explicou 30,63% sendo responsável pela textura (areia, argila), porosidade (Ug, Pt e MiP) e COT do solo. No CP1, >2mm, DMG e DMP apresentaram valores positivos, enquanto as classes 1-2mm e <1mm apresentaram valores negativos. No CP2, argila, Ug, Pt, MiP e COT apresentaram valores positivos, enquanto a areia apresentou valor negativo.

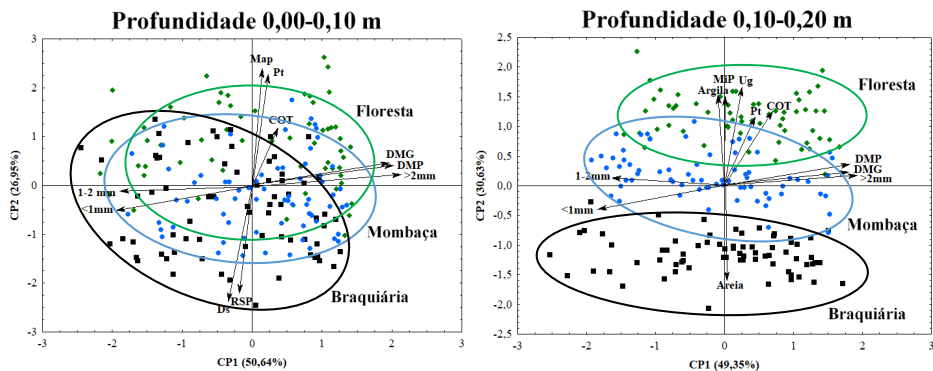


Figura 6. Plano fatorial dos atributos físicos e carbono orgânico do solo em áreas de floresta e pastagens, em Porto Velho, Rondônia.

3.3 Variabilidade espacial

Os semivariogramas foram ajustados ao modelo esférico para todos ambientes e profundidades estudadas (Figura 7, 8 e 9). Os semivariogramas ajustados apresentaram bons coeficiente de determinação (R^2) e validação cruzada (VC), variando de 0,75 a 0,97 e 0,75 a 1,00 respectivamente.

Ao avaliarmos o alcance, observa-se que na área de floresta nas duas profundidades o DMG (16,00 e 16,00 m) apresentou o menor alcance, enquanto na profundidade de 0,00-0,10 m o maior alcance foi observado para MaP (88,60) e na profundidade de 0,10-0,20 m para Ds e areia (89,00 m) (Figura 7). Na área de braquiária para profundidade de 0,00-0,10 m, o DMG (14,8 m) apresentou o menor valor enquanto o MaP (89,9 m) o maior valor, para profundidade de 0,10-0,20 m, foi observado menor valor de alcance para silte (12,28 m) e maior para MiP e MaP (89,00 m) (Figura 8). No cultivo de mombaça nas duas profundidades respectivamente o silte (17,97 e 14,95 m) apresentou os menores valores enquanto que Ug (67,10 e 76,00 m) os maiores valores (Figura 9).

O Grau de Dependência Espacial (GDE) apresentou valores variando de 0,04 a 66,67 entre as áreas estudadas, apresentando dependência espacial forte ($GDE < 25\%$) e moderada ($26\% > GDE < 75\%$) (Cambardella et al., 1994). A área de floresta, na profundidade de 0,00-0,10 m, apresentou GDE forte para Argila, $>2\text{mm}$, 1-2mm, DMG, Ds e COT, enquanto os demais atributos apresentaram moderada dependência espacial. Na profundidade de 0,10-0,20 m, areia, silte, argila, $>2\text{mm}$, 1-2mm, $<1\text{mm}$ e DMG apresentaram GDE forte e os demais moderado (Figura 7). A área de braquiária, na profundidade de 0,00-0,10 m as variáveis relacionadas a textura e agregados e COT apresentaram GDE forte, as variáveis relacionadas a compactação e porosidade apresentaram GDE moderado, já na profundidade de 0,10-0,20 m, a textura e as classes de agregados $>2\text{mm}$, de 1-2mm e Pt

apresentaram GDE forte, o restante dos atributos apresentaram GDE moderado (Figura 8). A área com mombaça apresentou GDE forte na profundidade 0,00-0,10 m, para areia, silte, >2mm, <1mm, DMP, MiP e COT, e na profundidade de 0,10-0,20 m para silte, >2mm, DMP, Ds, MaP, RSP e COT. As demais variáveis nas duas profundidades apresentaram GDE moderado (Figura 9).

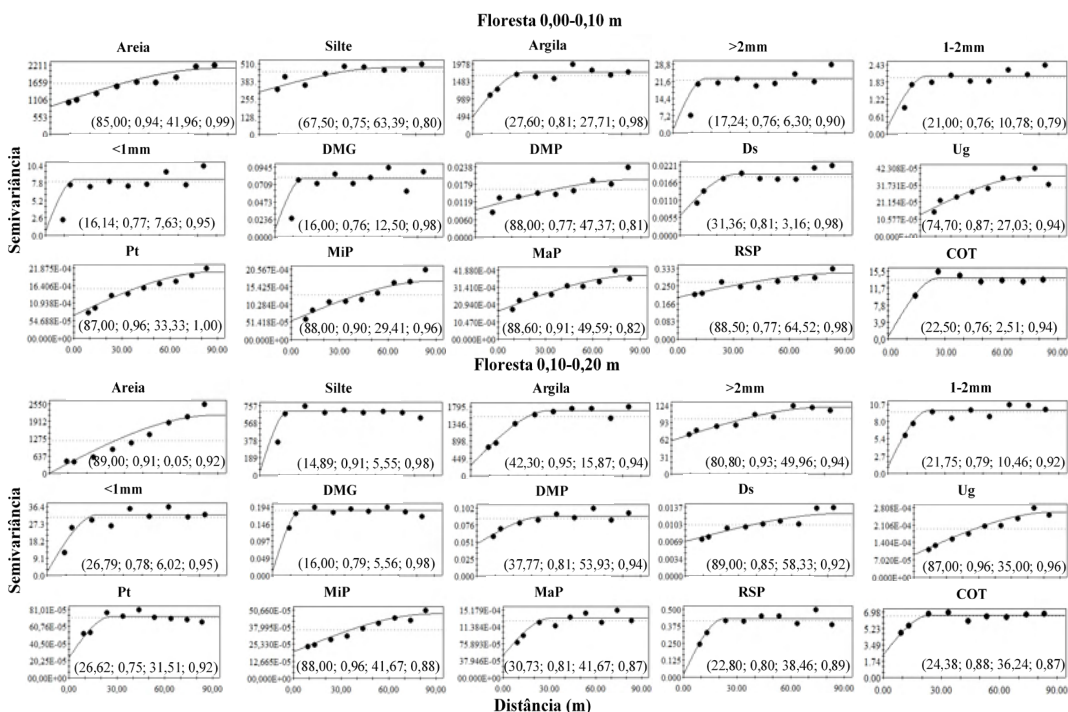


Figura 7. Semivariogramas dos atributos físicos do solo em área de floresta em Porto Velho, Rondônia. Os valores entre parênteses, são respectivamente: alcance, R², grau dependência espacial (GDE) e validação cruzada.

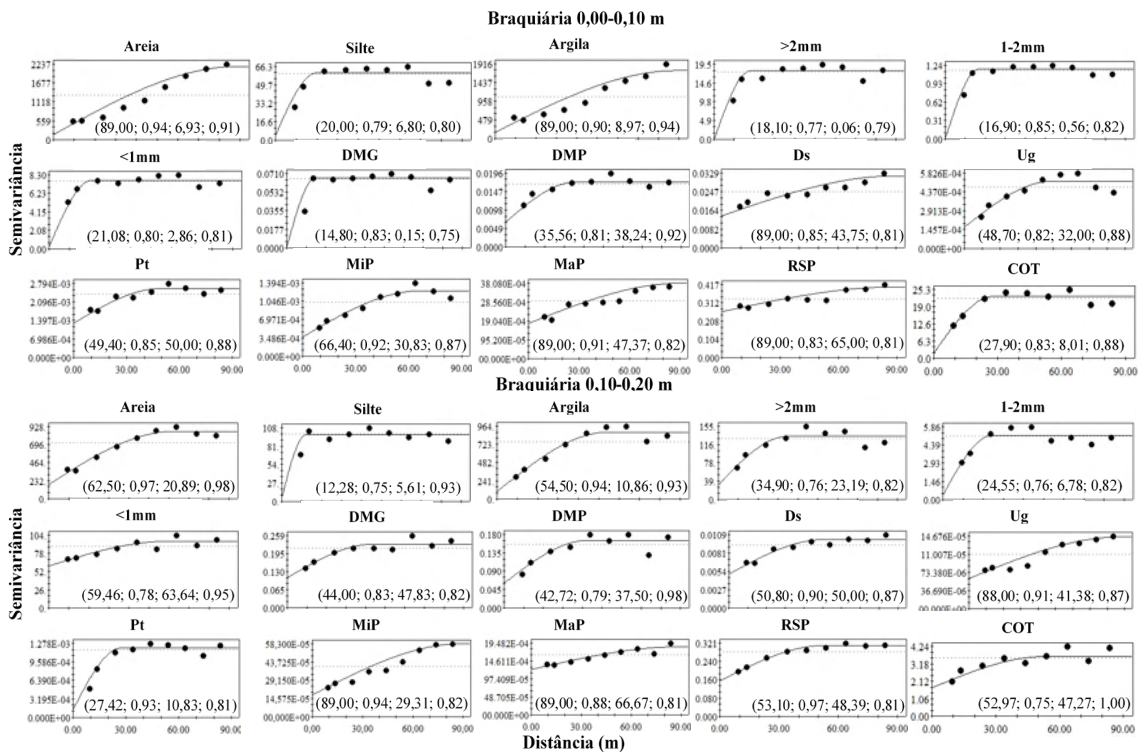


Figura 8. Semivariogramas dos atributos físicos do solo em área de braquiária em Porto Velho, Rondônia. Os valores entre parênteses, são respectivamente: alcance, R^2 , grau dependência espacial (GDE) e validação cruzada.

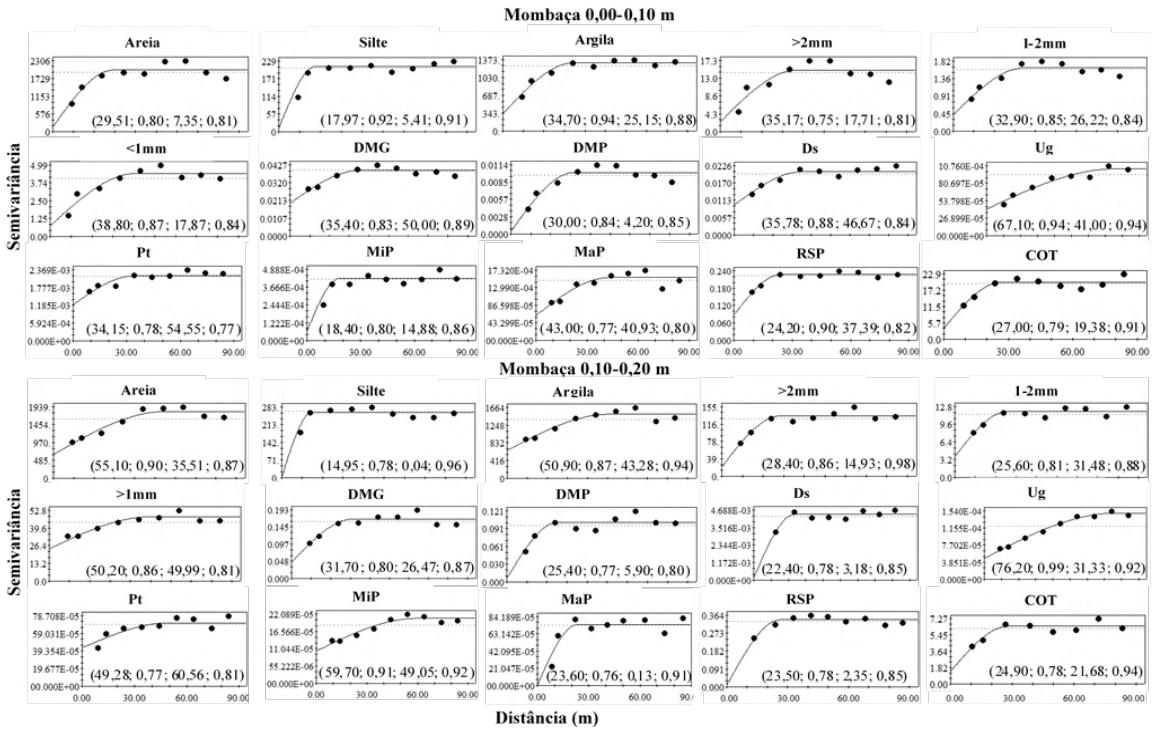


Figura 9. Semivariogramas dos atributos físicos do solo em área de mombaca em Porto Velho, Rondônia. Os valores entre parênteses, são respectivamente: alcance, R^2 , grau dependência espacial (GDE) e validação cruzada.

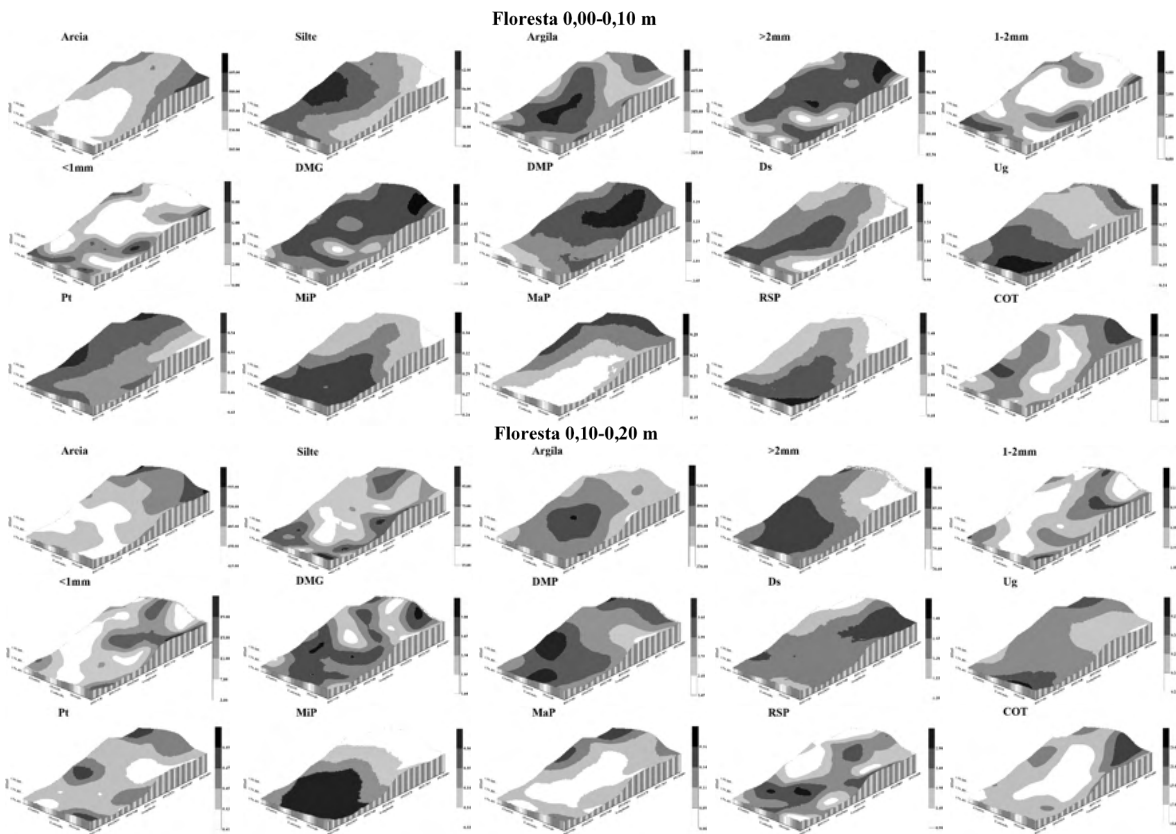


Figura 10. Mapas de krigagem dos atributos físicos do solo em área de floresta em Porto Velho, Rondônia.

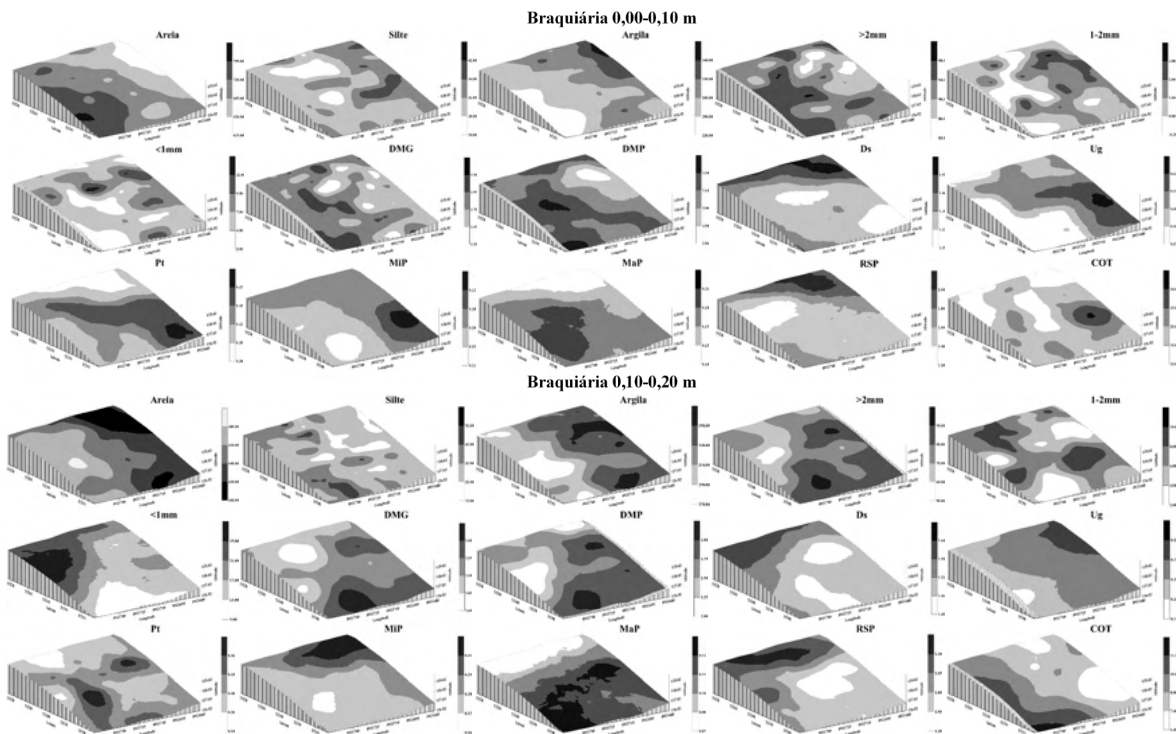


Figura 11. Mapas de krigagem dos atributos físicos do solo em área de braquiária em Porto Velho, Rondônia.

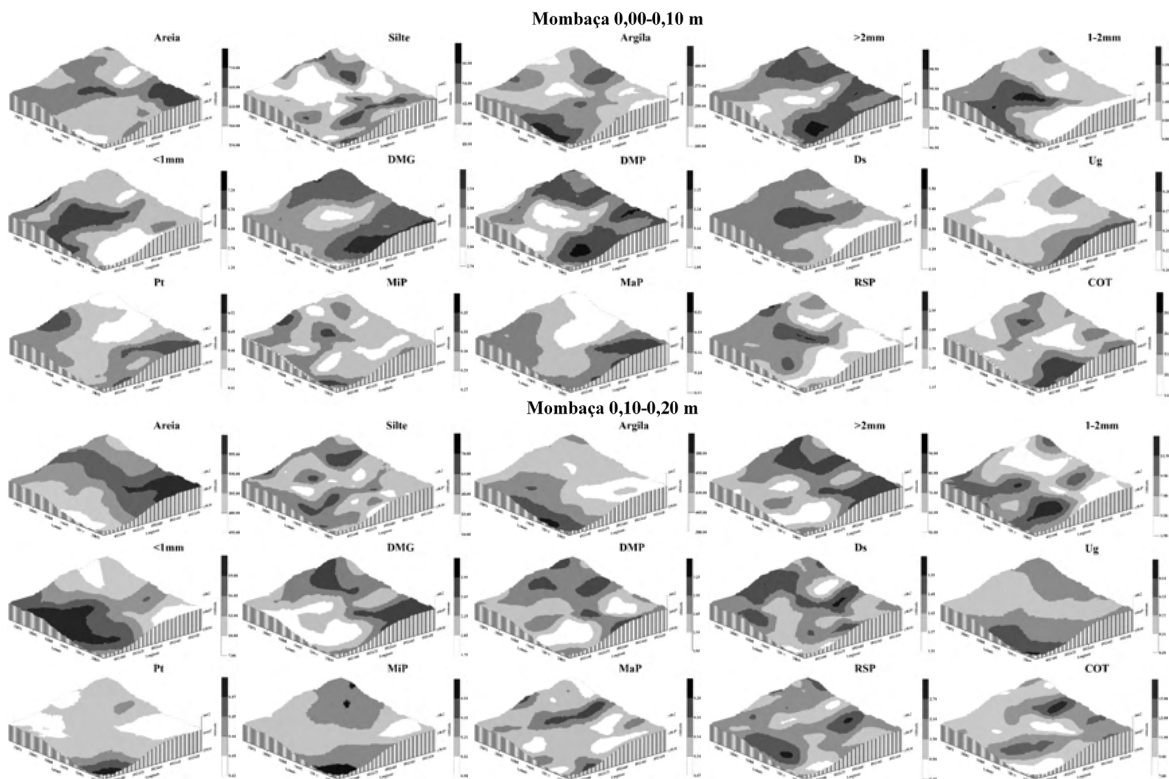


Figura 12. Mapas de krigagem dos atributos físicos do solo em área de mombaca em Porto Velho, Rondônia.

Os semivariogramas escalonados para as três áreas estudadas são apresentados na Figura 13. O modelo ajustado aos gráficos é o esférico que apresentou R^2 variando de 0,52 a 0,71 e a validação cruzada oscilando de 0,76 a 0,84. As áreas estudadas apresentaram valores de alcance variando de 30,00 a 50,00 m, sendo encontrado os maiores valores na área de braquiária e menores valores na área de mombaca. Em relação a GDE, todas as áreas apresentaram moderada dependência espacial, exceto floresta na profundidade de 0,00-0,10 m, que apresentou GDE forte (Cambardella et al., 1994).

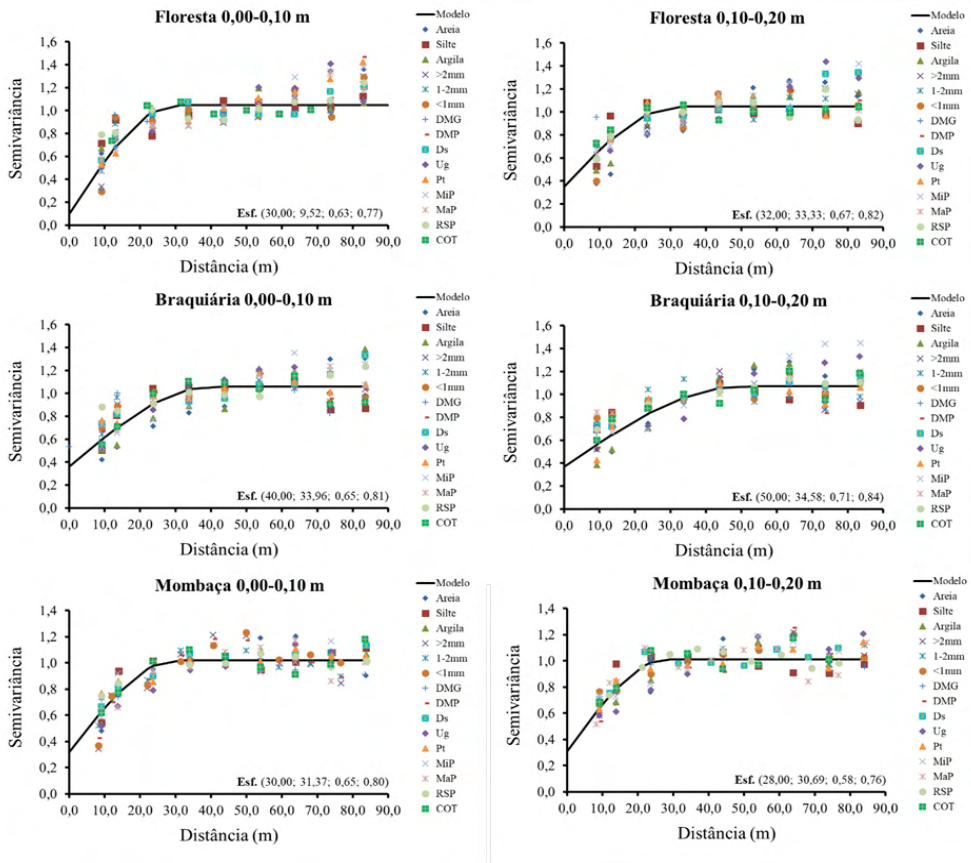


Figura 13. Semivariogramas escalonados para os ambientes estudados em Porto Velho, Rondônia. Os valores entre parêntese indicam respectivamente: alcance, grau de dependência espacial, R^2 e validação cruzada.

Na Tabela 3 está sendo apresentado a densidade mínima de amostragem com base na faixa estimada pelos semivariogramas escalonados dos atributos físicos, para os ambientes estudados. O ambiente de mombaça apresentou as maiores densidades de amostragem nas duas profundidades (6 e 7 amostras ha^{-1}), com espaçamento entre amostras de 30 e 28 m. O ambiente de braquiária em todas as profundidades apresentou o menor valor de densidade de amostragem, sendo 3 e 2 amostras ha^{-1} , com espaçamento de 40 e 50 m.

Projeto de amostragem		Floresta	Braquiária	Mombaça
Densidade de amostragem 0,00-0,10 m	Amostras ha ⁻¹	5	3	6
Densidade de amostragem 0,10-0,20 m	Amostras ha ⁻¹	4	2	7
Espaçamento 0,00-0,10 m	m	30	40	30
Espaçamento 0,10-0,20 m	m	32	50	28

Tabela 3. Densidade e espaçamento mínimos da amostragem para propriedades físicas e carbono orgânico do solo em diferentes ambientes estudados em Porto Velho, Rondônia.

A Figura 14 mostra os semivariogramas para os ajustes dos fatores de pontuação obtidos a partir da análise de componentes principais. Os semivariogramas dos F1 para a profundidade 0,00-0,10 e 0,10-0,20 m nos diferentes ambientes estão relacionados aos agregados do solo (classes >2mm, 1-2mm, <1mm, DMG e DMP) e os semivariogramas dos F2 na profundidade 0,00-0,10 estão relacionados a compactação (Ds e RSP), porosidade (Pt e MaP) e acúmulo de COT do solo, enquanto na profundidade de 0,10-0,20 m estão relacionados a textura (areia e argila), porosidade (Pt, MiP e Ug) e acúmulo de COT.

Os semivariogramas ajustaram ao modelo esférico e apresentaram R² e validação cruzada variando de 0,75 a 0,96 e 0,76 a 1,00 respectivamente. Analisando espacialmente, o F1 observa-se que o alcance variou de 21,10 a 85,00 m nas duas profundidades, sendo observado o maior valor na profundidade de 0,00-0,10 m para área de floresta. Para F2 observamos alcance variando de 27,25 a 89,00 m, sendo observado os maiores valores na área de braquiária e na profundidade de 0,10-0,20 m da área de floresta. Em relação ao GDE observamos que no F1 a área de mombaça nas duas profundidades, floresta na profundidade de 0,10-0,20 m e braquiária na profundidade de 0,00-0,10 m apresentaram forte dependência espacial, enquanto que as demais profundidades das áreas apresentaram dependência espacial moderada. O F2 apresentou forte dependência espacial para maioria das áreas e profundidades estudadas, exceto para profundidade 0,10-0,20 m da área de mombaça.

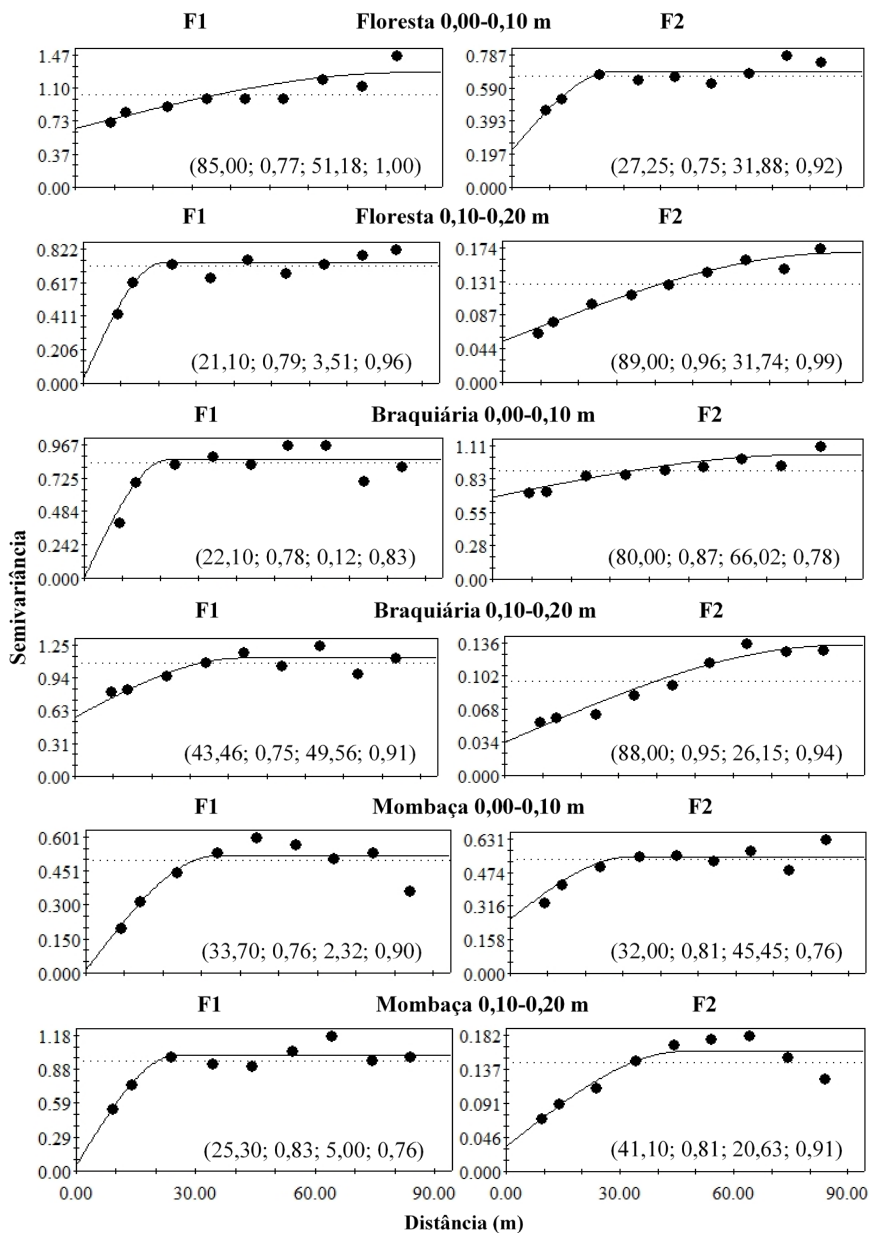


Figura 14. Semivariogramas experimentais ajustados aos valores de escores dos componentes principais para os diferentes ambientes estudados em Porto Velho, Rondônia. Os valores entre parênteses, são respectivamente: alcance, R^2 , grau dependência espacial (GDE) e validação cruzada.

4 | DISCUSSION

4.1 Conversão floresta em pastagem

O processo de conversão floresta em pastagens causou alterações na textura do solo (Figura 2). Os maiores teores de areia e menores teores de silte e argila nas áreas de pastagem em relação a floresta, atribui-se 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.

Entre as pastagens a mombaça apresentou maior capacidade de agregação do solo se assemelhando a floresta. Podemos atribuir isso a maior capacidade da mombaça em produzir massa seca (parte aérea e raiz) em relação a braquiária (Mendonça et al., 2014), que tem papel significativo na agregação do solo. Souza et al. (2020) estudando agregação do solo em áreas sob conversão floresta em ambientes cultivados, concluiu que o processo de conversão influencia na agregação do solo, e que, quando manejado adequadamente os ambientes cultivados podem se equiparar aos ambientes naturais. Cunha Neto et al. (2018), estudando atributos químicos do solo em áreas sob diferentes coberturas florestais e pastagens, observaram que, áreas de floresta secundária e pastagem são as que contribuem mais para a estabilização dos agregados do solo nas profundidades iniciais, e que a estabilidade de agregados é mais sensível na diferenciação entre as áreas. Esses resultados evidenciam o efeito do uso do fogo na agregação do solo, discordando com os resultados encontrados por Vieira et al. (2016) que estudou o efeito do fogo na qualidade de solos com pastagens e observou que o fogo aplicado sobre pastagem, não tem efeito na estrutura do solo.

Os menores valores de porosidade encontrados nas áreas de pastagens são devido a compactação originada pelo pisoteio dos animais, que aumentam os teores de MiP em relação aos macroporos, fazendo a Pt diminuir. Essas modificações dependem da intensidade do pisoteio, da umidade e do tipo de solo (Torres et al., 2014). Souza Braz et al. (2013), estudando atributos do solo em áreas sob conversão de floresta em pastagens na Amazônia, também encontraram menores valores de poros em áreas de pastagens em relação a floresta.

Baixos valores de Ds e altos teores de COT na área de floresta, deve-se a ausência de práticas agressivas ao solo (Calonego et al., 2012) e pelo acúmulo de matéria orgânica proporcionado pela vegetação. Cunha et al. (2017), estudando solos no sul do Amazonas observou menores valores de RSP e Ds em áreas de floresta. Os menores valores de COT nas áreas de pastagens em relação a floresta, deve-se as perdas de C em função de uma gestão inadequada que, caso continue pode comprometer a sustentabilidade dos sistemas a longo prazo em termos de balanço de carbono (Petter et al., 2017). Em geral todos

os ambientes não apresentaram RSP crítica ao desenvolvimento radicular das plantas, exibindo valores inferiores a 2 Mpa, que segundo Tormena et al. (1998), é o limite crítico para Latossolos e Argilosos.

4.2 Interações ambientes e atributos físicos do solo

O estudo das interações, permite avaliar a influência de um atributo no outro, por meio da correlação de Pearson, que nos indica efeito direto (quando positivo) ou inverso (quando negativo) de um atributo no outro (Tabela 2). Para estudar as interações dos atributos nos ambientes utilizamos a análise multivariada que nos permite observar os atributos que mais interferem e caracterizam os ambientes (Figura 6).

Ao avaliarmos a interação da textura do solo com as outras variáveis, percebeu-se que a areia influenciou no COT, na agregação e na porosidade do solo. Essa interação possibilitou maior acúmulo de COT no solo, com isso aumentou a quantidade de agregados de maiores tamanhos e porosidade, que contribuíram para menores Ds e RSP para os ambientes estudados. Oliveira et al. (2015b), observaram que a argila em diferentes ambientes no sul do Amazonas, proporcionou maior Ds e RSP. Conforti et al. (2016) também observaram influência da textura no acúmulo de COT, entretanto seus resultados são contrários ao resultado encontrados neste trabalho, onde ele observou que a argila é responsável pelo maior acúmulo de COT. Souza et al. (2019), estudando atributos físicos dos solos em diferentes cultivos no sul do Amazonas, observaram correlação positiva de DMG e DMP com Ug, Pt e MiP. Assis et al. (2015), estudando atributos físicos do solo em sistemas de integração lavoura-pecuária-floresta, observou correlação positiva do COT com Pt e MaP, e correlação negativa com Ds e MiP. Oliveira et al. (2015b), também observaram relações diretas entre COT e a porosidade do solo, e relação inversa entre agregados de maior tamanho com de menores tamanho, para diferentes ambientes no sul do Amazonas.

Os parâmetros relacionados a compactação do solo (Ds e RSP) proporcionam maiores volumes de poros de menores tamanhos (MiP) e menores volumes de poros de maiores tamanhos (MaP), conseqüentemente interferindo de forma negativa na umidade do solo. Essa compactação em áreas de pastagens é reflexo do tempo de pastejo e densidade de animais que a ocupam. Bonetti et al. (2019), observaram em um Latossolo Vermelho que, o pisoteio animal intensivo em pastagens aumenta a Ds e conseqüentemente RSP, fazendo com que reduza significativamente o volume de poros dilatados maior que 100 µm, em 0,20 m de profundidade.

Ao avaliarmos as nuvens de scores do plano fatorial para profundidade de 0,00-0,10 m, verifica-se que os ambientes não se distinguem uns dos outros, apenas a braquiária que se distancia um pouco mais do ambiente de floresta. Com isso, podemos apenas informar os atributos que mais discriminam os ambientes. A floresta é caracterizada por apresentar maior agregação (>2mm, DMG e DMP), poros de maior tamanho (Pt e MaP)

e maiores teores de COT, enquanto que para os ambientes de pastagens apresentaram menor agregação (1-2mm e <1mm) e maior compactação (Ds e RSP) do solo. Essa diferença é devido a remoção da vegetação nativa que alterou a estrutura do solo. Isso ocorre devido a maior exposição da superfície do solo de pastagens aos impactos diretos das gotas da chuva, que favorecem a destruição de agregados, e selecionam as partículas intensificando o processo de erosão seletiva de partículas de menor diâmetro (argila e silte) (Shi et al., 2017). Couto et al. (2016), avaliando através da estatística multivariada, em diferentes ambientes no sudoeste amazônico, observaram que ambiente de pastagem e floresta não diferiram estatisticamente, corroborando com nossos resultados encontrados. Oliveira et al. (2015b), avaliando solos sob diferentes usos na região sul do Amazonas, também verificaram que ambientes de floresta e pastagem não diferenciaram por meio da análise multivariada.

Para a profundidade de 0,10-0,20 m foi possível observar a formação de dois grupos, o grupo um, formado pela mombaça e floresta, e o grupo dois, formado pela braquiária. Entretanto, a área de mombaça funciona como um ambiente intermediário entre a floresta e a braquiária sendo mais próxima ao ambiente de floresta. O grupo um é caracterizado pelos maiores teores de argila, agregação (>2mm, DMG e DMP), volumes de poros (Pt e MiP), umidade (Ug) e teores de COT, já o grupo dois é composto pela braquiária que é discriminada pelo maior teor de areia e maior desagregação (1-2mm e <1mm) do solo. Assis et al. (2015), avaliando atributos físicos do solo em sistemas de integração lavoura-pecuária-floresta, constataram que, na profundidade de 0,10-0,20 a Ds e o arranjo poroso do solo discriminaram os sistemas integrados da pastagem degradada.

Podemos atribuir essa maior similaridade da mombaça ao ambiente de floresta a três fatores: a capacidade do capim mombaça em produzir biomassa (Mendonça et al., 2014); a declividade do terreno ser menor na floresta e mombaça em relação a braquiária (Figura 15) (Souza et al., 2019); ao maior tempo de uso (Souza et al., 2020) e de descanso que a mombaça possui em relação a braquiária.

4.3 Variabilidade espacial

A análise geoestatística, avaliada por meio dos semivariogramas, evidenciou dependência espacial para todos os atributos dos solos estudados, indicando que, as variáveis não estão distribuídas aleatoriamente no espaço (Cavalcante et al., 2011). Todos os atributos foram ajustados ao modelo esférico. Segundo Isaaks e Srivastava (1989), os modelos esféricos descrevem propriedades do solo com alta continuidade espacial, ou seja, menos erráticas a curtas distâncias.

O alcance indica a distância máxima em que o atributo está correlacionado espacialmente (Dalchiavon et al., 2012), possibilitando avaliar a variabilidade espacial das áreas. De maneira geral a área com mombaça apresentou os menores valores de alcance

para maioria dos atributos físicos estudados em relação as demais áreas, indicando que essa área possui maior variabilidade e é mais heterogênea (Figura 7, 8 e 9). Essa maior variabilidade está relacionada à maior intensidade de pastejo, na área de mombaça (6,14 animais ha⁻¹) em relação a área de braquiária (4,50 animais ha⁻¹) e também pelas zonas de preferência de pastejo (Alencar et al., 2016). Santos et al. (2016), atribuiu a maior variabilidade dos atributos físicos do solo, a curvatura da superfície do solo.

As variáveis relacionadas a textura (areia, silte e argila) na maioria das vezes apresentaram GDE forte, isso é um indicativo que essas variáveis são mais influenciadas pelas propriedades intrínsecas do solo ligadas aos fatores de formação (Cambardella et al., 1994). Guimarães et al. (2016), avaliando a variabilidade espacial em áreas de pastagens para diferentes classes de solos, observou em um Latossolo dependência espacial para Ds, MaP, MiP e Pt.

Os mapas da distribuição espacial dos atributos físicos estão sendo apresentados em cinco intervalos regulares de valores para cada atributo, permitindo maior compreensão da distribuição (Figuras 10, 11 e 12). 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 a compactação com os relacionados a porosidade do solo. Além disso, é possível observar quais atributos são mais influenciados pelo relevo (2016). Observa-se que as variáveis relacionadas a textura do solo sofrem mais alterações em funções do relevo. Isso deve-se aos microrrelevos presentes nas áreas, que condicionam os fluxos diferenciados de água e com ela as partículas de solo das partes mais elevadas para as baixadas (Oliveira et al., 2013).

4.4 Zonas de manejo

A intensa atividade agrícola acelera os processos de degradação física do solo quando realizadas de forma irracional, principalmente pelas práticas de manejo uniforme das áreas sem levar em consideração a variabilidade espacial do solo. Diante disto, tem sido utilizado cada vez mais zonas de manejos, visando diminuir a variabilidade natural das áreas, garantindo uma produção elevada sem agredir o solo (Oliveira et al., 2019).

Ao avaliarmos os mapas de krigagem dos escores (Figura 15), observamos, a formação de cinco zonas de manejo. Para F1 na área de floresta na profundidade de 0,10-0,20 m, braquiária na profundidade de 0,00-0,10 m e para mombaça nas duas profundidades, devido a maior variabilidade, apresentaram zonas de manejo complexa para os atributos relacionados aos agregados do solo.

O F2 nos três ambientes avaliados para as duas profundidades, apresentou baixa variabilidade, apresentando zonas de manejos menos complexas para a textura, porosidade

e acúmulo de carbono no solo. Burak et al. (2012), evidenciaram que, quanto maior são os escores, maior são sua contribuição para correlações positivas, entre as variáveis que compõe cada fatores, em contrapartida, quanto menor for os escores maior é a contribuição para correlações negativas.

Desta forma, ao observamos os mapas dos F1 e F2 para todas as profundidades, evidenciamos que a maior parte dos scores positivos estão presentes nas áreas de floresta, enquanto que, nas áreas de pastagens observamos maior parte de escores negativos, entretanto entre as pastagens a braquiária apresentou escores menores em relação a mombaça. A maior proporção de escores positivos na área de floresta deve-se a maior presença de agregados de maiores tamanhos, maior quantidade de poros grandes e maior acúmulo de carbono no solo, entretanto os escores negativos nas pastagens deve-se a menor quantidade de agregados maiores, compactação do solo, menor quantidade de poros de maiores tamanho e ao menor acúmulo de carbono no solo. Essas correlações observadas evidenciam que, cada zona específica de manejo dentro de cada ambiente necessita de manejos diferenciados, mais ou menos intensivo, favorecendo maior eficiência do uso dos recursos naturais do solo e assim reduzir os impactos causados pela pecuária no ambiente e otimizar os custos econômicos para o sistema de pastagens (Santos et al., 2017).

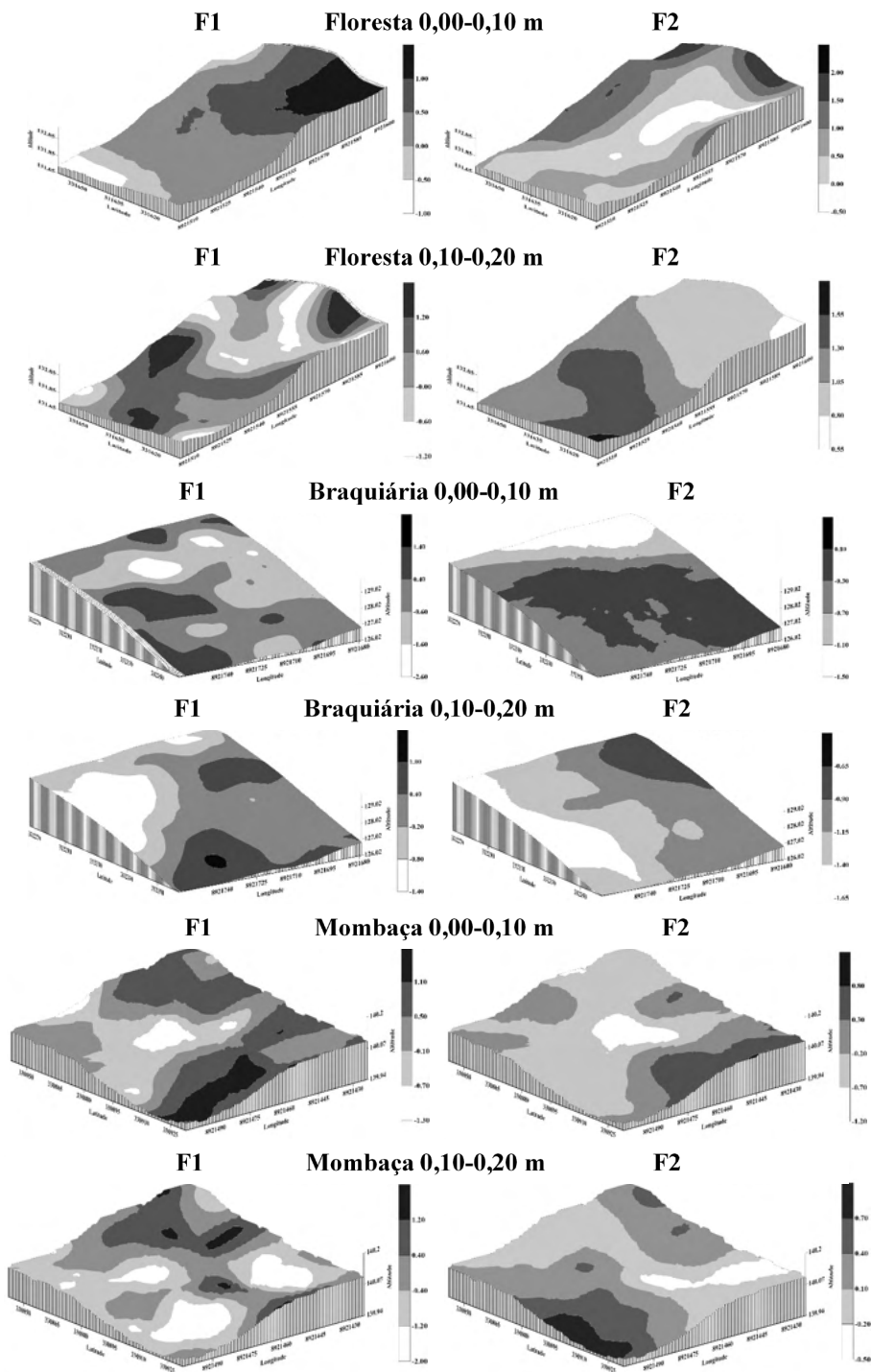


Figura 15. Mapas de krigagem dos valores de escores dos componentes principais para os diferentes ambientes estudados em Porto Velho, Rondônia.

5 | CONCLUSÕES

A conversão de floresta em pastagens, impactou negativamente nos agregados, compactação, porosidade e acúmulo de carbono orgânico do solo. Dentre as pastagens, a área cultivada com mombaça, não degradou tanto em relação aos atributos físicos, se aproximando ao ambiente de floresta.

Os ambientes estudados são influenciados pelos teores elevados de areia e argila, que interferem na agregação, compactação, porosidade e acúmulo de carbono no solo.

Através da multivariada observamos que a floresta se distanciou da área de braquiária e que a mombaça é uma área intermediária entre as duas. O ambiente de floresta é caracterizado por possuir mais agregados de maiores tamanhos, maior porosidade, menor compactação do solo e maior acúmulo de carbono no solo, enquanto que, os ambientes de pastagens se caracterizam por possuírem mais agregados de menor tamanho, serem mais compactados, possuírem menos poros e acumularem menos carbono no solo.

Observamos maior variabilidade espacial dos atributos físicos no ambiente com mombaça, atribuímos isso a maior intensidade de pastejo e pisoteio animal. A variabilidade nas áreas gerou zonas de manejos específicos para os agregados, compactação, porosidade e acúmulo de carbono no solo. Nesses ambientes são necessários manejos diferenciados para cada zona de manejo, para que se tenha mais eficiência no uso dos recursos naturais, reduzindo assim os custos e os impactos causados pela pecuária nos ambientes.

REFERÊNCIAS

Adamy, A., 2010. Geodiversidade do estado de Rondônia. Porto Velho: CPRM, 337 p.

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. doi: 10.13083/reveng.v24i4.602

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. doi: 10.1590/S0100-06832012000500025

Alvarenga, R. C.; Fernandes, B.; Silva, T. C. A.; Resende, M. Estabilidade de agregados de um Latossolo Roxo sob diferentes métodos de preparo do solo e de manejo da palha do milho. Revista Brasileira de Ciência do Solo, v. 10, n. 2, p.273-277, 1986.

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, 711–728, 2013. doi: 10.1127/0941-2948/2013/0507

Assis, P. C.; Stone, L. F.; Medeiros, J. C.; Madari, B. E.; Oliveira, J. D. M.; Wruck, F. J. Atributos físicos do solo em sistemas de integração lavoura-pecuária-floresta. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 19, n. 4, p. 309-316, 2015. doi: 10.1590/1807-1929/agriambi.v19n4p309-316

Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes – ABIEC, 2019. Perfil da pecuária no Brasil. Disponível em: <<http://www.abiec.com.br/PublicacoesLista.aspx>>. Acessado em 09/05/2019.

Barbosa, F. A.; Oliveira, V. T.; Bicalho, F. L.; Lopes, L. B.; Florence, E. A. S.; Mandarino, R. A.; Azevedo, H. O. Indicadores de sustentabilidade na pecuária bovina de corte – Projeto Pecuária Integrada de Baixo Carbono. In: *Anais do VI Simpósio Nacional sobre Produção e Gerenciamento da Pecuária de Corte*, pp. 67-84, 2014.

Bonetti, J. A.; Anghinoni, I.; Gubiani, P. I.; Cecagno, D.; Moraes, M. T. Impact of a long-term crop-livestock system on the physical and hydraulic properties of an Oxisol. *Soil & Tillage Research*, v. 186, p. 280–291, 2019. doi: 10.1016/j.catena.2016.04.023

Braz, A. M. B.; Fernandes, A. R.; Alleoni, L. R. F. Soil attributes after the conversion from forest to pasture in Amazon. *Land Degradation & Development*, v. 24, n. 1, p. 33-38, 2013. doi: 10.1002/ldr.1100

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. doi: 10.1590/S0006-87052012000400012

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.

Busari, M. A.; Kukal, S. S.; Kaur, A.; Bhatt, R.; Dulazi, A. A. Conservation tillage impacts on soil, crop and the environment. *International Soil and Water Conservation Research*, v. 3, p. 119–129, 2015. doi: 10.1016/j.iswcr.2015.05.002

Calonego, J. C.; Santos, C. H.; Tiritan, C. S.; Cunha Júnior, J. R. Estoque de carbono e propriedades físicas de solos submetidos a diferentes sistemas de manejo. *Revista Caatinga*, v. 24, p. 128-35, 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. doi: 10.2136/sssaj1994.03615995005800050033x

Castro Filho, C.; Muzilli, O.; Podanoschi, A. L. Estabilidade dos agregados e sua relação com o teor de carbono orgânico em um Latossolo Roxo Distrófico, em função de sistemas de plantio, rotações de culturas e métodos de preparo das amostras. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 22, n. 3, p. 527-538, 1998. doi: 10.1590/S0100-06831998000300019

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. doi: 10.1590/S1415-43662011000300003

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 Agrícola*, v. 66, p. 338-352, 2009. doi: 10.1590/S0103-90162009000300009

Conforti, M.; Lucà, F.; Scarciglia, F.; Matteucci, G.; Buttafuoco, G. Soil carbon stock in relation to soil properties and landscape position in a forest ecosystem of southern Italy (Calabria region). *Catena*, v. 144, p. 23-33, 2016. doi: 10.1016/j.catena.2016.04.023

Couto, W. H. D.; Anjos, L. H. C. D.; Wadt, P. G. S.; Pereira, M. G. Atributos edáficos e resistência a penetração em áreas de sistemas agroflorestais no sudoeste amazônico. *Ciência Florestal*, v. 26, n. 3, p. 811-823, 2016. doi: 10.5902/1980509824210

Cunha Neto, F. V. D.; Pereira, M. G.; Leles, P. S. D. S.; Abel, E. L. D. S. Chemical and physical attributes in different areas under forests cover and pasture in Além Paraíba, Minas Gerais state, Brazil. *Ciência Florestal*, v. 28, n. 1, p. 13-24, 2018. Doi: 10.5902/1980509831569

Cunha, J. M. D.; 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. doi: 10.4136/ambi-agua.1890

Dalchiavon, F.C.; Carvalho, M.P.; Andreotti, M.; Montanari, R. Variabilidade espacial de atributos da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distroférico sob sistema plantio direto. *Revista Ciência Agronômica*, v. 43, n. 3, p. 453-461, 2012. doi: 10.1590/S1806-66902012000300006

Embrapa. Sistema Brasileiro de Classificação de Solos. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. 4.ed. revisada e ampliada. Brasília. 2018, 353 p.

Gamma Design Software (GS+). Geostatistics for the environmental sciences. 7. ed. Plainwell: Gamma Design, 2004.

Golden Software Inc. (1999). SURFER for Windows, Release 13.0: Contouring and 3D surface mapping for scientist's engineers, user's guide. New York, USA.

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 epigea de pastagem, identificada por meio de geostatística. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 47, n. 9, p. 1404-1412, 2012. doi: 10.1590/S0100-204X2012000900026

Guimarães, E. C. Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo [dissertação]. Campinas: Universidade de Campinas; 1993.

Guimarães, W. D.; Gripp Junior, J.; Marques, E. A. G.; Santos, N. T.; Fernandes, R. B. A. Variabilidade espacial de atributos físicos de solos ocupados por pastagens. *Revista Ciência Agronômica*, v. 47, n. 2, p. 247-255, 2016. doi: 10.5935/1806-6690.20160029

Isaaks, E. H.; Srivastava, R. M. An introduction to applied geostatistics. New York: Oxford University Press; 1989.

Kemper, W. D.; Chepil, W. S. Aggregate stability and size distribution. In: BLACK, C. A. (Ed.). *Methods of soil analysis*. Madison: ASA, p. 499-510, 1965.

Lal, R. Restoring soil quality to mitigate soil degradation. *Sustainability*, v. 7, p. 5875–5895, 2015. doi: 10.3390/su7055875

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. doi: 10.1590/S0100-69162014000400013

Merten, G. H.; Araújo, A. G.; Biscaia, R. C. M.; Barbosa, G. M. C.; Conte, O. No-till surface runoff and soil losses in southern Brazil. *Soil Tillage Research*, v. 152, p. 85–93, 2015. doi: 10.1016/j.still.2015.03.014

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. doi: 10.5433/1679-0359.2014v35n1p193

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. doi: 10.1590/S0100-06832013000100024

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 Agronômica*, v. 44, n. 4, p. 676-684, 2013. doi: 10.1590/S1806-66902013000400003.

Oliveira, I. A. D.; Campos, M. C. C.; Freitas, L. D.; Soares, M. D. R. Caracterização de solos sob diferentes usos na região sul do Amazonas. *Acta Amazonica*, v. 45, n. 1, p. 1-12, 2015b. doi: 10.1590/1809-4392201400555.

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, 2015a. doi: 10.1590/01000683rbcS20140496

Oliveira, J. F.; Mayi, S.; Marchão, R. L.; Corazza, E. J.; Hurtado, S. C.; Malaquias, J. V.; ... e Guimarães, M. F. Spatial variability of the physical quality of soil from management zones. *Precision Agriculture*, v. 20, n. 6, p. 1251-1273, 2019. doi: 10.1007/s11119-019-09639-9

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. Doi: 10.1007/s12228-017-9505-1

Petter, F. A.; Lima, L. B.; Moraes, L. A.; Tavanti, R. F. R.; Nunes, M. E.; Freddia, O. S.; Marimon Jr, B. H. Carbon stocks in oxisols under agriculture and forest in the southern Amazon of Brazil. *Geoderma Regional*, v. 11, p. 53–61, 2017. doi: 10.1016/j.geodrs.2017.09.001

Rickson, R. J.; Deeks, L. K.; Graves, A.; Harris, J. A. H.; Kibblewhite, M. G.; Sakrabani, R. Input constraints to food production: The impact of soil degradation. *Food Security*, v. 7, n. 2, p. 351–364, 2015. doi: 10.1007/s12571-015-0437-x

Santos, G. L. D.; Pereira, M. G.; Lima, S. S. D.; Cedia, M. B.; Mendonça, V. M. M.; Delgado, R. C. Curvatura da superfície e seu efeito na variabilidade espacial dos atributos do solo, Pinheiral-RJ/BR. *Cerne*, v. 22, n. 4, p. 431-438, 2016. doi: 10.1590/01047760201622042184

Santos, K. E. L.; Bernardi, A. D. C.; Bettioli, 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. doi: 10.18011/bioeng2017v11n3p294-307

Seó, H. L. S.; Machado Filho, L. C. P.; Brugnara, D. Rationally Managed Pastures Stock More Carbon than No-Tillage Fields. *Frontiers in Environmental Science*, v. 5, p. 1-8, 2017. doi: 10.3389/fenvs.2017.00087

Shi, P.; Thorlacius, S.; Keller, T.; Keller, M.; Schulin, R. Soil aggregate breakdown in a field experiment with different rainfall intensities and initial soil water contents. *European Journal of Soil Science*, v. 68, n. 6, p. 853-863, 2017. doi: 10.1111/ejss.12472

Silva Filho, E. P.; Cottas, L. R.; Marini, G. B. S. Avaliação da compactação dos solos em áreas de pastagens e florestas em Porto Velho, Rondônia. *Boletim de geografia*, v. 28, n. 1, p. 145-155, 2010. doi: 10.4025/bolgeogr.v28i1.8441

Silva, B. E. C.; Medina, E. M.; Jolomba, M. R. Propriedades físicas do solo em função de diferentes manejos de pastagem. *Revista Brasileira de Agropecuária Sustentável*, v. 7, n. 3, p. 66-75, 2017. doi: 10.21206/rbas.v7i3.418

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 de Ciências Agrárias Amazonian Journal of Agricultural and Environmental Sciences*, v. 59, n. 1, p. 9-15, 2016. doi: 10.4322/rca.2020

Souza, F. G. D.; Campos, M. C. C.; Pinheiro, E. N.; Lima, A. F. L.; Brito Filho, E. G. D.; Cunha, J. M. D.; Santos, E. A. T.; Brito, W. B. M. Aggregate stability and carbon stocks in Forest conversion to different cropping systems in Southern Amazonas, Brazil. *Carbon Management*, v. 11, n. 1, p. 81-96, 2020. doi: 10.1080/17583004.2019.1694355

Souza, F. G.; Campos, M. C. C.; Brito Filho, E. G.; Cunha, J. M.; Lima, A. F. L.; Sales, M. C. G.; Santos, L. A. C. Physical attributes of soil under amazon forest conversion for different crop systems in southern Amazonas, Brazil. *Canadian Journal of Soil Science*, v. 99, n. 4, p. 563-574, 2019. doi: 10.1139/cjss-2019-0070

STATSOFT Inc 7.0. Statistica (data analysis software system). USA: 2004.

Teixeira, P. C.; Donagema, G. K.; Fontana, A.; & Teixeira, W. G. (Eds.). *Manual de métodos de análise de solo*. Rio de Janeiro, 3ª ed. revista e ampliada. – Brasília, DF: Embrapa, 2017, 573 p.

Tormena, C. A.; Silva, A. P.; Libardi, P. L. Caracterização do intervalo hídrico ótimo de um Latossolo Roxo sob plantio direto. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 22, p. 573-581, 1998. doi: 10.1590/S0100-06831998000400002

Torres, L. C.; Barros, K. R. M.; Lima, H. V. Alterações na qualidade física de um latossolo amarelo sob pastagem. *Acta Amazônica*, v. 44, n. 4, p. 419-426, 2014. doi: 10.1590/S0044-59672014000400003

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.

Vieira, A. C.; Melloni, R.; Melloni, E. G. P.; Guimarães, M. C.; Freitas, M. S.; Pecoraro, D. Fogo e seus efeitos na qualidade do solo de pastagem. *Revista Brasileira de Geografia Física*, v. 9, n. 6, p. 1703-1711, 2016. doi: 10.26848/rbgf.v9.6.p1703-1711

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 Press, 1980. cap. 2, p. 319-344

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, p. 1467-1476, 1988. doi: 10.1080/00103628809368027

INFLUÊNCIA DO MANEJO E RELEVO NOS ATRIBUTOS DO SOLO E ACÚMULO DE BIOMASSA EM ÁREAS CONVERTIDAS EM PASTAGENS NA AMAZÔNIA BRASILEIRA

Data de aceite: 01/04/2022

Data de submissão: 03/03/2022

Alan Ferreira Leite de Lima

Mestre em Agronomia Tropical – Universidade Federal do Amazonas

Milton César Costa Campos

Doutor em Ciência do Solo – Universidade Federal da Paraíba

Thalita Silva Martins

Graduada em Agronomia - Universidade Federal do Amazonas

Wildson Benedito de Mendes Brito

Mestre em Agronomia Tropical - Universidade Federal do Amazonas

Lucivânia Izidoro da Silva

Mestre em Agronomia Tropical – Universidade Federal do Amazonas

Erika Micheilla Brasil de Paula

Mestre em Ciências Ambientais - Universidade Federal do Amazonas

RESUMO: Rondônia possui um dos maiores rebanhos de bovinos do Brasil, entretanto maior parte das pastagens encontra-se em algum estágio de degradação do solo, diminuindo assim a capacidade de suporte e consequentemente a taxa de lotação. Diante disso, surge a necessidade de buscar manejos que sejam mais eficientes ambientalmente e economicamente. O objetivo deste trabalho foi realizar um

levantamento bibliográfico sobre os efeitos do manejo e relevo nos atributos do solo e acúmulo de biomassa de pastagens, como também o uso das estatísticas multivariada e geoestatística como ferramenta de avaliação dos manejos para diferentes pastagens na Amazônia brasileira. Os processos de conversão de ambientes naturais em pastagens afetam diretamente os atributos físicos e químicos do solo interferindo no acúmulo de biomassa em pastagens. O relevo como processo de formação é um fator imprescindível a ser avaliado na escolha da área e manejo a ser adotado. As estatísticas multivariadas e geoestatística são ferramentas essenciais para avaliação dos ambientes, auxiliam na tomada de decisões sobre o uso e manejo adequado do solo, facilitando o planejamento agrícola.

PALAVRAS-CHAVE: Degradação do solo, relevo, pisoteio animal, indicadores da qualidade.

INFLUENCE OF MANAGEMENT AND RELIEF ON SOIL ATTRIBUTES AND BIOMASS ACCUMULATION IN AREAS CONVERTED TO PASTURE IN THE BRAZILIAN AMAZON

ABSTRACT: Rondônia has one of the largest cattle herds in Brazil, however, most pastures are in some stage of soil degradation, thus reducing the carrying capacity and consequently the stocking rate. Therefore, there is a need to seek more environmentally and economically efficient pasture management methods. The objective of this work was to conduct a literature survey on the effects of management and relief on soil attributes and biomass accumulation in pastures, as well as the use of multivariate statistics and geostatistics

as a tool for evaluating the management of different pastures in the Brazilian Amazon. The processes of conversion of natural environments into pastures directly affect the physical and chemical soil attributes, interfering with the accumulation of biomass in pastures. The relief as a formation process is an essential factor to be evaluated when choosing the area and management to be adopted. The multivariate statistics and geostatistics are essential tools for evaluating environments, assisting in decision making about the use and proper management of soil, facilitating agricultural planning.

KEYWORDS: Soil degradation, relief, animal trampling, quality indicators.

1 | INTRODUÇÃO

O Brasil possui 162,19 milhões de hectares com pastagens, correspondendo a 19% do território. Essas áreas, em média, apresentam baixa taxa de ocupação de 1,32 cabeças/ha e lotação de 0,93 unidade animal por hectare (UA/há) (ABIEC, 2019). Isso ocorre devido, ao baixo manejo adotado nas pastagens (Neves Junior et al., 2013), que gera perdas de 7 bilhões de dólares por ano, na produção de leite e carne, devido pastagens degradadas (Kwon et al., 2016).

Dentre as culturas comerciais as espécies forrageiras representam as plantas de interesse econômico mais cultivadas no Brasil e no mundo (Vitória et al., 2012). Entre as plantas forrageiras utilizadas pelos animais, as gramíneas do gênero *Brachiaria* e *Panicum* são as principais opções para alimentar o rebanho bovino brasileiro (Silva et al., 2016; Silva et al., 2017). Devido suas características desejáveis, como resistência, produção de massa seca e valor nutricional (Lisbôa et al., 2016; Mendonça et al., 2014).

A queima apresenta-se como uma alternativa barata para limpar as áreas de floresta e introduzir a pastagem na Amazônia (Navarrete et al., 2016). Após a queima se não manejar corretamente, pode causar mudanças negativas nos atributos do solo, e conseqüentemente a degradação. Nesse caso, podem ser intensificadas pelo relevo mais inclinado (Torres et al. 2019). O relevo, ou posição topográfica, é capaz de alterar o conteúdo de água do solo e intensidade dos processos de remoção e deposição de sedimentos (erosão) (Chagas et al., 2013).

A produção de biomassa é mais influenciada pelos atributos físicos do solo do que pelos químicos (Grego et al., 2012). As propriedades físicas do solo em função de diferentes manejos de pastagem, modificam a densidade do solo, resistência do solo à penetração, porosidade total e macroporosidade (Silva et al., 2017), com isso, diminui a infiltração e acúmulo de água (Grimaldi et al., 2014; Bonetti et al., 2019) aumenta os riscos de erosão, perda de nutrientes (Germer et al., 2009; Merten et al., 2015) e flutuações de temperatura do solo (Lal, 2015), que impactam o solo, cultura e ambiente (Busari et al., 2015). As perdas de C em função de uma gestão inadequada podem comprometer a sustentabilidade a longo prazo dos sistemas agrícolas em termos de balanço de carbono (Petter et al., 2017). Araújo et al. (2011), analisando a conversão mata-pastagem, também encontraram baixos teores

de Ca, Mg, K e P nas primeiras camadas do solo em áreas com cultivo.

A erodibilidade do solo pode ser influenciada pelo manejo e pelos atributos do solo, incluindo atributos mineralógicos. Correa et al. (2008) e Barbosa et al. (2019), relatam que, um maior conteúdo de hematita pode melhorar a resistência do solo à erosão, devido aos óxidos de ferro que facilitam a estruturação e a agregação do solo.

Em sistemas de pastagens, quando manejados adequadamente, podem melhorar muitas propriedades do solo, como a retenção de água, estabilidade de agregados, matéria orgânica do solo e ciclagem de nutrientes (Franzluebbers et al., 2011), como mostrado por Soares et al. (2016), que observou elevadas percentagem de agregados com maiores diâmetros em áreas com pastagens. Souza Braz et al. (2013), observaram aumento dos estoques de carbono em pastagens após 8 anos de uso em relação à floresta, e que, se usar frequente o fogo para limpeza, ocorre um decréscimo. Além disso, constataram, que a conversão de floresta para em pastagem com a utilização do fogo aumenta os valores de pH e disponibilidade de P, Ca e K no solo, e diminui o Al trocável.

Apesar de grande parte dos trabalhos mostrarem que áreas com pastagens estão degradadas, há trabalhos que mostram resultados divergentes, não havendo consenso generalizado entre as pesquisas que relatam sobre o tema. Diante disso, há a necessidade de trabalhos que avaliem áreas com pastagem identificando o efeito do manejo nos atributos do solo e sua relação no acúmulo de biomassa de pastagens em uma topossequência sob áreas de manejo recorrentes em atividades pecuárias, e assim possibilitar a propositura de práticas menos agressiva ao ambiente, e que, favoreça o maior acúmulo de biomassa e aumente a produção de bovinos de corte.

O objetivo deste trabalho foi realizar um levantamento bibliográfico sobre os efeitos do manejo e relevo nos atributos do solo e acúmulo de biomassa de pastagens, como também o uso das estatísticas multivariada e geoestatística como ferramenta de avaliação dos manejos para diferentes pastagens na Amazônia brasileira.

2 | METODOLOGIA

A pesquisa bibliográfica que subsidiou a presente revisão foi baseada na consulta de trabalhos publicados em duas bases de dados, scopus e periódicos capes. Para a seleção de trabalhos foram utilizados os seguintes critérios de inclusão: 1) artigos publicados nos últimos 10 anos; 2) idiomas: inglês e português; 3) palavras-chave presentes do título da publicação; 4) Artigos publicados em periódicos com revisão por duplo pares às cegas.

3 | DISCUSSÃO TEÓRICA

3.1 Caracterização do rebanho bovino e das pastagens

De acordo com estimativa da USDA (2019), o rebanho da pecuária de corte brasileira deve crescer 2,5% em 2019 e alcançar 238,15 milhões de cabeças. No ano de 2018 o Brasil apresentou o maior rebanho bovino comercial do mundo, com 214,69 milhões de cabeças que movimentou aproximadamente R\$ 597,22 bilhões de reais, sendo responsável por 8,7% do PIB.

O Brasil possui 162,19 milhões de hectares com pastagens, correspondendo a 19% do território. Essas áreas em média apresentam uma taxa de ocupação de 1,32 cabeça/ha e lotação: 0,93 UA/ha (ABIEC, 2019). Segundo Barbosa et al. (2014), os sistemas produtivos apresentam baixas taxas de lotação (<1 unidade animal UA/ha) e produtividade (<120 kg de peso vivo/ha). Esses sistemas se expandem para compensar essa ineficiência, o que mostra um claro reflexo da baixa adoção de tecnologias (Silva Filho et al., 2010). Isso demonstra que ainda temos muito a crescer, para isso, devemos investir em boas práticas agrícolas, que gera aumento na eficiência dos indicadores técnicos, econômicos e ambiental (Mandarino et al., 2019), reduzindo assim os impactos da pecuária, otimizando o efeito do uso do solo e água (Lathuillière et al., 2019).

A pecuária de corte brasileira, caracterizada pelo sistema extensivo de criação, aliada aos baixos índices produtivos, vem sofrendo pressões de mercados internacionais e ambientais diante da necessidade do uso eficiente das áreas de pastagens já exploradas (Paula Neto et al., 2014). Na região amazônica, as pastagens são pouco desenvolvidas e mostram redução de produtividade nos primeiros anos de cultivo, principalmente por causa do sobrepastoreio, ausência ou reposição insuficiente de nutrientes e inadequação de espécies forrageiras para as condições edafoclimáticas locais (Neves Junior et al., 2013). O custo global anual de perdas na produção de leite e carne devido a pastagens degradadação é de cerca de 7 bilhões de dólares, chegando a 1 bilhão de dólares nos países da América Latina (Kwon et al., 2016).

Dentre as culturas comerciais as espécies forrageiras representam as plantas de interesse econômico mais cultivadas no Brasil e no mundo (Vitória et al., 2012). Entre as plantas forrageiras utilizadas pelos animais, as gramíneas do gênero *Brachiaria* e *Panicum* são as principais opções para alimentar o rebanho bovino brasileiro (Silva et al., 2016; Silva et al., 2017).

Paiva et al. (2015) e Hungria et al. (2016), afirmam que um uso mais amplo de espécies de *Brachiaria* ou cultivares tem sido possível devido às suas características desejáveis. Dentre elas destaca-se, sua rusticidade, capacidade de sobrevivência, mesmo sob condições climáticas adversas produção de matéria seca e adaptação, além de bom valor nutritivo (Costa et al., 2005; Lisbôa, et al., 2016).

No Brasil, a espécie *Panicum maximum* é considerada uma das gramíneas mais cultivadas por sua alta capacidade de produção de matéria seca, qualidade nutritiva, tolerância a seca, facilidade de estabelecimento e aceitabilidade pelos animais (Torres et al., 2013; Mendonça et al., 2014), porém caracteriza-se por sua elevada exigência em fertilidade do solo (Freitas et al., 2007).

3.2 Influência do manejo nas propriedades do solo

A queima é a opção mais barata para limpar áreas de floresta e introduzir a pastagem na Amazônia (Navarrete et al., 2016). Quando não manejada adequadamente, causa mudanças drásticas nos atributos químicos e físicos do solo, onde, após dois anos de manejo, a área de transição entre o ambiente natural e o sistema produtivo pode apresentar características intermediárias para ambos os ambientes (Costa e Drescher, 2018).

A degradação das pastagens podem ser mais bem retratada por meio de alterações nos indicadores de qualidade do solo (Pessoa et al., 2012; Lisbôa, et al., 2016). Eles são propriedades mensuráveis que indicam a capacidade do solo de sustentar e promover a qualidade ambiental, e podem ser divididos em físicos, químicos e biológicos (Murphy et al., 2006). Esses indicadores permitem distinguir os efeitos proporcionados pelos diferentes sistemas de manejo nos solos e contribuem para o monitoramento do manejo (Ferreira et al., 2010).

Com exceção da densidade de partículas, as características físicas do solo são modificadas quando se converte floresta em pastagem (Souza Braz et al., 2013). Em pastagens, a degradação física do solo pode ocorrer principalmente pela compactação originada pelo pisoteio dos animais, comprometendo mais diretamente as camadas superficiais. Essas modificações dependem da intensidade do pisoteio, da umidade e do tipo de solo (Costa et al., 2012; Torres et al., 2014). Estudos realizados por Zenero et al. (2019), avaliando a variabilidade na retração do solo ao longo de topossequências florestais e de pastagens, evidenciou que o fraco encolhimento do solo da Amazônia é proporcionado pelo plasma argiloso dominado pela caulinita.

As propriedades físicas do solo em função de diferentes manejos de pastagem, modificam a densidade do solo, resistência do solo à penetração, porosidade total e macroporosidade (Silva et al., 2017), com isso, diminui a infiltração e acúmulo de água (Grimaldi et al., 2014; Bonetti et al., 2019) aumenta os riscos de erosão, perda de nutrientes (Germer et al., 2009; Merten et al., 2015) e flutuações de temperatura do solo (Lal, 2015), que impactam o solo, cultura e ambiente (Busari et al., 2015).

Estudos em sistemas de integração lavoura-pecuária mostraram que a compactação do solo ocorre principalmente na camada superficial, 0-5 cm de profundidade, com maior intensidade de pastejo (manejo de pastagem a 10 cm de altura) e isso não ocorre sob pastejo moderado (pasto a 30 cm altura do pasto) (Cecagno et al., 2016). Bonetti et al.

(2019), observaram que, o pisoteio intensivo de animais em um Latossolo Vermelho reduz significativamente, o volume de poros dilatados maior que 100 μm , na camada superficial em pastagem mantida menor que 20 cm.

Os diferentes usos e manejos influenciam nos atributos físicos, teores e estoques de carbono do solo (Mascarenhas et al., 2017). Áreas de pastagem apresentam alterações na matéria orgânica do solo e resistência do solo a penetração, com algum grau de degradação quando comparadas com a área de vegetação nativa (Neves Neto et al., 2013), muitas vezes com RSP acima dos valores críticos (Couto et al., 2016, Vogel e Fey, 2016). Neves Junior et al. (2013), estudando, sistemas de manejo do solo na recuperação de uma pastagem degradada em Rondônia, evidenciaram, valores de densidade do solo acima do valor adotado como crítico.

O carbono orgânico do solo representa 58% da matéria orgânica do solo, que é uma mistura de material vegetal, animal e microbiano parcialmente decomposto (Stockmann et al., 2013). No pasto, mais de 90% do estoque de C é armazenado no solo (Reeder e Schuman, 2002). No entanto, leva mais tempo para construir o carbono orgânico do solo do que perdê-lo (Soussana et al., 2010; Smith, 2014), o que ressalta a importância de conservar esse serviço ecossistêmico para ajudar a manter o CO_2 fora da atmosfera e pelas diversas vantagens que ele atribui nos atributos químicos, físicos e biológicos do solo. Sendo que, solos de pastagem podem estocar uma grande porção de C, e o manejo de pastagens impacta diretamente no armazenamento de C no solo (Chen et al., 2015).

Estudos realizados por Seó et al. (2017), evidenciaram que, solos das pastagens rotacionadas estocaram mais C do que os solos dos mananciais manejados com sistema de plantio direto em ambas as estações do ano. Os autores atribuíram isso, a frequente adubação do pasto, devido ao alto retorno dos resíduos, relacionada à alta densidade populacional do gado, e as raízes perenes e diversas do pasto.

A matéria orgânica do solo tem sido considerada um indicador sensível de mudanças de manejo (Niaz et al., 2017), principalmente ao avaliar alguns reservatórios específicos, como o carbono orgânico do solo (Sequeira et al., 2011). As perdas de C em função de uma gestão inadequada podem comprometer a sustentabilidade a longo prazo dos sistemas agrícolas em termos de balanço de carbono (Petter et al., 2017). A estabilização do carbono orgânico nos solos sob diferentes tipos de manejos, depende da quantidade de carbono armazenada no solo e tipo de estrutura que é depositada (Assunção et al., 2019). Práticas convencionais de cultivo reduzem a proteção física proporcionada pela matéria orgânica do solo, expondo-a a fatores de degradação, levando à perda de C, juntamente com processos erosivos (Razafimbelo et al., 2008).

Estudos realizado por Dias et al. (2019), avaliando, os efeitos da mudança do uso da terra nos atributos químicos em solos de cerrado, observaram redução da fertilidade do solo quando a vegetação nativa do Cerrado é convertida em pastagens ou sistemas de

cultivo manejado. Martins et al. (2010), estudando, atributos químicos e microbianos do solo de áreas em processo de desertificação no semiárido de Pernambuco, constataram que os atributos mais sensíveis a degradação são C da biomassa microbiana do solo, quociente microbiano, carbono orgânico do solo, Ca e H+Al. Nas áreas agrícolas, ocorre redução nos valores de carbono orgânico do solo e nas propriedades biológicas do solo quando comparados aos das áreas de pasto e florestais.

Já, Lisboa, et al. (2016), estudando indicadores de qualidade de solo relacionados à degradação de pastagens em Latossolo, constataram que as variáveis mais sensíveis são matéria orgânica leve e o conteúdo de Ca+Mg, à profundidade 0,00–0,05 m, e o conteúdo de K nas profundidades 0,05–0,10 e 0,10–0,20 m. Araújo et al. (2011), analisando a conversão mata-pastagem, também encontraram baixos teores de Ca, Mg, K e P nas primeiras camadas do solo em áreas com cultivo.

Mendes et al. (2015a), em conclusão, destacaram que a conversão da floresta amazônica para práticas agrícolas tem fortes efeitos sobre o microbioma do solo, com consequências na composição e diversidade funcional microbiana taxonômica e potencial. Já, Mendes et al. (2015b), constataram que, o manejo interfere nas comunidades microbianas, devido, a derrubada, queimada, adubação e correção do solo, que afetam as propriedades dos solos. E que, filos específicos de microrganismos do solo correlacionaram-se com mudanças nas propriedades em suas propriedades, tais como índice de saturação de Al, índice de saturação por bases, Mg e Ca.

Sistemas de pastagens quando manejados adequadamente podem melhorar muitas propriedades do solo, como, retenção de água, estabilidade de agregados, matéria orgânica do solo e ciclagem de nutrientes (Franzuebbers et al., 2011), como mostrado por Soares et al. (2016), que observaram elevadas percentagem de agregados com maiores diâmetros em áreas com pastagens. Souza Braz et al. (2013), observaram aumento dos estoques de carbono em pastagens após 8 anos de uso em relação à floresta, e que, se usar frequente o fogo para limpeza, ocorre um decréscimo. Além disso, constataram, que a conversão de floresta para pastagem usando fogo aumenta os valores de pH e disponibilidade de P, Ca e K no solo, e diminui o Al³⁺ trocável.

Trabalho realizado por Stahl et al. (2017), avaliando, o armazenamento contínuo de carbono no solo de pastagens antigas e permanentes na Amazônia, concluíram que, antigas pastagens tropicais podem restaurar o armazenamento de C observado em mata nativa. E que, duas décadas após o estabelecimento, as pastagens tropicais acumulam carbono orgânico do solo ao longo do tempo, sugerindo que elas podem ser exploradas pelos agricultores a longo prazo sem a perda de fertilidade do solo frequentemente observada em solos cultivados. Entretanto, para isso os agricultores devem evitar utilizar o fogo e devem manejar as pastagens usando um plano de rotação de pastoreio e uma mistura de espécies C3 e C4.

Estudos realizados por Bonetti et al. (2019), constataram que, pastagem nas alturas de 30 e 40 cm promove maior retenção de água na camada superficial (0-5 cm de profundidade) nos potenciais matriciais de -6 e -10 kPa, e que, melhora a condição física do solo, infiltração e retenção de água. O pastejo contínuo com 30 cm de altura favorece o aumento da taxa de infiltração de água, devido à melhoria das propriedades físicas do solo (densidade e macroporosidade).

3.3 Influência dos atributos do solo no acúmulo de biomassa em pastagens

Capim Braquiária e Mombaça em condições de cerrado obtêm produtividades de biomassa seca suficientes para uma boa cobertura do solo, se manejados adequadamente, entretanto, o Mombaça possui produção superior ao da Braquiária. Eles apresentam taxa de decomposição inferiores a 50%, aos 75 dias após o corte. Sendo o nitrogênio o nutriente que acumula em maior quantidade e o potássio o que é liberado mais rápido, quando comparados à dos outros macronutrientes (Bernardes et al., 2010).

Entre os fatores controláveis que determinam a produção e a qualidade da forragem, a fertilidade do solo, incluindo o uso de fertilizantes, é uma das mais importantes. Solos tropicais são naturalmente ácidos e pobres em nutrientes. Diante disto, a calagem do solo e o fornecimento equilibrado de nutrientes são essenciais para garantir altos rendimentos e alta qualidade da forragem (Camargo et al., 2002; Bernardi et al., 2016). Grego et al. (2012), estudando variabilidade espacial do solo e da biomassa epigea de pastagem, observaram que, a produção de biomassa é mais influenciada pelos atributos físicos do solo do que pelos químicos. A qualidade física do solo está associada à infiltração, retenção e disponibilização de água e nutrientes às plantas e o crescimento das raízes (Ferreira et al., 2010).

Costa et al. (2012), estudando influência da resistência do solo a penetração na produção de raízes e forragem em diferentes níveis de intensificação do pastejo, evidenciaram que quanto maior a resistência do solo a penetração (RSP) menor é a produção de raízes de *Panicum maximum* e que a classe de maior produção de raízes foi definida quando os valores de resistência à penetração foram inferiores a 1 MPa. Silva et al. (2010), avaliando a compactação dos solos em áreas de pastagens e florestas em Porto Velho, Rondônia, evidenciaram os maiores índices de RSP para áreas de pastagens em relação a floresta, que apresentaram valores de RSP superiores a 2,5 MPa considerado restritivo ao desenvolvimento radicular. Vitória et al. (2012), encontraram correlação linear negativa entre a produtividade de matéria seca e a densidade do solo na camada superficial.

O monitoramento da altura de dossel é uma técnica simples e rápida de baixo custo, utilizada para melhorar a produção animal em sistemas de pastejo e obter adequadas respostas morfofisiológicas da planta e maior desempenho animal. Apesar da existência da variabilidade espacial em pastos mantidos em lotação contínua, a altura é um parâmetro

de confiabilidade para estimar a massa seca de forragem, bem como para determinar a cobertura do solo (Paula Neto et al., 2014). O dossel forrageiro apresenta heterogeneidade na morfologia em função da distribuição espacial da fertilidade do solo e da profundidade efetiva (Oliveira et al., 2015b).

3.4 Influência do relevo nos atributos do solo e biomassa de pastagens

Milne (1935), em seu trabalho original que conceitua o termo catena notou que os perfis de solos mudavam de características em função de sua posição no relevo. Posteriormente, o termo catena foi alterado permitindo considerar mais de um material de origem, e passou-se a adotar o termo mais abrangente de topossequência.

A dependência espacial da fertilidade no ecossistema solo é influenciada pelos fatores de formação (material de origem, relevo, organismo, clima e tempo) e, ao manejo empregado (Zanão Júnior et al., 2010). Refletem profundamente na característica de acúmulo de massa e crescimento, o que dependendo da magnitude do efeito, da variabilidade no teor da concentração de cada elemento e exploração do perfil do solo em profundidade, podem influir em modificações no dossel forrageiro e afetar diretamente no manejo e no aproveitamento do pasto (Santos et al., 2010).

O relevo, ou posição topográfica, é capaz de alterar o conteúdo de água do solo em função da altitude e exposição ao sol, conseqüentemente modificando a temperatura do solo, bem como é responsável por variações no nível do lençol freático e intensidade dos processos de remoção e deposição de sedimentos (Chagas et al., 2013). Conseqüentemente, ocorrem alterações no padrão espacial das propriedades físicas e químicas do solo, dependendo da posição no relevo (Maireles et al., 2012).

Áreas de pastagens, por mais bem manejadas que sejam, costumam apresentar heterogeneidade espacial na conformação estrutural como reflexo das características químicas do solo, podendo este problema ser ainda mais acentuado quando as pastagens são estabelecidas em áreas declivosas (Artur et al., 2014). O declive potencializa o deslocamento de nutrientes e partículas de solo, que são conduzidos pelo deflúvio encosta abaixo resultando em maior estratificação da fertilidade e submetendo o solo, em algumas situações, a um processo de rejuvenescimento (Lybrand e Rasmussen, 2018; Valtera et al., 2015). Em estudo Torres et al. (2019), evidenciaram, relação entre os ângulos de inclinação e o grau de degradação de pastagens. Além disso, propôs a necessidade de política relevante para regular o pastoreio de bovinos em encostas acima de 10°, visando uma redução geral da degradação das pastagens.

Oliveira et al. (2015b), estudando, variabilidade espacial das respostas produtivas e morfológicas do capim-Marandu em função dos atributos químicos e topográficos. Evidenciaram que, a análise química e de profundidade efetiva do solo podem ser vistas como prenúncio ao manejo do pasto, que por sua vez poderá ser ajustado de acordo com as

especificidades relativas às condições topográficas. Além disso, observou que as posições de ombro e meia encosta foram menos produtivas para capim Marandu, sendo necessário um manejo diferente do topo e pedimento.

Gomes et al. (2009), constataram que terrenos declivosos, apresentam elevada discrepância no aproveitamento do pasto, visto que a heterogeneidade dos atributos do solo influencia a produtividade e crescimento das plantas, e que, as variações observadas na forrageira neste tipo de terreno deveriam ser inseridas dentro do manejo de pastagem, para melhor divisão de piquetes.

Santana et al. (2017), observaram, alta variação na distribuição dos nutrientes no solo ao longo da rampa de escoamento superficial, atingindo diferenças significativas para matéria orgânica do solo, K e Zn, que aumentaram suas concentrações a medida que aumentava-se o comprimento de rampa. Já, Pinheiro Junior et al. (2019), avaliando, a influência da topografia sobre a restauração das propriedades do solo após o desmatamento em um ecossistema semiárido. Observaram, pouca influência da topografia nos processos de degradação e restauração das propriedades do solo após o desmatamento, e que, as condições de baixa pluviosidade, redução do intemperismo e do mesmo material de origem tendem a manter uma maior uniformidade na química, morfológica e física do solo.

Campos et al. (2012), estudando, topossequência de solos na transição campos naturais-floresta na região de Humaitá Amazonas, constataram que, a variação dos solos na topossequência tem relação direta com a variação do relevo, que condiciona a drenagem e o nível do lençol freático, favorecendo o aparecimento horizontes glei ou plínticos.

3.5 Erodibilidade do solo

O solo é um recurso natural não renovável, que desempenha um papel essencial na produção agrícola e na preservação da biodiversidade (Bellezoni et al. 2014; Wagg et al. 2014). Assumindo que o solo é um recurso não renovável (Lal e Stewart, 1992), qualquer nível de degradação pode limitar ou inibir sua funcionalidade (Salvati et al. 2013). A erosão tem sido uma preocupação principalmente em áreas cultivadas com pastagem.

A previsão da perda de solo é importante para estabelecer práticas de uso da terra para as gerações futuras, garantindo assim a produção sustentável de alimentos, fibras e combustíveis renováveis (Galdino et al., 2016). Sendo assim, a avaliação espacial da erosão do solo é essencial para a adaptação de práticas agrícolas e monitoramento da degradação do solo.

A avaliação da perda de solo é realizada usando estimativas como a Universal Soil Loss Equation (USLE) (Wischmeier e Smith, 1978) e Water Erosion Prediction Project (WEPP) (Lane e Nearing, 1989). A erodibilidade do solo é um parâmetro de caráter intrínseco de cada solo que representa o efeito integrado de processos que regulam a infiltração de água e a resistência do solo à desagregação e transporte de partículas (Lal

1988). Portanto, refere-se à predisposição do solo à erosão. No USLE, a erodibilidade é representada pelo fator K (erodibilidade global) e no WEPP é representada pelos fatores K_i (erodibilidade entressulcos) e K_r (erodibilidade em sulco).

Em campo, os fatores K, K_i e K_r de erodibilidade são determinados utilizando precipitação (natural ou simuladas), entretanto esses fatores podem ser estimados, usando atributos relacionados com a erosão do solo, por modelos matemáticos tais como aqueles utilizados por Denardin (1990) e Flanagan e Livingston (1995). A estimativa desses fatores pelos modelos requer atributos do solo que são quantificados em laboratório, tornando o método mais rápido e menos oneroso, em comparação aos métodos de campo.

Esses fatores podem ser influenciados pelo manejo e pelos atributos do solo, incluindo atributos mineralógicos. Correa et al. (2008) e Barbosa et al. (2019), relatam que, um maior conteúdo de hematita pode melhorar a resistência do solo à erosão, devido aos óxidos de ferro que facilitam a estruturação e a agregação do solo. Klein e Klein (2014) e Oliveira et al. (2014) relatam que diferentes práticas de manejo podem resultar na compactação de camadas profundas do solo, alterando o comportamento da infiltração e escoamento das águas, podendo ocasionar erosão do solo.

Barbosa et al. (2019), avaliando, a predição e mapeamento de fatores de erodibilidade (USLE e WEPP) por suscetibilidade magnética em solos derivados de basalto no nordeste do estado de São Paulo, Brasil. Constataram que, as taxas de fatores de erodibilidade K, K_i e K_r foram governadas pelo material de origem em Latossolos com diferentes teores de ferro.

3.6 Uso da estatística multivariada e geoestatística no estudo dos atributos do solo

Vários estudos têm aplicado a estatísticas multivariadas, nas investigações de variáveis do solo em áreas com pastagem (Soares et al., 2016; Couto et al. 2016; Rodrigues 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 dessas técnicas é a formação de agrupamento de populações com características similares, permitindo um melhor entendimento das variações dos processos que ocorrem no solo. Para Fu et al. (2004), o uso dessa técnica possibilita observar inter-relações entre os aspectos topográficos e os atributos do solo.

Na análise simultânea de muitas variáveis, a estatística multivariada é uma ferramenta eficiente (Aquino et al., 2016), que pode auxiliar na tomada de decisão sobre o uso e manejo adequado do solo, com base nas variações dos atributos do solo, e indicar os atributos que mais sofrem mudança pela ação antrópica, além de servir de base para o planejamento agrícola, visando a sustentabilidade ambiental (Oliveira et al., 2015a; Aquino et al., 2016).

Couto et al. (2016), estudando, os atributos edáficos e resistência a penetração em áreas de sistemas agroflorestais no sudoeste amazônico, concluíram a partir da análise de componentes principais, que áreas de Cambissolos se distinguem das demais ordens de solo, sendo influenciadas principalmente, pelos menores teores de argila, carbono orgânico, K e P.

Atributos de solo apresentam forte dependência espacial, uma vez que variam conforme o local na paisagem (Vieira e Dechen, 2010; Grego et al., 2011; VidalVázquez et al., 2012). A geoestatística é o ramo da estatística aplicada que desenvolve e aplica modelos para representar fenômenos naturais cujas propriedades variam em função da localização espacial dos pontos de observação (Matheron, 1962). Ela permite quantificar a magnitude e o grau de dependência espacial e descrever, detalhadamente, a variabilidade espacial dos atributos estudados (Uchôa et al., 2011, Santi et al., 2012), que apresentam algum grau de organização ou continuidade (Vieira e Dechen, 2010).

Assim, permite a interpretação e a projeção dos resultados, com base na estrutura da sua variabilidade natural, podendo indicar alternativas de manejo, além de possibilitar melhor compreensão da variabilidade dos atributos, sua influência sobre a produção (Silva Neto et al., 2012; Davatgar, et al., 2012), aumento na economia com uso racional de fertilizantes (Cotching et al. 2019) e a indicação de uma densidade de amostragem ideal (Vieira, 2000).

A variabilidade espacial das propriedades do solo e biomassa sob sistemas de pastagem tem sido relatada em vários estudos (Mathews et al. 1994; Zhang et al. 2008; Fu et al. 2010; Sanderson et al. 2010; Grego et al., 2011; Moir et al. 2011; Grego et al., 2012; Davatgar, et al., 2012; Aquino et al., 2014; Torres et al., 2014; Paula Neto et al., 2014; Gourley et al. 2015; Bernardi et al., 2016; Cotching et al. 2019). A geoestatística também foi utilizada para avaliar a variabilidade da erodibilidade do solo (Barbosa et al., 2019). Estudos recentes têm sido utilizado para avaliar a geoestatística associada à análise fatorial (Almeida e Guimarães, 2016; Cunha et al., 2019). Os atributos químicos do solo, com exceção do pH, apresentam maior variação que os atributos físicos, em área cultivada (Bottega et al. 2013). A redistribuição de nutrientes do piquete em pastagens pastadas ocorre devido a deposição de excreções por animais (Gourley et al. 2015).

Grego et al. (2012), utilizaram a análise espacial de atributos físicos do solo para identificar áreas degradadas de pastagem e observaram dependência espacial nos mapas de pH, capacidade de trocar cátions, saturação por bases e matéria orgânica, Ca e Mg. Paula Neto et al. (2014), usou a geoestatística para estudar a distribuição espacial da altura do dossel e efeito sobre a cobertura do solo em pastos mantidos em lotação contínua. Santana et al. (2017), analisou a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo na remoção de nutriente e da produtividade da *Brachiaria humidicula* em rampas de escoamento superficial no tratamento de esgoto sanitário operando em condições reais.

Áreas com pastagem evidenciaram maior variabilidade espacial para os atributos argila, macroporosidade, P e Ca (Oliveira et al., 2015a). Vitória et al. (2012), constataram que, a produtividade de matéria seca, o índice de área foliar de *Brachiaria brizantha*, a densidade do solo e a porosidade total não variaram aleatoriamente e apresentaram variabilidade dos dados entre baixa e média, independentemente do sistema de manejo do solo.

Estudos realizados por Cotching et al. (2019), avaliando, a variação espacial dos nutrientes do solo em piquetes de pasto leiteiro, evidenciou, alta variabilidade de nutrientes dentro de piquetes, particularmente os níveis de P e K, com alguns pontos de nutrientes em excesso de dez vezes o nível necessário para o crescimento ótimo da pastagem. Além disso, observou que quanto maior a distância do portal menor é a concentração de P e K no solo.

Aquino et al. (2014), observaram, com base no alcance, maior continuidade espacial em área de floresta e menor densidade amostral em pastagem. Além disso, destacou grau de dependência espacial forte em área de floresta e moderado em pastagem para os atributos químicos do solo. Barbosa et al. (2019), estudando predição e mapeamento de fatores de erodibilidade (USLE e WEPP) por suscetibilidade magnética, encontraram, forte dependência espacial para os fatores K, Ki e Kr. Além disso, ressaltou que mapas de variabilidade espacial de fatores de erodibilidade são importantes para identificar áreas sujeitas a impacto ambiental, que é uma etapa essencial no estabelecimento de futuras políticas ambientais que afetam a proteção ambiental.

Gros Filho et al. (2016), estudando, a variabilidade espacial das características de produção da gramínea. Observaram, melhores ajustes dos semivariogramas quando se utilizou 120 e 150 pontos de amostra. Concluiu que, deve-se utilizar no mínimo 120 pontos de amostras para realizar estudos da variabilidade espacial das características de produção de massa em pastagens de *Urochloa brizantha* cv. Marandu.

Bernardi et al. (2016), estudando variabilidade espacial em áreas de pastagens, evidenciaram que a geoestatística é uma ferramenta eficaz para revelar a variabilidade espacial do solo e da pastagem e apoiar estratégias de manejo. Autores utilizaram a geoestatística para criar mapas de distribuição espacial do solo e projetar mapas de aplicação de cal e fertilizantes específicos do local. Proporcionando, gerenciamento para evitar problemas econômicos, bem como problemas ambientais potenciais, causados por fontes de nutrientes desequilibradas e pastagem excessiva ou insuficiente.

Silva e Lima (2012), trabalhando com análise multivariada e geoestatística verificaram que o agrupamento de informações permitiu uma redução dimensional dos atributos do solo, sem perdas na qualidade da informação gerada. Já Almeida e Guimarães (2016), observaram que, a geoestatística associada à análise fatorial pode facilitar ou permitir o estudo da interação dos atributos dos solos, quando estes apresentam

dependência espacial.

4 | CONCLUSÕES

Os processos de conversão de ambientes naturais em pastagens afetam diretamente os atributos físicos e químicos do solo interferindo no acúmulo de biomassa em pastagens. O relevo como processo de formação é um fator imprescindível a ser avaliado na escolha da área e manejo a ser adotado.

Apesar da elevada produção nacional, é necessário buscar técnicas de manejo que permitam aumentar a quantidade de animais por hectare, diminuindo assim a necessidade de desmatar áreas para aumentar a produção. As estatísticas multivariadas e geoestatística são ferramentas essenciais para avaliação dos ambientes, auxiliam na tomada de decisões sobre o uso e manejo adequado do solo, facilitando o planejamento agrícola.

REFERÊNCIAS

- Almeida, L. S.; e Guimarães, E. C. Geoestatística e análise fatorial exploratória para representação espacial de atributos químicos do solo, na cafeicultura. *Coffee Science*, v. 11, n. 2, p. 195 – 203, 2016.
- Aquino, R. E.; Campos, M. C. C.; Soares, M. D. R.; Oliveira, I. A.; Franciscan, 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, Brasil. *Bioscience Journal*, v. 32, n. 1, p. 61-72, 2016.
- Aquino, R. E.; Marques Júnior, J.; Campos, M. C. C. Oliveira, I. A.; Siqueira, D. S. Distribuição espacial de atributos químicos do solo em área de pastagem e floresta. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v. 44, n. 1, p. 32-41, 2014.
- Araújo, E. A.; Ker, J. C.; Mendonça, E. S.; Silva, I. R.; Oliveira, K. O. Impacto da conversão floresta-pastagem nos estoques e na dinâmica do carbono e substâncias húmicas do solo no bioma Amazônico. *Acta Amazônica*, v. 41, n. 1, p. 103-114, 2011.
- Artur, A. G.; Oliveira, D. P.; Costa, M. C. G.; Romero, R. E.; Silva, M. V. C.; Ferreira, T. O. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo, associada ao microrrelevo. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola Ambiental*, v.18, n.2, p.141-149, 2014.
- Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes – ABIEC, 2019. Perfil da pecuária no Brasil. Disponível em: <<http://www.abiec.com.br/PublicacoesLista.aspx>>. Acessado em 09/05/2019.
- Assunção, S. A.; Pereire, M. G.; Rosset, J. S.; Barbara, 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.
- Barbosa, F. A.; Oliveira, V. T.; Bicalho, F. L.; Lopes, L. B.; Florence, E. A. S.; Mandarino, R. A.; Azevedo, H. O. Indicadores de sustentabilidade na pecuária bovina de corte – Projeto Pecuária Integrada de Baixo Carbono. In: *Anais do VI Simpósio Nacional sobre Produção e Gerenciamento da Pecuária de Corte*, pp. 67–84, 2014.

Barbosa, R. S.; Marques Júnior, J.; Barrón, V.; Martins Filho, M. V.; Siqueira, D. S.; Peluco, R. G.; Camargo, L. A.; Silva, L. S. Prediction and mapping of erodibility factors (USLE and WEPP) by magnetic susceptibility in basalt-derived soils in northeastern São Paulo state, Brazil. *Environmental Earth Sciences*, v. 78, p. 1-12, 2019.

Bellezoni, R. A.; Iwai, C. K.; Elis, V. R.; Paganini, W. S.; Hamada, J. Smallscale landfills: impacts on groundwater and soil. *Environmental Earth Sciences*, v. 71, p. 2429–2439, 2014.

Bernardes, T. G.; Silveira, P. M.; Mesquita, M. A. M.; Aguiar, R. A.; Mesquita, G. M. Decomposição da biomassa e liberação de nutrientes dos capins Braquiária e Mombaça, em condições de cerrado. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v. 40, n. 3, p. 370-377, 2010.

Bernardi, A. C. C.; Bettiol, G. M.; Ferreira, R. P.; Santos, K. E. L.; Rabello, L. M.; Inamasu, R. Y. Spatial variability of soil properties and yield of a grazed alfalfa pasture in Brazil. *Precision Agriculture*, v. 17, p. 737–752, 2016.

Bonetti, J. A.; Anghinoni, I.; Gubiani, P. I.; Cecagno, D.; Moraes, M. T. Impact of a long-term crop-livestock system on the physical and hydraulic properties of an Oxisol. *Soil & Tillage Research*, v. 186, p. 280–291, 2019.

Bottega, E. L.; Queiroz, D. M.; Carvalho Pinto, F. D. A.; Souza, C. M. A. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no Cerrado brasileiro. *Revista Ciência Agronômica*, Fortaleza, v. 44, n. 1, p. 1-9, 2013.

Busari, M. A.; Kukal, S. S.; Kaur, A.; Bhatt, R.; Dulazi, A. A. Conservation tillage impacts on soil, crop and the environment. *International Soil and Water Conservation Research*, v. 3, p. 119–129, 2015.

Camargo, A. C.; Novo, A. L.; Novaes, N. J.; Esteves, S. N.; Manzano, A.; Machado, R. Produção de leite a pasto (Dairy production on pasture). In 18º Simpósio sobre o manejo da pastagem. p. 285–319, 2002.

Campos, M. C. C.; Ribeiro, M. R.; Souza Júnior, V. S.; Ribeiro Filho, M. R.; Almeida, M. C. Topossequência de solos na transição Campos Naturais-Floresta na região de Humaitá, Amazonas. *Acta Amazônica*, v. 42, v. 3, p. 387 – 398, 2012.

Cecagno, D.; Costa, S. E. V. A.; Anghinoni, I.; Kunrath, T. R.; Martins, A. P.; Reichert, J. M.; Gubiani, P. I.; Balerini, F.; Fink, J. R.; Carvalho, P. C. F.; Least limiting water range and soybean yield in system under different grazing different grazing intensities. *Soil Tillage Research*, v. 156, p. 54–62, 2016.

Chagas, C. S.; Fontana, A.; Carvalho Junior, W.; Caires, S. M. Atributos topográficos na diferenciação de Argissolos. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 37, n. 6, p. 1441-1453, 2013.

Chen, W., Huang, D., Liu, N., Zhang, Y., Badgery, W. B., Wang, X., et al. Improved grazing management may increase soil carbon sequestration in temperate steppe. *Scientific Reports*. v. 5, p. 1–13, 2015.

Correa, M. M.; Ker, J. C.; Barrón, V.; Fontes, M. P. F.; Torret, J.; Curi, N. Caracterização de óxidos de ferro de solos do ambiente tabuleiros costeiro. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 32, p. 1017–1031, 2008.

Costa, K. A. P.; Rosa, B.; Oliveira, I. P.; Custódio, D. P.; Silva, D. C. Efeito da estacionalidade na produção de matéria seca e composição bromatológica da *Brachiaria brizantha* cv. Marandu. *Ciência Animal Brasileira*, v. 6, p. 187-193, 2005.

Costa, L. M.; Drescher, M. S.; Implications of agricultural management on the epigeic fauna and soil physical properties of a clayey Oxisol. *Revista Ceres*, v. 65, n.5, p. 443-449, 2018.

Costa, M. A. T.; Tormena, C. A.; Lugão, S. M. B.; Fidalski, J.; Nascimento, W. G.; Medeiros, F. M. Resistência do solo à penetração e produção de raízes e de forragem em diferentes níveis de intensificação do pastejo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 36, p. 993-1004, 2012.

Cotching, W. E.; Taylor, L.; Corkrey, S. R. Spatial variation of soil nutrients in dairy pasture paddocks. *New Zealand Journal of Agricultural Research*, p. 1-13, 2019.

Couto, W. H.; Anjos, L. H. C.; Wadt, P. G. S.; Pereira, M. G.; Atributos edáficos e resistência a penetração em áreas de sistemas agroflorestais no sudoeste amazônico. *Ciência Florestal*, v. 26, n. 3, p. 811-823, 2016.

Cunha, J. M.; Campos, M. C. C.; Lima, A. F. L.; Brito Filho, E. G.; Silva, D. M. P.; Souza, F. G.; Silva, L. I.; Sales, M. C. G.; Oliveira, I. A. Multivariate Geospatial Feature of the Soil Attributes of Archaeological Dark Earth in Novo Aripuanã, AM. *Journal of Agricultural Science*, v. 11, n. 8, p. 196-205, 2019.

Davatgar, N.; Neishabouri, M. R.; Sepaskah, A.R. Delineation of site specific nutriente management zones for a paddy cultivated área based on soil fertility using fuzzy clustering, *Geoderma*, v. 173-174, n.2, p. 111-118, 2012.

Denardin, J.E. Erodibilidade de solo estimada por meio de parâmetros físicos e químicos. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1990, 81 p.

Dias, F. P. M.; Hübner, R.; Nunes, F. J.; Leandroa, 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.

Ferreira, R. R. M.; Filho, J. T.; Ferreira, V. M. Efeitos de sistemas de manejo de pastagens nas propriedades físicas do solo. *Semina: Ciências Agrárias*, v. 31, n. 4, p. 913-932, 2010.

Flanagan, D. C.; Livingston, S. J. USDA - Water erosion prediction project: WEEP user summary. West Lafayette: National Soil Research Laboratory & USDA - Agricultural Research Service, 1995. p. 25-26. (Report, 11).

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.

Freitas, K. R.; Rosa, B.; Ruggiero, J. A. et al. Avaliação da composição químico bromatológica do capim Mombaça (*Panicum maximum*) submetidos a diferentes doses de nitrogênio. *Bioscience Journal*, v.23, n.3, p.1-10, 2007.

Fu W.; Tunney, H.; Zhang, C. Spatial variation of soil nutrients in a dairy farm and its implications for site-specic fertilizer application. *Soil and Tillage*, v. 106, n. 2, p. 185-193, 2010.

Fu, B. J.; Liu, S. L.; Ma, K. M.; Zhu, Y. G. Relationships between soil characteristics, topography and plant diversity in a heterogeneous deciduous broad-leaved forest near Beijing, China. *Plant and Soil*, v. 261, n. 01/02, p. 47-54, 2004.

- 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 Development*, v. 27, p. 773–784, 2016.
- Germer, S.; Neill, C.; Krusche, A. V.; Eisenbeer, H. Influence of land-use change on near-surface hydrological processes: undisturbed forest to pasture. *Journal of Hydrology*, v. 380, p. 473–480, 2009.
- Gomes, V. M.; Santos, M. E. R.; Silva, S. P.; Fonseca, D. M.; Silva, G. P.; Santo, A. L. Variabilidade espacial da vegetação durante a utilização do pasto diferido de capim-braquiária. In: *Zootec*, 2009, Águas de Lindóia. Anais... Águas de Lindóia: ABZ, 2009.
- Gourley, C. J. P.; Aarons, S. R.; Hannah, M. C.; Awty, I. M.; Dougherty, W. J.; Burkitt, L. L. Soil phosphorus, potassium and sulphur excesses, regularities and heterogeneity in grazing-based dairy farms. *Agriculture Ecosystems and Environment*, v. 201, p. 70–82, 2015.
- Grego, C. R.; Coelho, R. M.; Vieira, S. R. Critérios morfológicos e taxonômicos de Latossolo e Nitossolo validados por propriedades físicas mensuráveis analisadas em parte pela geoestatística. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 35, p. 337350, 2011.
- Grego, C. R.; Rodrigues, C. A. G.; Nogueira, S. F.; Gimenes, F. M. A.; Oliveira, A.; Almeida, C. F.; Furtado, A. L. S.; Demarchi, J. J. A. A. Variabilidade espacial do solo e da biomassa epigea de pastagem, identificada por meio de geostatística. *Pesquisa agropecuária brasileira*, v. 47, n. 9, p. 1404-1412, 2012.
- Grimaldi, M.; Oszwald, J.; Doledec, S.; Hurtado, M. D. P.; Souza Miranda, I.; Arnaud de Sartre, X.; Santos de Assis, W.; Castaneda, E.; Desjardins, T.; Dubs, F.; Guevara, E.; Gond, E.; Thaiz Santa Lima, T.; Marichal, R.; Michelotti, F.; Mitja, D.; Cornejo Noronha, N.; Delgado Oliveira, M. N.; Ramirez, B.; Rodriguez, G.; Sarrazin, M.; Lopes da Silva Jr. M.; Silva Costa, L.G.; Lindoso de Souza, S.; Veiga Jr. I.P.; Velasquez, E.; Lavelle, P. Ecosystem services of regulation and support in Amazonian pioneer fronts: searching for landscape drivers. *Landscape Ecology*, v. 29, p. 311–328, 2014.
- Gros Filho, A. R.; Garcia, R. N.; Silva, A. F.; Penno, M. S.; Silva Neto, S. P. Predição espacial das características de produção de *Urochloa brizantha* cv. Marandu. *Engenharia na agricultura*, v. 24 n. 5, p. 406-416, 2016.
- Hungria, M.; Nogueira, M. A.; Araujo, R. S. Inoculation of *Brachiaria* spp. with the plant growth promoting bacterium *Azospirillum brasilense*: An environment-friendly component in the reclamation of degraded pastures in the tropics. *Agriculture, Ecosystems and Environment*, v. 221, p. 125–131, 2016.
- Klein, C.; Klein, V. A. Influência do manejo do solo na infiltração de água. *Revista Monografias Ambientais*, v.13, n.5, p. 3915-3925, 2014.
- Kwon, H. Y.; Nkonya, E.; Johnson, T.; Graw, V.; Kato, E.; Kihui, E. Global Estimates of the Impacts of Grassland Degradation on Livestock Productivity from 2001 to 2011. In: Nkonya, E., Mirzabaev, A., Von Braun, J. (Eds.), *Economics of Land Degradation and Improvement – A Global Assessment for Sustainable Development*. Springer Open, pp. 197–214, 2016.
- Lal, R. Erodibility and erosivity. In: Lal R (ed) *Soil erosion research methods*. Soil and Water Conservation Society, Wash ington, p. 141–160, 1988.
- Lal, R. Restoring soil quality to mitigate soil degradation. *Sustainability*, v. 7, p. 5875–5895, 2015.

Lal, R.; Stewart, B. A. Need for land restoration. In: Lal R, Stewart B. A. (eds) Soil restoration. Springer, New York, p. 1–11, 1992.

Lane, L. J.; Nearing, M. A. Water erosion prediction project: hillslope profile model documentation. National Soil Research Laboratory & USDA, Washington, D.C, West Lafayette, 1989.

Lathuilière, M. J.; Bulle, C.; Johnson, M. S. Complementarity in mid-point impacts for water use in life cycle assessment applied to cropland and cattle production in Southern Amazonia. *Journal of Cleaner Production*, v. 219, p. 497-507, 2019.

Lisbôa, F. M.; Donagemma, G. K.; Burak, D. L.; Passos, R. R.; Mendonça, E. S. Indicadores de qualidade de Latossolo relacionados à degradação de pastagens. *Pesquisa agropecuária brasileira*, v. 51, n. 9, p. 1184-1193, 2016.

Lybrand, R. A.; Rasmussen, C. Climate, topography, and dust influences on the mineral and geochemical evolution of granitic soil in southern Arizona. *Geoderma*, v. 314, p. 245–261, 2018.

Mandarino, R. A.; Barbosa, F. A.; Lopes, L. B.; Telles, V.; Florence, E. A. S.; Bicalho, F. L. Evaluation of good agricultural practices and sustainability indicators in livestock systems under tropical conditions. *Agricultural Systems*, v. 174, p. 32–38, 2019.

Martins, C. M.; Galindo, I. C. L.; Souza, E. R.; Poroca, H. A. Atributos químicos e microbianos do solo de áreas em processo de desertificação no semiárido de Pernambuco. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 34, p. 1883-1890, 2010.

Mascarenhas, A. R. P.; Scotti, M. S. V.; Melo, R. R.; Corrêa, F. L. O.; Souza, E. F. M.; Andrade, R. A.; Bergamin, A. C.; Müller, M. W. Atributos físicos e estoques de carbono do solo sob diferentes usos da terra em Rondônia, Amazônia Sul-Occidental. *Pesquisa florestal brasileira*, v. 37, n. 89, p. 19-27, 2017.

Mathews, B. W.; Sollenberger, L. E.; Nair, V. D.; Staples, C. R. Impact of grazing management on soil nitrogen, phosphorus, potassium, and sulfur distribution. *Journal of Environment Quality*, v. 23, p. 1006–1013, 1994.

Meireles, H. T.; Marques Júnior, J.; Campos, M. C. C.; Pereira, G. T. Relações solo-paisagem em topossequência de origem basáltica. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v. 42, n. 2, p. 129-136, 2012.

Mendes, L. W.; Brossi, M. J. L.; Kuramae, E. E.; Tsai, S. M. Land-use system shapes soil bacterial communities in Southeastern Amazon region. *Applied Soil Ecology*, v. 95, p. 151–160, 2015b.

Mendes, L. W.; Tsai, S. M.; Navarrete, A. A.; Hollander, M.; Veen, J. A. V.; Kuramae, E. E. Soil-Borne Microbiome: Linking Diversity to Function. *Microbial Ecology*, v. 70, p. 255–265, 2015a.

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.

Merten, G. H.; Araújo, A. G.; Biscaia, R. C. M.; Barbosa, G. M. C.; Conte, O. No-till surface runoff and soil losses in southern Brazil. *Soil Tillage Research*, v. 152, p. 85–93, 2015.

Matheron, G. *Traité de géostatistique appliquée*. Paris: Editions Technip, v.1, 1962, 334 p.

Milne, G. Some suggested units of classification and mapping, particularly for East African Soils. *Soil*

Research, v. 4, p. 183198, 1935.

Moir, J. L.; Cameron, K. C.; Di, H. J.; Fertsak, U. The spatial coverage of dairy cattle urine patches in an intensively grazed pasture system. *The Journal of Agricultural Science*, v. 149, p. 473–485, 2011.

Murphy, C.A.; Foster, B.L.; Ramspott, M.E.; Price, K.P. Effects of cultivation history and current grassland management on soil quality in northeastern Kansas. *Journal of Soil and Water Conservation*, v. 61, p. 75-89, 2006.

Navarrete, D.; Sitch, S.; Aragao, L. E. O. C.; Pedroni, L. Conversion from forests to pastures in the Colombian Amazon leads to contrasting soil carbon dynamics depending on land management practices. *Global Change Biology*, v. 22, p. 3503–3517, 2016.

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.

Neves Neto, D. N.; Santos, A. C.; Santos, P. M.; Melo, J. C.; Santos, J. S. Análise espacial de atributos do solo e cobertura vegetal em diferentes condições de pastagem. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola Ambiental*, v.17, n. 9, p. 995–1004, 2013.

Niaz, S.; Ijaz, S. S.; Hassan, A.; Sharif, M. Landuse impacts on soil organic carbon fractions in different rainfall areas of a subtropical dryland. *Archives of Agronomy Soil and Science*, v. 63, p. 1337–1345, 2017.

Oliveira, A. P. P.; Lima, E.; Anjos, L. H. C.; Zonta, E.; Pereira, M. G. Sistemas de colheita da cana-de-açúcar: Conhecimento atual sobre modificações em atributos de solos de tabuleiro. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.18, n.9, p. 939–947, 2014.

Oliveira, I. A.; Junior, J. M.; Campos, M. C. C.; Aquino, R. E.; Freitas, L.; Siqueira, D. S.; Cunha, J. M. 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, p. 668-681, 2015a.

Oliveira, L. B. T.; Santos, A. C.; Lima, J. S.; Neves Neto, D. N. Variabilidade espacial das respostas produtivas e morfológicas do capim-Marandu em função dos atributos químicos e topográficos. *Revista Brasileira Saúde Produção Animal*, v. 16, n. 4, p. 772-783, 2015b.

Paiva, A. J.; Pereira, L. E. T.; Silva, S. C.; Dias, R. A. P. Identification of tiller age categories based on morphogenetic responses of continuously stocked marandu palisade grass fertilised with nitrogen. *Ciência Rural*, v. 45, p. 867-870, 2015.

Paula Neto, J. J.; Alexandrino, E.; Santos, A. C.; Mendes Filho, G. O.; Silva, D. P. Melo, J. C. Distribuição espacial da altura do dossel e efeito sobre a cobertura do solo em pastos mantidos em lotação contínua. *Bioscience Journal*, v. 30, n, 2, p. 650-658, 2014.

Pessoa, P. M. A.; Duda, G. P.; Barros, R. B.; Freire, M. B. G. Dos Santos.; Nascimento, C. W. A.; Correa, M. M. Frações de carbono orgânico de um Latossolo húmico sob diferentes usos no agreste brasileiro. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 36, p. 97-104, 2012.

Petter, F. A.; Lima, L. B.; Morais, L. A.; Tavanti, R. F. R.; Nunes, M. E.; Freddia, O. S.; Marimon Jr, B. H. Carbon stocks in oxisols under agriculture and forest in the southern Amazon of Brazil. *Geoderma Regional*, v. 11, p. 53–61, 2017.

- Pinheiro Junior, C. R.; Pereira, M. G.; O. Filho, J. S.; Beutler S. J. Can topography affect the restoration of soil properties after deforestation in a semiarid ecosystem? *Journal of Arid Environments*, v. 162, p. 45–52, 2019.
- Razafimbelo, T. M.; Albrecht, A.; Oliver, R.; Chevallier, T.; Chapuis-Lardy, L.; Feller, C. Aggregate associated-C and physical protection in a tropical clayey soil under Malagasy conventional and no-tillage systems. *Soil Tillage Research*, v. 98, p. 140-149, 2008.
- Reeder, J. D.; Schuman, G. E. Influence of livestock grazing on C sequestration in semi-arid mixed-grass and short-grass rangelands. *Environmental Pollution*, v. 116, p. 457–463, 2002.
- Rodrigues, A. L.; Watzlawick, L. F.; Genú, A. M.; Hess, A. F.; Ebling, Â. A. Atributos de um solo florestal em uma toposequência e relações com a comunidade arbórea. *Floresta*, v. 46, n. 2, p. 145 – 154, 2016.
- Salvati, L.; Bajocco, S.; Ceccarelli, T.; Perini, L. Amplifying (or reversing) the territorial disparities in land vulnerability to soil degradation: The Case of Italy. *The Professional Geographer*, v. 65, p. 647–663, 2013.
- Sanderson, M.; Feldmann, C.; Schmidt, J.; Herrmann, A.; Taube, F. Spatial distribution of livestock concentration areas and soil nutrients in pastures. *Journal of Soil and Water Conservation*, v. 65, p. 180–189, 2010.
- Santana, R. N.; Marques, M. V. A.; Silva, C. G.; Ribeiro, D. P. Análise da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo na remoção de nutriente e da produtividade da *Brachiaria humidicola* utilizada em rampas de escoamento superficial no tratamento de esgoto sanitário operando em condições reais. *Engenharia na Agricultura*, v. 25, n. 1, p. 12-26, 2017.
- Santi, A. L.; Fiorin, J. E.; Cocco, K. L. T.; Cherubin, M. R.; Eitelwein, M. T.; Amado, T. J. C.; Hauschild, F. E. G. Distribuição horizontal e vertical de fósforo e potássio em área manejada com ferramentas de agricultura de precisão. *Revista Plantio Direto*, p. 18-25, 2012.
- Santos, M. E. R.; Fonseca, D. M.; Balbino, E. M.; Silva, S. P.; Monnerat, J. P. I. S. Variabilidade espacial e temporal da vegetação em pastos de capim-braquiária deferidos. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v.39, n.4, p.727-735, 2010.
- 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*, Amsterdam, v. 67, p. 171–181, 2002.
- Seó, H. L. S.; Machado Filho, L. C. P.; Brugnara, D. Rationally Managed Pastures Stock More Carbon than No-Tillage Fields. *Frontiers in Environmental Science*, v. 5, p. 1-8, 2017.
- Sequeira, C. H.; Alley, M. M.; Jones, B. P. Evaluation of potentially labile soil organic carbon and nitrogen fractionation procedures. *Soil Biology Biochemistry*, v. 43, p. 438–444, 2011.
- Silva Filho, E. P.; Cottas, L. R.; Marini, G. B. S. Avaliação da compactação dos solos em áreas de pastagens e florestas em Porto Velho, Rondônia. *Boletim de geografia*, v. 28, n. 1, p. 145-155, 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.

Silva, B. E. C.; Medina, E. M.; Jolomba, M. R. Propriedades físicas do solo em função de diferentes manejos de pastagem. *Revista Brasileira de Agropecuária Sustentável*, v. 7, n. 3, p. 66-75, 2017.

Silva, J. L.; Ribeiro, K. G.; Herculano, B. N.; Pereira, O. G.; Pereira, R. C.; Soares, L. F. P. Massa de forragem e características estruturais e bromatológicas de cultivares de *Brachiaria* e *Panicum*. *Ciência animal brasileira*, v. 17, n. 3, p. 342-348, 2016.

Silva, S. A.; Lima, J. S. S. Multivariate analysis and geostatistics of the fertility of a humic rhodic hapludox under coffee cultivation. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 36, n. 2, p. 467-474, 2012.

Smith, P. Do grasslands act as a perpetual sink for carbon? *Global Change Biology*. v. 20, p. 2708–2711, 2014.

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.

Soussana, J. F.; Tallec, T.; Blanfort, V. Mitigating the greenhouse gas balance of ruminant production systems through carbon sequestration in grasslands. *Animal*, v. 4, p. 334–350, 2010.

Souza Braz, A. M.; Fernandes, A. R.; Alleoni, L. R. F. Soil attributes after the conversion from forest to pasture in Amazon. *Land degradation & development*, v. 24, p. 33– 38, 2013.

Stahl, C.; Fontaine, S.; Klumpp, K.; Picon-Cochard, C.; Grise, M. M.; Dezécache, C.; Ponchant, L.; Freycon, V.; Lilian Blanc, L.; Bonal, D.; Burban, B.; Soussana, J.; Blanfort, V. Continuous soil carbon storage of old permanent pastures in Amazonia. *Global Change Biology*, v. 23, p. 3382–3392, 2017.

Stockmann, U.; Adams, M. A.; Crawford, J. W.; Field, D. J.; Henakaarchchi, N.; Jenkins, M.; et al. The knowns, known unknowns and unknowns of sequestration of soil organic carbon. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, v. 164, p. 80–99, 2013.

Torres, F. E.; Oliveira, E. P.; Teodoro, P. E.; Silveira, M. V.; Ribeiro, L. P.; Silveira, L. P. O. Produção de forragem de cultivares de *Panicum maximum* submetidas a diferentes estações de cultivo e tipos de sementes. *Revista de Ciências Agrárias*, v. 36, p. 435-440, 2013.

Torres, F. N.; Richter, R.; Vohlan, M. A multisensorial approach for high-resolution land cover and pasture degradation mapping in the humid tropics: A case study of the fragmented landscape of Rio de Janeiro. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, v. 78, p. 189-201, 2019.

Torres, L. C.; Barros, K. R. M.; Lima, H. V. Alterações na qualidade física de um latossolo amarelo sob pastagem. *Acta Amazônica*, v. 44, n. 4, p. 419-426, 2014.

U.S. Department Of Agriculture. 2019. Disponível em: <<https://www.usda.gov/>>.

Uchôa, C. N.; Pozza, E. A.; Pozza, A. A. A.; Silva Moraes, W. Modelagem geoestatística da sigatoka-negra e sua relação com a fertilidade do solo. *Bioscience Journal*, v. 27, n. 3, p. 357-362, 2011.

Valtera, M.; Samonil, P.; Svoboda, M.; Janda, P. Effects of topography and forest stand dynamics on soil

morphology in three natural *Picea abies* mountain forests. *Plant Soil*, v. 392, p. 57–69, 2015.

VidalVázquez, E.; PazFerreiro, J.; Vieira, S. R.; Topp, G. C.; Miranda, J. G. V.; Paz Gonzalez, A. Fractal description of the spatial and temporal variability of soil water content across an agricultural field. *Soil Science*, v.177, p.131138, 2012.

Vieira, S. R. Geoestatística em estudo da variabilidade espacial do solo. In: Novais, R. F. De; Alvarez V., V. H.; Schaefer, C. E. G. R. (Eds.). Tópicos em ciência do solo. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p. 1-54.

Vieira, S. R.; Dechen, S. C. F. Spatial variability studies in São Paulo, Brazil along the last twenty five years. *Bragantia*, v.69, p.5366, 2010.

Vitória, E. L.; Fernandes, H. C.; Teixeira, M. M.; Cecon, P. R.; Lacerda, E. G. Correlação linear e espacial entre produtividade de *brachiaria brizantha*, densidade do solo e porosidade total em função do sistema de manejo do solo. *Engenharia Agrícola*, v. 32, n. 5, p. 909-919, 2012.

Vogel, G. F.; Fey, R. Resistência mecânica à penetração em diferentes sistemas de uso do solo. *Revista de Agricultura Neotropical*, v. 3, n. 1, p. 21–26, 2016.

Wagg, C. Bender, S. F.; Widmer, F.; van der Heijden M. G. A. Soil bio diversity and soil community composition determine ecosystem multifunctionality. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, v. 111, p. 5266–5270, 2014.

Wischmeier, W. H.; Smith, D. D. Predicting rainfall erosion losses; a guide to conservation planning. *USDA Science and Education Administration, Hyattsville, Maryland*, 1978.

Zanão Júnior, L. A.; Lana, R. M. Q.; Guimarães, E. C.; Pereira, J. M. A. Variabilidade espacial de nutrientes em Latossolo sob sistema plantio direto. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.34, n.5, p.389-400, 2010.

Zenero, M. D. O.; Grimaldib, M.; Coopera, M. Variability in soil shrinkage along forest and pasture toposequences in Amazonia. *Geoderma*, v. 338, p. 291–301, 2019.

Zhang, C. S.; Fay, D.; McGrath, D.; Grennan, E; Carton, O. T. Statistical analyses of geochemical variables in soils of Ireland. *Geoderma*, v. 146, p. 378–390, 2008.

ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO SOB CONVERSÃO DE FLORESTA AMAZÔNICA PARA DIFERENTES SISTEMAS DE CULTIVO NO SUL DO AMAZONAS, BRASIL

Data de aceite: 01/04/2022

Data de submissão: 03/03/2022

Fernando Gomes de Souza

Doutor em Agronomia Tropical - Universidade Federal de Roraima

Milton César Costa Campos

Doutor em Ciência do Solo – Universidade Federal da Paraíba

José Maurício da Cunha

Doutor em Física Ambiental - Universidade Federal do Amazonas

Eliilson Gomes de Brito Filho

Graduando em Agronomia - Universidade Federal da Paraíba

Elyenayra Nogueira Pinheiro

Mestre em Ciências Ambientais - Universidade Federal do Amazonas

Wildson Benedito de Mendes Brito

Mestre em Agronomia Tropical - Universidade Federal do Amazonas

Alan Ferreira Leite de Lima

Mestre em Agronomia Tropical – Universidade Federal do Amazonas

RESUMO: A conversão de áreas florestadas em sistemas de cultivo modifica os atributos físicos do solo e afetam a sustentabilidade ambiental e econômica da atividade agrícola. O presente trabalho teve como objetivo avaliar alterações nos atributos físicos do solo em áreas sob cultivos

de guaraná, cupuaçu e urucum, em comparação com a área de floresta. Foram estabelecidas malhas de acordo com as dimensões do cultivo, nas áreas de floresta e guaraná estabeleceu-se malhas de 90 x 70 m e espaçamento regular entre os pontos amostrais de 10 x 10 m, na área de urucum a malha estabelecida foi de 90 x 56 m e espaçamento de 10 x 8 m, já para área de cupuaçu a malha apresentou dimensões de 54 x 42 m, com espaçamento entre os pontos amostrais de 6 x 6 m. Após delimitadas as malhas foram coletadas amostras nos pontos de cruzamento das malhas, nas profundidades de 0,00-0,05; 0,05-0,10; e 0,10-0,20 m, com 80 pontos amostrais em cada área, totalizando 240 amostras por área. Em cada ponto amostral, foram coletadas amostras com estrutura preservada em forma de torrão nas três profundidades avaliadas para determinação dos atributos físicos e textura do solo, perfazendo um total de 960 amostras nas quatro áreas avaliadas. O processo de conversão de florestas em áreas cultivadas sem manejo adequado causou mudanças negativas nos atributos físicos do solo. As áreas cultivadas com guaraná e urucum, apresentaram estágio mais avançado de degradação das propriedades físicas do solo; os atributos que mais sofreram alterações na conversão de floresta em ambientes cultivados foram: Ds, MaP, MiP, Pt, RSP e IEA; através da análise multivariada foi possível aferir que as maiores alterações dos atributos físicos para as áreas estudadas ocorreram nas profundidades 0,00-0,05 e 0,05-0,10 m.

PALAVRAS-CHAVE: Degradação do solo, análise multivariada, atributos do solo.

PHYSICAL SOIL ATTRIBUTES UNDER CONVERSION FROM AMAZON FOREST TO DIFFERENT CULTIVATION SYSTEMS IN SOUTHERN AMAZON, BRAZIL

ABSTRACT: The conversion of forested areas into cropping systems modifies the physical attributes of the soil and affects the environmental and economic sustainability of agricultural activity. The present work had as objective to evaluate alterations in the physical attributes of the soil in areas under guaraná, cupuaçu and urucum crops, compared to the forest area. Were established meshes according to the dimensions of cultivation, in the areas of forest and guaraná were established meshes of 90 x 70 m and regular spacing between the sample points of 10 x 10 m, in the area of annatto the established mesh was of 90 x 56 m and spacing of 10 x 8 m, already for area of cupuaçu the mesh had dimensions of 54 x 42 m, with spacing between the sample points of 6 x 6 m. After delimiting the meshes samples were collected at the crossing points of the meshes, at depths of 0,00-0,05; 0,05-0,10; and 0,10-0,20 m, with 80 sampling points in each area, totaling 240 samples per area. At each sampling point, were collected samples with a structure preserved clod-shaped were collected in the depths evaluated, to determine the physical attributes and soil texture, making a total of 960 samples in the four evaluated areas. The process of conversion of forests into cultivated areas without proper management caused negative changes in the physical attributes of the soil. The areas cultivated with guaraná and urucum presented more advanced stage of degradation of soil physical properties; the attributes that suffered the most changes at conversion of forest in cultivated environments were: Ds, MaP, MiP, Pt, RSP and IEA; through the multivariate analysis it was possible to verify that the greatest alterations of the physical attributes for the studied areas occurred in the depths 0.00-

KEYWORDS: Soil degradation, multivariate analysis, soil attributes.

1 | INTRODUÇÃO

Nos últimos anos a conversão de ambientes naturais em sistemas agropecuários, especialmente sistemas de monocultivo, tem provocado conseqüentes alterações no solo (SILVA et al., 2007; FREITAS et al., 2015). O uso e manejo inadequado do solo, além de contribuir para degradação do meio ambiente, ainda traz inúmeros problemas relacionados à sua sustentabilidade em razão da degradação da matéria orgânica do solo, alterando negativamente os atributos físicos do solo, bem como sua biodiversidade (COSTA et al., 2015).

Atualmente têm-se utilizado com frequência, indicadores físicos como densidade do solo, porosidade e estabilidade de agregados, para avaliação da qualidade dos solos. Tais indicadores estão relacionados à organização das partículas e do espaço poroso do solo, refletindo em limitações ao crescimento radicular, emergência das plântulas, à infiltração e percolação da água no perfil do solo (CUNHA NETO et al., 2018).

Estudos recentes ainda destacam que os atributos físicos do solo são bons indicadores de qualidade e permitem o monitoramento de áreas que sofreram algum tipo de interferência (AQUINO et al., 2014; FREITAS et al., 2018). Dessa forma, à medida que

esses solos sofrem intervenções, ocorrem modificações nos seus atributos físicos como o aumento da densidade do solo, diminuição da porosidade total, distribuição do diâmetro dos poros, alteração na agregação e no teor de matéria orgânica (SOUZA et al., 2014), entre outros problemas que podem contribuir para o aumento da degradação do solo.

Para a interpretação das variações nos atributos dos solos é necessário a utilização dos métodos estatísticos. Os métodos univariados apresentam limitações, já que o comportamento dos atributos é interpretado isoladamente, não levando em conta interação com os demais atributos presentes, e desta maneira, uma opção de análise para facilitar o trabalho com dados que apresentam grande número de variáveis é pelo uso de análise multivariada (SILVA et al., 2010). Através da técnica de análise multivariada é possível explicar o máximo de intercorrelação entre as variáveis e descobrir quais delas contribuem mais para a caracterização e/ou, alteração do solo, além de ser uma ferramenta eficiente, quanto se pretende realizar análise simultânea de muitas variáveis (OLIVEIRA et al., 2015; AQUINO et al., 2016).

Portanto, o objetivo neste trabalho foi avaliar os atributos físicos do solo em áreas sob cultivos de guaraná, cupuaçu e urucum, em comparação com a área de floresta.

2 | MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Localização e caracterização da área de estudo

O estudo foi desenvolvido em duas propriedades rurais que fazem parte do Assentamento São Francisco localizado no município de Canutama, Amazonas, Brasil sob as coordenadas geográficas de referência (8° 13' 23" S; 64° 00' 50" W) e (8° 13' 25" S; 64° 00' 23" W), em ambas as propriedades. Foram selecionadas quatro áreas, sendo três áreas sob diferentes usos: cultivo de Urucum (*Bixa orellana* L.); cultivo de Cupuaçu (*Theobroma grandiflorum* (Willd. ex. Spreng) Schum) e cultivo de Guaraná (*Paullinia cupana* (Mart.) Ducke) e mais área de floresta (Figura 1).

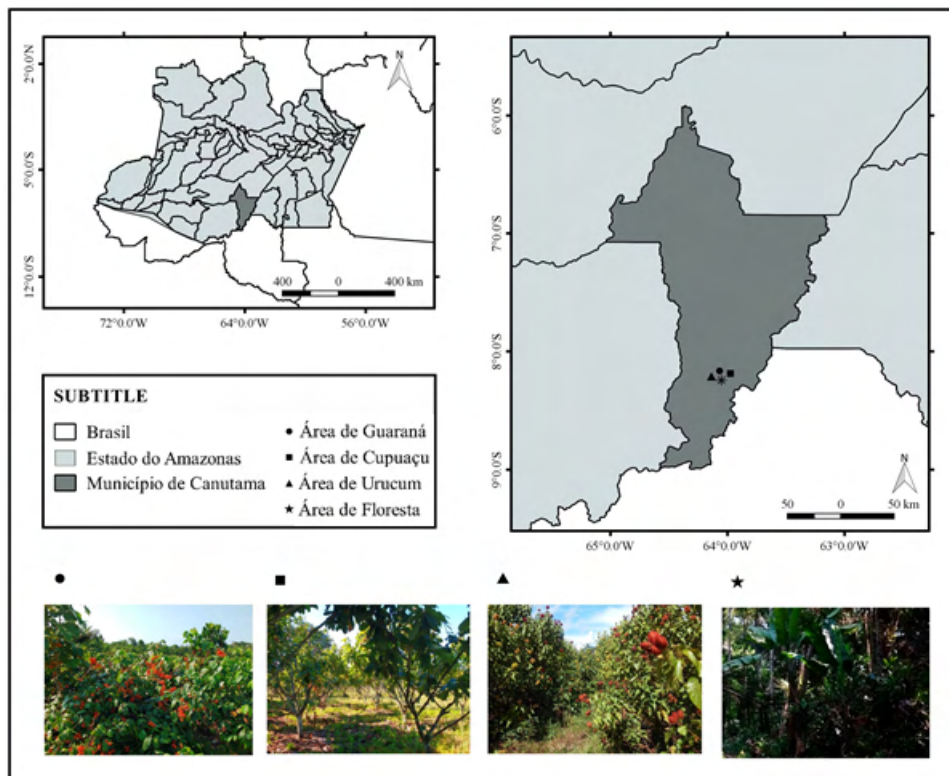


Figura 1. Localização e modelo de elevação digital das áreas com guaraná, cupuaçu, urucum e floresta, no município de Canutama, região sul do Amazonas - AM.

O solo da área de estudo foi classificado como Argissolo Vermelho-Amarelo localizados na Planície Amazônica entre os rios Purus e Madeira, a mesma está associada a sedimentos aluviais antigos, (terraços superiores do prestoceno) do período Quaternário, caracterizadas pela presença de relevos tabulares de grandes dimensões, definidos por talwegues de aprofundamento muito fraco, declives muito suaves e a drenagem natural é deficiente (EMBRAPA, 2013). No que se refere à caracterização climática, o clima da região é Tropical Chuvoso, apresentando um período seco de pequena duração. A pluviosidade média varia entre 2250 e 2750 mm ao ano, com período chuvoso entre outubro e junho. As temperaturas médias anuais variam entre 25 e 27° C e a umidade relativa do ar entre 85 e 90% (BRASIL, 1978).

Quanto ao histórico de uso e manejo das áreas selecionadas para o estudo, foi possível levantar informações importantes e relevantes. Entre as quais, que as áreas cultivadas com guaraná e cupuaçu possuem 7 anos de efetivo cultivo, já a área de urucum apresenta somente 3 anos. Importante destacar que as respectivas áreas são oriundas de derrubada e queima da floresta, com conseqüente realização de destoca manual para

limpeza da área no primeiro ano de cultivo. Nunca foi realizado nenhum tipo de adubação e calagem nas áreas cultivadas, em ambas apenas é realizado controle das plantas daninhas com utilização de roçadeira motorizada, além de pulverização com herbicida glifosato para controle do sapé (*Imperata brasiliensis*). As áreas de guaraná e urucum apresentam declividade média em torno de 3%. Já a área de cupuaçu está localizada em área mais plana, sendo possível observa-se acumulação efetiva de biomassa da cultura em grande quantidade. A área de floresta selecionada para fins de comparação no processo floresta/ áreas cultivadas é caracterizada como floresta tropical Ombrófila densa, cujo a vegetação é perenifólia, constituída por árvores adensadas e multiestratificadas entre 20 a 50 metros de altura.

2.2 Metodologia de campo

Foram estabelecidas malhas de acordo com as dimensões do cultivo. Nas áreas de guaraná e floresta foram estabelecidas malhas 90 x 70 m com espaçamento regular entre os pontos amostrais de 10 x 10 m, na área de urucum a malha estabelecida foi de 90 x 56 m com espaçamento entre os pontos amostrais de 10 x 8 m, já para área de cupuaçu a malha apresentou dimensões de 54 x 42 m, com espaçamento regular entre os pontos amostrais de 6 x 6 m. As amostras foram coletadas nos pontos de cruzamento das malhas, especificamente na projeção da copa nas profundidades de 0,00-0,05; 0,05-0,10; e 0,10-0,20 m, com 80 pontos amostrais em cada área, e totalizando 240 amostras por área. Os pontos foram georreferenciados com um equipamento de GPS Garmin modelo Etrex (*Datum South American 69*).

Em cada ponto amostral, foram coletados anéis volumétricos de 4,0 cm de altura e 5,1 cm de diâmetro interno e amostras com estrutura preservada em forma de torrão nas três camadas avaliadas para determinação dos atributos físicos, textura e mecânica do solo, perfazendo um total de 960 amostras nas quatro áreas avaliadas. As amostras foram secas à sobra e levemente destorroadas, de forma manual, passado as mesmas em peneira de 9,51 mm de diâmetro de malha, separando-se o material retido na peneira de 4,76 mm para as análises relativas à estabilidade de agregados. Já as amostras retidas na peneira de 2,00 mm foram utilizadas para análise de textura do solo.

2.3 Determinações e análises em laboratório

A determinação da estabilidade dos agregados do solo foi realizada pelo método de peneiramento úmido. A separação e estabilidade dos agregados foi determinado segundo Kemper & Chepil (1965), com modificações nas seguintes classes de diâmetro: 4,76-2,0 mm; 2,0-1,0 mm; 1,0-0,50 mm; 0,50-0,25 mm; 0,25-0,125; 0,125-0,063 mm.

Os agregados provenientes da peneira de 4,76 mm foram colocados em contato com a água sobre a peneira de 2,0 mm e submetidos à agitação vertical em aparelho Yoder (modelo SOLOTEST) por 15 min e com 32 oscilações por minuto. O material retido

em cada classe das peneiras foi colocado em estufa a 105 °C, em seguida mensurada as respectivas massas em balança digital. Os resultados foram expressos em porcentagem dos agregados retidos em cada uma das classes das peneiras para > 2 mm, 2-1 mm e < 1 mm, e posteriormente foram calculados os valores de diâmetro médio ponderado (DMP) e índice de estabilidade de agregados (IEA) da classe < 0,25 mm, ambos por meio da fórmula proposta por CASTRO FILHO et al. (1998), o diâmetro médio geométrico (DMG) foi calculado segundo SCHALLER & STOCKINGER (1953), citados por ALVARENGA et al. (1986), de acordo com as equações:

$$DMP = \frac{\sum_{i=1}^N n_i D_i}{\sum n_i} \quad (1)$$

$$DMG = 10^{\frac{\sum_{i=1}^N n_i \log D_i}{\sum n_i}} \quad (2)$$

em que:

n_i é a porcentagem de agregados retidos em uma determinada peneira, D_i é o diâmetro médio de uma determinada peneira e N é o número de classes de peneiras.

$$IEA = \left(\frac{MS-wp0,25-areia}{MS-areia} \right) 100 \quad (3)$$

em que:

MS – massa seca da amostra, g,e; wp0,25 – massa dos agregados da classe < 0,25 mm, g.

Para as determinações da densidade do solo (D_s), macroporosidade (MaP) e microporosidade (MiP), volume total de poros (VTP) e umidade gravimétrica (U_g), as amostras coletadas em anéis volumétricos foram saturadas por meio da elevação gradual, até dois terços da altura do anel, de uma lâmina de água numa bandeja plástica. Após a saturação, as amostras foram pesadas e levadas à mesa de tensão para determinação da MiP do solo, sendo submetidas a uma tensão de -0,006 MPa. Após atingirem o equilíbrio em um potencial matricial de -0,006 MPa, as amostras foram novamente pesadas e, em seguida, realizadas feitas as medidas da resistência do solo à penetração (RSP), utilizando-se um penetrógrafo eletrônico de bancada (MA-933, Marconi, SP, BR). Posteriormente, as amostras foram levadas à estufa a 105 °C para a determinação da U_g , D_s e VTP, pelo método do anel volumétrico, já a MaP será determinada pela diferença entre VTP e MiP (EMBRAPA, 2011).

A análise textural foi realizada pelo método da pipeta, utilizando solução de NaOH 0,1 N como dispersante químico e agitação mecânica em aparato de alta rotação por 15 min, seguindo metodologia proposta pela EMBRAPA (2011). A fração argila foi separada por sedimentação, a areia por tamisação e o silte foi calculado pela diferença. A correlação

de Pearson foi utilizada para avaliar a força e direção da correlação dos mapas do padrão de distribuição dessas variáveis.

2.4 Análises estatística

Após a obtenção dos dados dos atributos físicos, foram realizadas as análises de estatística descritiva onde foram calculados a média, mediana, desvio padrão, coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e coeficiente de curtose. 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.

Posteriormente foram feitas análise estatística univariada e multivariada. A análise de variância univariada (ANOVA) foi utilizada para verificar se existe diferença entre as áreas estudadas, para saber qual área é diferente da outra e comparar as médias dos atributos, utilizando o teste de Tukey a 5 % de probabilidade, por meio do software SPSS 21 (SPSS Inc., 2001). Em seguida foi utilizada a análise de variância multivariada (MANOVA), de modo que nas tabelas da multivariada, foi apresentado apenas os atributos que apresentaram correção entre os fatores através da análise fatorial, a fim de encontrar significância estatística dos conjuntos dos atributos do solo que mais discriminam os ambientes, com referência ao ambiente sob floresta, obtendo como resposta atributos que sofrem maior influência sobre o uso do solo.

A adequação 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 Barlett, ao qual se pretende rejeitar a igualdade entre a matriz correlação com a identidade. A extração dos fatores foi feita pelas componentes principais, incorporando as variáveis que apresentaram comunalidades igual ou superior a cinco. A escolha do número de fatores a ser utilizados foi feita pelo critério de Kaiser (fatores que apresentam autovalores superior a 1). A fim de simplificar a análise fatorial, foi feita a rotação ortogonal (*Varimax*) dos fatores e representada em um plano fatorial das duas componentes. A correlação de Pearson foi utilizada para avaliar a força e direção da correlação dos mapas do padrão de distribuição dessas variáveis.

3 | RESULTADOS E DISCUSSÃO

A estatística descritiva, assim como análise de variância dos atributos físicos avaliados em áreas cultivadas com guaraná, urucum e cupuaçu em comparação com a área de floresta estão apresentadas nas tabelas 1, 2 e 3, para as respectivas profundidades 0,00-0,05 m, 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m. Com base, nestes resultados foi possível observar que nas diferentes profundidades avaliadas, os valores de média e mediana para a maioria

dos atributos foram muito próximos, com exceção dos atributos MaP, Pt e Ug nas áreas de cupuaçu e guaraná, sendo que na área de cupuaçu as exceções para os respectivos atributos ocorreram nas profundidades 0,00-0,05 m e 0,10-0,20 m (Tabela 1 e 3), e na área de guaraná nas profundidades 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m (Tabela 2 e 3).

Os coeficientes de assimetria e curtose dos atributos avaliados apresentaram valores próximos à zero para quase todos os atributos analisados, com exceção apenas de alguns atributos que apresentaram valores de curtose mais distantes de zero, como foi o caso dos atributos DMG e IEA na área sob cultivo de guaraná para a profundidade 0,00-0,05 m, e RSP na profundidade 0,10-0,20 m. A outra exceção ocorreu na área cultivada com urucum para o atributo RSP nas profundidades 0,00-0,05 m e 0,10-0,20 m (Tabela 1 e 3). Trabalhos destacam que a assimetria e curtose são indicadores da distribuição dos dados, contudo, são mais sensíveis a valores extremos que a média e mediana, sendo que tais valores próximos a zero indicam maior normalidade dos dados (KAMIMURA et al., 2013; ALHO et al., 2016).

Quanto aos resultados referentes ao teste Kolmogorov-Smirnov os mesmos indicaram normalidade para todos os atributos avaliados em todas as profundidades estudadas, tais resultados só justificam os valores de média e mediana encontrados anteriormente, a qual já demonstravam a possível distribuição normal dos dados, em virtude da proximidade dos valores centrais encontrados.

Estatística Descritiva	Ds	MaP	MiP	Pt	DMG	DMP	IEA	Ug	RSP	Areia	Silte	Argila
	g cm ⁻³	m ³ m ⁻³	mm	mm	%	%	MPa	MPa	MPa	g kg ⁻¹	g kg ⁻¹	g kg ⁻¹
Guaraná												
Média	1,10 a	9,00 b	36,67 a	46,00 a	2,79 a	3,19 a	93,92 b	34,00 bc	0,89 a	390,03 a	392,99 c	216,98 a
Mediana	1,11	9,00	37,018	46,00	2,81	3,19	94,54	34,00	0,90	389,92	391,99	216,00
DP	0,10	3,00	4,473	4,00	0,24	0,07	3,09	6,00	0,29	47,98	40,63	32,04
CV (%)	9,51	31,95	12,2	8,87	8,74	2,12	3,29	17,8	32,20	12,30	10,36	14,87
Assimetria	-0,19	0,89	0,05	0,44	-1,30	-0,56	-1,64	0,32	-0,26	0,08	0,22	-0,45
Curtose	-0,22	1,14	-0,19	0,36	2,32	0,09	3,90	0,57	-0,79	-0,53	-0,30	-0,05
K-S	0,05*	0,10*	0,07*	0,063*	0,11*	0,11*	0,12*	0,05*	0,18*	0,06*	0,09*	0,13*
Urucum												
Média	0,99 b	15,36 a	34,85 b	47,90 a	2,76 a	3,18 a	92,87 b	35,26 b	0,62 b	378,10 a	445,29 b	176,61 b
Mediana	1,00	14,03	34,698	47,50	2,80	3,20	93,71	34,85	0,59	375,10	442,29	175,61
DP	0,14	5,39	3,398	4,43	0,27	0,09	4,17	5,64	0,28	51,94	56,11	40,27
CV (%)	14,44	35,07	9,75	9,24	9,89	2,88	4,49	16,00	45,97	13,85	12,69	22,93
Assimetria	0,03	0,85	0,19	0,07	-0,84	-1,52	-1,09	0,02	1,45	0,57	0,25	-0,11
Curtose	0,81	0,17	1,03	0,22	0,01	2,84	0,60	1,48	4,50	-0,43	0,04	-1,04
K-S	0,06*	0,12*	0,09*	0,06*	0,16*	0,17*	0,15*	0,09*	0,05*	0,10*	0,10*	0,12*

Cupuçu												
Média	0,92 c	15,43 a	27,31 c	40,39 b	2,53 b	3,08 a	91,12 c	30,52 c	0,40 c	263,77 b	519,49 a	216,74 a
Mediana	0,92	4,09	27,165	4,43	2,53	3,08	91,58	6,20	0,35	265,50	519,64	209,20
DP	0,10	26,50	4,253	10,97	0,25	0,10	3,96	20,33	0,18	34,15	43,03	33,42
CV (%)	10,84	15,96	15,57	40,05	9,90	3,41	4,34	29,90	45,76	13,00	8,28	15,52
Assimetria	-0,25	0,08	-0,07	0,32	-0,16	-0,31	-0,94	0,93	0,61	0,24	0,13	-0,01
Curtose	-0,11	-0,33	-0,54	-0,16	-0,88	-0,80	0,55	1,49	-0,44	-0,83	-0,38	-0,33
K-S	0,06*	0,06*	0,05*	0,08*	0,08*	0,10*	0,09*	0,13*	0,08*	0,09*	0,04*	0,14*

Floresta												
Média	0,87 d	15,34 a	34,38 b	47,65 a	2,82 a	3,20 a	95,64 a	40,93 a	0,43 c	252,19 b	530,44 a	217,37 a
Mediana	0,87	15,29	34,664	47,87	2,85	3,20	95,80	40,32	0,39	252,00	529,01	215,37
DP	0,13	5,48	4,694	6,40	0,23	0,07	2,05	11,68	0,20	26,12	37,53	31,96
CV (%)	15,14	35,69	13,65	13,43	8,26	2,17	2,14	28,54	47,37	10,48	7,09	14,84
Assimetria	0,14	0,25	-0,19	-0,60	-0,58	-0,28	-0,74	0,45	0,76	0,03	-0,02	-0,59
Curtose	0,16	-0,55	-0,69	0,14	0,05	-0,71	0,52	1,45	-0,25	0,13	0,83	0,98
K-S	0,07*	0,07*	0,08*	0,08*	0,07*	0,07*	0,08*	0,08*	0,43*	0,07*	0,07*	0,15*

DP: desvio padrão; CV: coeficiente de variação (%); K-S: teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov. * Significativo a 5% de probabilidade; Ds: densidade do solo; MaP: macroporosidade; MiP: microporosidade; Pt: porosidade total; DMG: diâmetro médio geométrico; DMP: diâmetro médio ponderado; IEA: Índice de Estabilidade de Agregados; Ug: unidade gravimétrica; RPS: resistência do solo à penetração; Médias seguidas pela mesma letra minúscula na coluna não diferem entre si pelo teste de Tukey (p < 0,05).

Tabela 1. Teste de média e estatística descritiva dos atributos físicos na profundidade de 0,00-0,05 m para as áreas com diferentes usos no sul do Amazonas.

Estatística Descritiva	Ds	MaP	MiP	Pt	DMG	DMP	IEA	Ug	RSP	Areia	Silte	Argila
	g cm ⁻³	----- m ³ m ⁻³ -----	----- mm -----	----- % -----	MPa	----- g kg ⁻¹ -----						
Guaraná												
Média	1,12 a	9,77 d	35,89 a	45,58 b	2,44 c	2,96 bc	91,12 b	32,28 b	1,01 a	363,61 b	410,86 b	225,53 c
Mediana	1,11	3,36	36,000	5,15	2,51	3,01	92,49	5,27	0,99	357,30	407,16	228,65
DP	0,07	34,34	3,465	11,29	0,43	0,24	5,07	16,33	0,40	41,52	39,93	52,07
CV (%)	5,95	9,39	9,66	45,39	17,42	8,00	5,56	32,51	39,72	11,42	9,68	23,09
Assimetria	0,60	0,76	-0,39	-0,19	-0,97	-1,32	-1,74	-0,51	0,74	0,47	0,05	-0,20
Curtose	-0,17	0,51	0,13	0,67	0,75	1,79	3,37	0,64	-0,02	-0,33	1,53	0,48
K-S	0,13*	0,08*	0,08	0,08*	0,13*	0,14*	0,16*	0,07*	0,10*	0,08*	0,10*	0,10*
Urucum												
Média	1,05 b	14,87 b	33,64 c	46,67 b	2,81 a	3,16 a	94,64 a	32,37 b	1,01 a	383,86 a	320,14 c	296,00ab
Mediana	1,06	14,50	33,643	46,36	2,85	3,19	94,86	32,14	0,99	385,90	320,73	296,00
DP	0,09	20,36	2,706	3,81	0,24	0,11	2,33	3,53	0,40	51,56	34,42	48,64
CV (%)	8,14	3,03	8,04	8,17	8,63	3,45	2,46	10,92	39,72	13,32	10,65	16,43
Assimetria	-0,70	0,62	-0,39	0,12	-0,83	-1,20	-0,66	0,89	0,74	0,45	0,01	-0,15
Curtose	0,53	1,14	1,01	1,80	0,33	1,30	0,20	1,99	-0,02	-0,51	-0,34	-0,83

K-S	0,07*	0,07*	0,04	0,08*	0,09*	0,12*	0,09*	0,10*	0,07*	0,12*	0,09*	0,11*
Cupuaçu												
Média	1,14 a	13,39 c	23,24 d	34,75 c	2,59 b	3,04 b	93,74 a	20,72 c	0,50 c	284,69 c	418,06 b	297,25 a
Mediana	1,14	12,82	23,165	33,86	2,60	3,05	94,05	20,05	0,48	286,70	415,20	303,20
DP	0,10	2,43	3,396	3,46	0,26	0,16	2,45	4,24	0,19	29,96	59,37	43,52
CV (%)	8,97	18,11	14,61	9,96	9,87	5,20	2,61	20,48	38,67	10,53	14,20	14,64
Assimetria	-0,12	0,62	0,20	0,68	-0,68	-1,13	-0,76	0,53	0,34	-0,20	0,98	-0,74
Curtose	-0,60	0,18	-0,16	-0,02	0,85	1,02	0,79	-0,29	-0,79	0,31	1,29	0,22
K-S	0,08*	0,12*	0,06	0,11*	0,10*	0,15*	0,08*	0,091*	0,43*	0,06*	0,09*	0,10*
Floresta												
Média	0,96 c	17,78 a	34,72 b	50,38 a	2,52 bc	2,94 c	93,67 a	36,53 a	0,62 b	238,88 a	483,25 a	277,87 b
Mediana	0,97	17,01	34,731	49,74	2,52	2,96	94,09	35,67	0,61	238,00	483,40	276,94
DP	0,09	4,14	3,458	3,39	0,31	0,26	2,66	5,73	0,24	24,09	45,85	39,81
CV (%)	9,60	23,28	9,96	6,74	12,33	8,91	2,83	15,7	39,08	10,08	9,54	14,33
Assimetria	0,01	-0,11	-0,01	0,25	0,00	-0,91	-0,63	-0,03	0,43	0,21	-0,17	0,21
Curtose	0,19	1,38	-0,41	-0,55	-0,56	0,47	-0,12	-0,28	-0,34	0,13	-0,35	0,00
K-S	0,07*	0,09*	0,08*	0,15*	0,15*	0,11*	0,11*	0,08*	0,71*	0,06*	0,08*	0,10*

DP: desvio padrão; CV: coeficiente de variação (%); K-S: teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov. * Significativo a 5% de probabilidade; Ds: densidade do solo; MaP: macroporosidade; MiP: microporosidade; Pt: porosidade total; DMG: diâmetro médio geométrico; DMP: diâmetro médio ponderado; IEA: Índice de Estabilidade de Agregados; Ug: unidade gravimétrica; RPS: resistência do solo à penetração; Médias seguidas pela mesma letra minúscula na coluna não diferem entre si pelo teste de Tukey ($p < 0,05$).

Tabela 2. Teste de média e estatística descritiva dos atributos físicos na profundidade de 0,05-010 m para as áreas com diferentes usos no sul do Amazonas.

Estatística Descritiva	Ds	MaP	MiP	Pt	DMG	DMP	IEA	Ug	RSP	Areia	Silte	Argila
	g cm ⁻³	m ³ m ⁻³			mm		%		MPa	g kg ⁻¹		
Guaraná												
Média	1,13 b	11,31 b	36,88 a	45,77 a	2,09 b	2,72 bc	89,47 c	33,14 a	0,69 b	361,48 b	434,92 b	203,60 c
Mediana	1,12	3,85	36,958	6,95	2,05	2,72	90,31	6,13	0,68	360,10	435,40	204,00
DP	0,06	34,04	3,993	15,19	0,43	0,27	5,38	18,50	0,30	40,65	23,63	39,11
CV (%)	5,66	11,09	10,83	46,86	20,62	9,87	6,02	32,14	43,42	11,18	5,43	19,19
Assimetria	0,28	0,18	-0,62	-1,03	-0,15	-0,38	-1,08	-0,21	1,60	0,76	0,19	-0,36
Curtose	-0,33	0,24	0,95	1,90	-0,50	-0,29	0,84	1,97	7,36	0,03	0,56	-0,65
K-S	0,09*	0,06*	0,10*	0,10*	0,06*	0,06*	0,14*	0,08*	0,09*	0,10*	0,08*	0,10*
Urucum												
Média	1,06 c	12,61 b	32,52 c	43,41 b	2,62 a	3,03 a	92,83 a	31,22 b	0,69 b	380,31 a	405,28 c	214,41 b
Mediana	1,06	12,43	32,521	43,48	2,67	3,09	93,80	31,11	0,68	380,30	409,14	211,20
DP	0,09	3,33	2,349	3,89	0,27	0,18	3,48	2,77	0,30	53,63	54,32	48,07
CV (%)	8,90	26,42	7,22	8,96	10,46	5,79	3,75	8,88	43,42	14,10	13,40	21,76
Assimetria	0,01	0,14	-0,09	0,09	-0,69	-1,16	-1,04	0,70	1,60	0,29	-0,01	0,03

Curtose	0,00	-0,25	-0,21	1,72	0,75	0,90	0,64	1,55	7,36	-0,43	-0,42	-0,43
K-S	0,05*	0,06*	0,04	0,09*	0,11*	0,16*	0,15*	0,09*	0,19*	0,07*	0,08*	0,12*
Cupuaçu												
Média	1,16 a				2,07 b	2,62 c	90,92			279,30	418,40	302,30
		12,64 b	10,58 d	46,18 a			bc	31,01 b	0,77 a	c	bc	a
Mediana	1,18	3,23	10,511	3,99	2,07	2,66	91,83	3,53	0,75	278,40	419,50	295,20
DP	0,10	25,53	3,142	8,63	0,39	0,35	3,69	11,39	0,29	26,62	44,49	35,74
CV (%)	8,63	12,49	29,71	45,77	18,67	13,34	4,06	30,59	37,97	9,53	10,63	11,82
Assimetria	-0,22	0,48	0,57	-0,06	-0,28	-0,67	-1,21	0,49	0,04	0,40	0,06	0,31
Curtose	1,11	-0,20	-0,17	-0,13	-0,70	-0,28	1,30	0,35	-0,66	-0,10	0,50	-0,05
K-S	0,12*	0,13*	0,14*	0,09*	0,09*	0,10*	0,13*	0,09*	0,07*	0,06*	0,07*	0,10*
Floresta												
Média	1,02 c	16,47 a	33,36 b	47,64 a	2,15 b	2,75 b	91,86	32,63		241,16	467,04	291,80
							ab	ab	0,65 b	d	a	a
Mediana	1,03	16,34	33,398	47,40	2,15	2,75	92,65	32,76	0,65	240,98	466,22	292,00
DP	0,09	4,28	2,741	4,75	0,46	0,33	3,93	2,04	0,25	27,20	39,42	32,46
CV (%)	9,26	25,97	8,21	9,98	21,59	11,90	4,28	6,24	38,01	11,28	8,44	11,22
Assimetria	-0,09	0,67	-0,33	-0,27	-0,07	-0,42	-0,65	0,50	-0,21	0,42	0,25	-0,80
Curtose	0,83	0,69	1,48	0,89	-0,86	-0,61	-0,14	0,49	-0,97	0,15	0,53	1,24
K-S	0,06*	0,13*	0,08*	0,09*	0,07*	0,09*	0,09*	0,11*	0,05*	0,09*	0,06*	0,15*

DP: desvio padrão; CV: coeficiente de variação (%); K-S: teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov. * Significativo a 5% de probabilidade; Ds: densidade do solo; MaP: macroporosidade; MiP: microporosidade; Pt: porosidade total; DMG: diâmetro médio geométrico; DMP: diâmetro médio ponderado; IEA: Índice de Estabilidade de Agregados; Ug: unidade gravimétrica; RPS: resistência do solo à penetração; Médias seguidas pela mesma letra minúscula na coluna não diferem entre si pelo teste de Tukey ($p < 0,05$).

Tabela 3. Teste de média e estatística descritiva dos atributos físicos na profundidade de 0,10-0,20 m para as áreas com diferentes usos no sul do Amazonas.

Adotando-se os critérios propostos por Warrick e Nielsen (1980), que consideram os valores do coeficiente de variação abaixo 12% como baixa, entre 12% e 60% como média e valores acima 60% como alta variação. Foi possível afirmar com base nos valores de (CV%) encontrados, que os atributos estudados apresentaram de baixa à média variação para todas as áreas e profundidades estudadas, corroborando com resultados encontrados por Aquino et al. (2015) e Cunha et al. (2017), a qual ambos estudaram os atributos físicos do solo na região amazônica.

Quando analisados os resultados da análise de variância dos atributos físicos nas profundidades 0,00-0,05 m, 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m (Tabelas 1, 2 e 3), por meio do teste de Tukey ($p < 0,05$), verificou-se que os maiores valores do atributo densidade (Ds) na profundidade 0,00-0,05 m, seguiu a sequência de guaraná > urucum > cupuaçu > floresta, de modo que as respectivas áreas apresentaram entre-si diferenças significativas (Tabelas 1). Resultados similares foram encontrados por Freitas et al. (2018), os mesmos observaram maiores valores de Ds em áreas antropizadas em comparação com floresta

mata nativa. Valores de Ds mais altos encontrado na área de guaraná, possivelmente estar associado ao tempo de 7 (sete) anos que a referida cultura se encontra sob intensa exploração agrícola, além do uso do fogo para a limpeza da área, uma vez que as principais alterações que podem ocorrer com a queima são evidenciadas pela diminuição do volume de macroporos, diâmetro médio ponderado dos agregados estáveis e pelo aumento da densidade do solo, principalmente na profundidade superficial do solo (REDIN et al., 2011).

Segundo Viana et al. (2011), o aumento da densidade do solo em área cultivada também pode ser explicado pela redução nos teores de matéria orgânica na superfície do solo, em comparação com o solo sob floresta nativa. Os presentes resultados corroboram com os trabalhos de Reis et al. (2009), onde os mesmos observaram que quando as áreas de florestas são substituídas por culturas agrícolas ou pastagens ocorrem alterações nos atributos dos solos, como aumento da densidade do solo (Ds). Ao se analisar os valores da Ds na profundidade 0,05-0,10 m, verificou-se que as áreas cultivadas com guaraná com valor de (1,12 g cm⁻³) e cupuaçu (1,14 g cm⁻³) não apresentaram diferenças significativas entre si, porém as mesmas foram estatisticamente diferentes quando comparadas a área cultivada com urucum e floresta, sendo a floresta com menor valor de Ds (0,96 g cm⁻³) (Tabela 1).

Na profundidade de 0,10-0,20 m, foi possível observar incremento no valor de densidade na área sob cultivo de cupuaçu com valor em torno de (1,16 g cm⁻³), de modo que a presente área apresentou diferença significativa, quando comparada as áreas de guaraná, urucum e floresta, esse comportamento era esperado, pois áreas que não sofrem revolvimento do solo, tende a ocorrer elevada deposição de material orgânico na superfície do solo, proporcionado pelo acúmulo de resíduos vegetais da própria cultura (HERNANI e SALTON, 2009; GUARESCHI et al., 2012; TORRES et al., 2015). No geral observou-se que todas as áreas estudadas apresentaram aumento da Ds em profundidade, fato que pode ser atribuído a condição menos estruturante das partículas do solo nas profundidades subsuperficiais.

Ao analisar os resultados dos atributos MaP, MiP e Pt na profundidade 0,00-0,05 m, foi possível observar que para o atributo MaP, as áreas de urucum, cupuaçu e floresta não apresentaram diferença significativa, ambas apenas diferiram significativamente da área cultivada com guaraná, de modo que a mesma apresentou menor valor de MaP em superfície. Este resultado pode ser explicado em virtude da maior densidade do solo encontrada na área de guaraná, uma vez que a mesma ocasiona redução na macroporosidade, conforme Chioderoli et al. (2012) e Cardoso et al. (2013). Importante ressaltar ainda em relação a variável MaP, que ambas as áreas avaliadas apresentaram condições favoráveis ao desenvolvimento das plantas, devido a todos os valores de MaP se apresentarem acima de 10 m³ m⁻³, o qual é definido como limitante ao crescimento radicular, (DEXTER, 1988). A única exceção se deu apenas para área cultivada com guaraná na profundidade 0,00-

0,05 e 0,05-0,10 m, onde se observou valores abaixo do padrão utilizado como referência. Diante de tal resultado, a redução dos macroporos abaixo de $10 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ pode restringir a transmissão de água e nutrientes através da zona radicular (BEVAN, 1980). Neste sentido, os presentes valores críticos de MaP encontrados na área de guaraná podem comprometer a drenagem e a difusão de oxigênio, limitando a respiração radicular e gerando menor exploração do solo pelas raízes das plantas (DREWRY et al., 1999).

Em relação a microporosidade (MiP) e porosidade total (Pt) ainda na profundidade 0,00-0,05 m, foi possível aferir que os maiores valores de microporos foram encontrados na área de guaraná, fato que também se atribui ao aumento da densidade do solo na respectiva profundidade avaliada. Quanto aos valores de Pt observou-se que os maiores valores ocorreram nas áreas cultivadas com guaraná, urucum e floresta, ambas não apresentando diferença estatística entre si.

Ao se analisar os mesmos atributos MaP, MiP e Pt, porém desta vez nas profundidades 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m, observou-se que os respectivos atributos apresentaram diferenças significativas, de modo que os maiores valores de MaP e Pt foram observados na área floresta para ambas profundidades. Vale ressaltar que a MaP e Pt é inversamente proporcional à densidade (CHIODEROLI et al., 2012) e que, desta forma, os valores de Pt maiores em proximidade à superfície do solo, geralmente são encontrados em áreas sob floresta nativa (LUCIANO et al., 2010 e MARTINKOSKI et al., 2017). Em relação a variável MiP foi possível observar que os maiores valores ocorreram na área sob cultivo de guaraná, em razão do manejo adotado para o solo nesta área.

Com base nas tabelas 1, 2 e 3, também foi possível observar que o atributo RSP, apresentou diferenças significativas, razão pela qual verificou-se que os maiores valores de RSP foram encontradas nas áreas cultivadas com guaraná e urucum respectivamente na profundidade 0,05-0,10 m, já os menores valores ocorreram nas áreas de floresta e cupuaçu na profundidade 0,00-0,05 m. É possível atribuir os maiores valores de RSP encontrados para as áreas de guaraná e urucum devido à baixa ação efetiva de preparo inicial do solo. Tais resultados corroboram com Vogel e Fei (2016), aos quais também atribuíram aos maiores valores obtidos de DS e RSP nas profundidades superficiais a baixa intensidade de preparo do solo. Ao adotar a classificação de Couto et al. (2016), a qual classifica valores ideais de resistência do solo a penetração, pode-se afirmar que as áreas estudadas em todas as profundidades apresentam RSP menores que 2 MPa, fato que caracteriza solos sem restrição ao crescimento radicular das plantas. No geral é viável se dar uma maior atenção as áreas de guaraná e urucum tendo em vista ambas terem apresentado valores de RSP mais elevados em comparação com as áreas de floresta e cupuaçu, em torno de 1,01 MPa.

Quando analisados os atributos relacionados a estrutura do solo DMG, DMP e IEA na profundidade de 0,00-0,05 m, observou-se que os maiores valores dos respectivos

atributos foram encontrados em áreas sob floresta, tal fato evidencia alto grau de agregação das partículas do solo. Os respectivos resultados corroboram com o trabalho realizado por Luciano et al. (2010), onde observaram melhor agregação do solo em mata natural, sugerindo que tal resultado pode ter sido influenciada pela maior atividade biológica. Os menores valores de DMG, DMP e IEA encontraram-se na área de cupuaçu (Tabela 1), isso indica que provavelmente o uso contínuo da área por longos 7 anos, sem adoção de nenhuma prática de manejo conservacionista ocasionou a desagregação das partículas do solo, aceleração na decomposição do carbono orgânico e os menores índices de estabilidade de agregados em relação as demais áreas estudadas. Quando analisados os mesmos atributos nas profundidades 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m respectivamente, observou-se menores valores dos atributos DMG, DMP e IEA nas áreas cultivadas guaraná, com exceção pontual para o atributo DMP na profundidade 0,05-0,10 m, onde as áreas de guaraná e floresta não apresentaram diferença significativa pelo teste Tukey. A outra exceção para a mesma variável se deu na profundidade 0,10-0,20 m onde observou-se que as áreas de guaraná e cupuaçu também não evidenciaram entre si diferenças significativas. Através dos resultados é possível aferir que a área sob cultivo do guaraná apresentou intensa ação de desagregação do solo em profundidade, fato que pode estar relacionado tanto ao tempo de uso da área para cultivo e/ou topografia do terreno.

Quando analisados os resultados das frações granulométrica observou-se predominância da fração silte em todas as áreas, assim como para todas as profundidades estudadas, com valores que variaram de 483,5 a 530,44 g kg⁻¹. Resultados semelhantes foram obtidos por BRITO et al., (2018) estudando a variabilidade espacial dos atributos físicos do solo em áreas sob usos com café, cacau e pastagem na região Sul do Amazonas.

Foi possível aferir ainda que para o atributo areia na profundidade 0,00-0,05 mm as áreas de guaraná e urucum não apresentaram diferença significativa entre si pelo teste Tukey (Tabela 1). Já nas profundidades 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m a área de urucum apresentou diferença significativa em relação as áreas de guaraná, cupuaçu e floresta (Tabela 2 e 3). Quando se avaliou os valores de argila, observou que as áreas de guaraná, cupuaçu e floresta não apresentaram diferença significativa entre si, no entanto as respectivas áreas diferiram da área de urucum na profundidade 0,00-0,05 mm. Já na profundidade 0,05-0,10 m as áreas de urucum e cupuaçu apresentaram maiores valores quando comparadas às áreas de guaraná e floresta, em seguida ao analisar os resultados na profundidade 0,10-0,20 m, as áreas de cupuaçu e floresta não apresentaram diferença significativa entre si pelo teste Tukey a nível de 0,05 probabilidade. Após análise geral dos resultados foi possível caracterizar os teores de areia, silte e argila como de textura média para todas as profundidades avaliadas.

Na Tabela 4 estão apresentados os valores da correlação de Pearson ao nível de 0,05 e 0,01 de significância, para os atributos físicos do solo de todas as áreas estudadas.

Foi possível observar que o atributo Ds apresentou correlação positiva com MiP ($r = 0,16$), Areia ($r = 0,48$) e RSP ($r = 0,59$). Em contrapartida os resultados indicaram que a Ds é afetada pelos atributos MaP ($r = -0,56$), Pt ($r = -0,22$), Ug ($r = -0,48$), IEA ($r = -0,13$) e Silte ($r = -0,51$), ambos apresentando correlação negativa (Tabela 4). Essas correlações evidenciaram que à medida que a Ds aumentou, simultaneamente ocorreu a elevação da MiP e RSP, tal fato indica que o processo de conversão floresta em áreas cultivadas está promovendo modificações na estrutura do solo, principalmente no aumento do índice de compactação, algo que pode comprovar tal indicativo é a ocorrência de correlação positiva da Ds com a areia, uma vez que solos arenosos são mais suscetíveis a compactação (DONAGEMMA et al., 2016), tais resultados também corroboram com os encontrados por Torres et al. (2015). Quanto a correlação negativa entre Ds com MaP, Pt, Ug, IEA e silte evidenciou efetivamente a diminuição da capacidade de aeração do solo em profundidade, influenciando a infiltração da água, conforme também observado por Hickmann et al. (2012).

Atributos	Ds	MaP	MiP	Pt	Ug	DMG	DMP	IEA	Areia	Silte	Argila	RSP
Ds	1,00	-0,56**	0,16**	-0,22**	-0,48**	-0,08 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,13*	0,48**	-0,51**	-0,06 ^{ns}	0,59**
Macro		1,00	-0,41**	0,20**	0,09 ^{ns}	0,02 ^{ns}	-0,02 ^{ns}	0,06 ^{ns}	-0,42**	0,45**	0,08 ^{ns}	-0,57**
Micro			1,00	0,70**	0,66**	0,22**	0,19**	0,22**	0,32**	-0,32**	-0,12*	0,45**
Pt				1,00	0,71**	0,23**	0,20**	0,23**	0,13*	-0,08 ^{ns}	-0,09 ^{ns}	0,14*
Ug					1,00	0,21**	0,15**	0,30**	-0,13*	0,12*	-0,004 ^{ns}	-0,04 ^{ns}
DMG						1,00	0,82**	0,81**	0,10 ^{ns}	-0,11*	0,012 ^{ns}	0,10 ^{ns}
DMP							1,00	0,62**	0,18**	-0,18**	-0,05 ^{ns}	0,13*
IEA								1,00	-0,16**	0,10 ^{ns}	0,21**	-0,01 ^{ns}
Areia									1,00	-0,87**	-0,50**	0,60**
Silte										1,00	0,11*	-0,59**
Argila											1,00	-0,18**
RSP												1,00

* = significativo ao nível de 5% de probabilidade; ** = significativo ao nível de 1% de probabilidade; ns = não significativo.

Tabela 4. Correlação de Pearson dos atributos físicos do solo em áreas sob conversão de floresta em áreas cultivadas no Sul do Amazonas.

Ao analisar a correlação de Pearson para o atributo MaP, observou-se que o presente atributo apresentou correlação positiva com Pt e Silte, porém obteve correlação negativa com os atributos MiP, Areia e RSP. Por outro lado, com base nos resultados foi possível aferir que o atributo MiP, apresentou correlação positiva para quase todos os atributos estudados, entre os quais Pt, Ug, DMG, DMP, IEA, Areia e RSP com exceção apenas dos atributos silte e argila a qual para ambos apresentou correlação negativa (Tabela 4). Importante ressaltar que correlação positiva causa efeito direto nos atributos, onde o

aumento do MiP irá proporcionar um aumento dos atributos correlacionados positivamente, tal aumento do atributo MiP causou evidentes modificações nos atributos físicos do solo, principalmente no estado de agregação, resultados semelhantes foram observados por Torres et al. (2015) e Cunha et al. (2017). Outro estudo destaca a importância em se avaliar os valores de MaP e MiP no solo, uma vez que a microporosidade, possui a função de retenção e armazenamento de água no solo, e a macroporosidade, cuja função é a de arejar e infiltrar a água no solo (NAGAHAMA et al., 2016).

Quando se analisou a correlação para o atributo Pt, verificou-se que o presente atributo seguiu a mesma tendência de correlação positiva da MiP, com exceção dos atributos silte e argila, a qual nesta condição o atributo Pt apresentou correlação não significativa com silte e argila, fato este que não ocorreu com o atributo MiP (Tabela 4).

A partir dos dados apresentados na Tabela 4, ainda foi possível aferir que o atributo Ug, apresentou correlação positiva com DMG ($r = 0,21$), DMP ($r = 0,15$), IEA ($r = 0,30$) e Silte ($r = 0,12$), em contrapartida demonstrou correlação negativa com Areia ($r = -0,13$) (Tabela 4). Ao analisar a correlação do atributo DMG e DMP é possível constatar que ambos apresentaram correlação negativa para silte e correlação positiva mais voltado para atributos ligados ao estado de agregação e condições de estruturação do solo. Quanto ao atributo IEA observou-se que o mesmo apresentou correlação positiva para argila ($r = 0,21$) e correlação negativa para areia ($r = -0,16$), no mesmo sentido foi possível observar correlação positiva do atributo areia com o atributo RSP e correlação negativa com silte e argila. Finalizando as análises da correlação diagnosticou-se ainda que os atributos silte e argila apresentaram correlação positiva entre si e correlação negativa com o atributo RSP.

Na análise multivariada, observou-se os atributos físicos do solo que sofreram maior alteração após o processo de conversão floresta para áreas cultivadas com espécies amazônicas. A adequação da análise fatorial mostrou-se significativo na profundidade 0,00-0,05 m com (KMO igual a 0,73), 0,05-0,10 m (KMO igual a 0,68) e na profundidade 0,10-0,20 m (KMO igual a 0,64), além de $p < 0,05$ para o teste de esfericidade de Barlett, o presente teste sugere que os dados dos atributos avaliados são adequados à análise fatorial (Tabela 5). O índice de KMO, também conhecido como índice de adequação da amostra, é um teste estatístico que sugere a proporção de variância dos itens que pode estar sendo explicada por uma variável latente (LORENZO-SEVA et al., 2011). Tal índice indica a quão adequada é a aplicação da Análises Fatoriais Exploratórias para o conjunto de dados (HAIR et al., 2005).

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 as três profundidades estudadas: 0,00-0,05; 0,05-0,10 e 0,10-0,20. O número de fatores extraídos foi estabelecido de forma a explicar acima de 70% da variância total dos dados (Tabela 5 e Figura 2). Segundo Ribas e Vieira (2011), objetivo da ACP é

atingido quando um número relativamente pequeno de componentes extraídos possuem a capacidade de explicar a maior parte da variabilidade nos dados originais.

De acordo com Manly (2008), foram consideradas somente as variáveis com autovalores acima de 1, pois são aquelas que geram componentes com quantidade relevante de informação das variáveis originais. Com base nisso, a profundidade 0,00-0,05 m apresentou autovalores da matriz de covariância de 3,05 na CP1 e 2,59 na CP2, na profundidade 0,05-0,10 m os autovalores da matriz foram de 3,01 na CP1 e 2,64 na CP2, já na profundidade mais subsuperficial de 0,10-0,20 m os autovalores da matriz de covariâncias foram de 2,59 na CP1 e 2,16 na CP2 (Tabela 5).

Profundidade 0,00-0,05 m			
Atributos	Variância comum	Fatores	
		PC1	PC2
Ds	0,44	0,78*	-0,02
MaP	0,30	-0,60*	-0,12
DMG	0,82	0,09	0,95*
DMP	0,72	0,15	0,90*
IEA	0,71	-0,04	0,91*
RSP	0,47	0,79*	0,11
Areia	0,73	0,83*	0,01
Silte	0,74	-0,86*	-0,04
	Autovalor	3,05	2,59
	Variância explicada (%)	40,68	29,79

Profundidade 0,05-0,10 m			
Atributos	Variância comum	Fatores	
		PC1	PC2
Ds	0,65	-0,71*	-0,21
MiP	0,80	0,84*	-0,11
Pt	0,75	0,92*	-0,06
DMG	0,79	0,02	0,95*
DMP	0,72	-0,02	0,91*
IEA	0,69	0,03	0,92*
Ug	0,91	0,98*	-0,003
	Autovalor	3,01	2,64
	Variância explicada (%)	42,98	37,66

Profundidade 0,10-0,20 m			
---------------------------------	--	--	--

Atributos	Variância comum	Fatores	
		PC1	PC2
MaP	0,42	-0,06	0,80*
Pt	0,34	-0,11	0,67*
DMG	0,90	0,96*	-0,15
DMP	0,87	0,93*	-0,13
IEA	0,67	0,89*	0,10
Areia	0,45	0,04	-0,75*
Silte	0,27	0,02	0,67*
Autovalor		2,59	2,16
Variância explicada (%)		59,17	20,65

Ds: densidade; MaP: macroporosidade; MiP: microporosidade; Pt: porosidade total; DMG: diâmetro médio geométrico; DMP: diâmetro médio ponderado; IEA: Índice de Estabilidade de Agregados; Ug: unidade gravimétrica; RPS: resistência do solo à penetração;

Tabela 5. Correlação entre cada componente principal das variáveis analisadas dos atributos físicos do solo nas três profundidades estudadas correspondentes as áreas sob conversão de floresta em áreas cultivadas no Sul do Amazonas - AM.

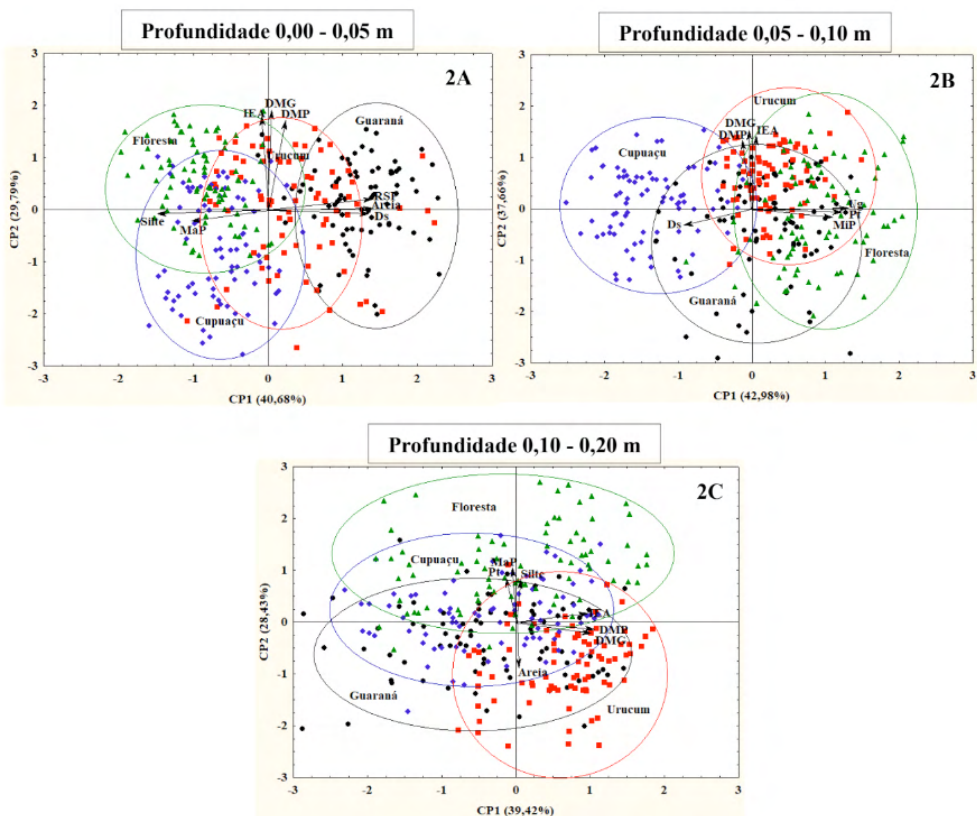


Figura 2. Análise de componentes principais dos atributos físicos do solo nas três profundidades estudadas correspondentes as áreas sob conversão de floresta em áreas cultivadas no Sul do Amazonas.

De forma detalhada o primeiro componente referente a profundidade 0,00-0,05 m explicou 40,68 % da variabilidade total dos dados, tal componente apresentou percentual de explicação para atributos mais voltados as características estruturais, mecânica e granulométrica do solo como: Ds, MaP, RSP, Areia e Silte, onde apenas a Ds, RSP e Areia se correlacionaram de maneira positiva (Tabela 5). A correlação inversa do atributo MaP com RP e Ds indica, que quanto maior for o volume de macroporos no solo, menores serão os valores de RP e Ds. De acordo com Melo (2018), essas alterações estão relacionadas as modificações sobre a relação massa volume do solo. Trabalhos também destacam que isso pode ocorrer em razão do processo de aproximação das partículas do solo provocada por causas naturais, como o fenômeno da reconsolidação (OLIVEIRA et al., 2013; VISCHI FILHO et al., 2017). O segundo componente principal teve percentual de explicação de 29,79 % da variabilidade dos dados, com características mais relacionada a condição de estabilidade dos agregados do solo como: DMG, DMP e IEA, sendo que ambos os atributos apresentaram correlação positiva (Tabela 5), resultados similares foram observados por Arcoverde et al. (2015). No geral os dois componentes principais na profundidade 0,00-0,05 m reteram um percentual da variância explicada de 70,47% (Tabela 5 e Figura 2).

Ao detalhar os componentes referente a profundidade 0,05-0,10 m, observou-se que os mesmos se comportara de maneira similar a profundidade anterior, de modo que o primeiro componente apresentou percentual de explicação para atributos mais voltados as características estruturais e granulométrica do solo, explicando 42,98 % da variabilidade total dos dados, entre eles a Ds, MiP, Pt e Ug, dentre estes apenas a Ds correlacionou-se de maneira negativa, já os demais atributos tiveram correlação positiva. O presente resultado indica que possivelmente o manejo inadequado está proporcionando consequência negativa sobre o solo. Estudos atuais afirmam que tais consequências levam ao declínio de sua estrutura, com alterações dos atributos físicos do solo, como porosidade total e macroporosidade (LANA et., 2017), microporosidade e densidade do solo (VISCHI FILHO et al., 2017), e resistência do solo à penetração das raízes (LIMA et al., 2017). O segundo componente teve percentual de explicação de 37,66 % da variabilidade dos dados, assim como a profundidade anterior apresentou tendência igualitária com características mais relacionada a condição de estabilidade dos agregados do solo como os atributos DMG, DMP e IEA, ambos apresentando correlação positiva. Os dois componentes principais nesta profundidade tiveram um percentual de variância explicada em torno de 80,64% (Tabela 5 e Figura 2).

Ao realizar análise dos componentes na profundidade 0,10-0,20 m, foi possível observar que diferente das profundidades anteriores o comportamento nas componentes CP1 e CP2 foi inverso, de modo que o primeiro componente explicou os atributos voltados a condição de estabilidade dos agregados do solo com percentual de 39,42 % da variabilidade dos dados. Já o segundo componente teve percentual de explicação de 28,66

%, porém com características mais direcionadas estruturais e granulométricas, onde nessa profundidade os atributos MaP, Pt e Silte se correlacionaram positivamente e o atributo Areia de forma negativa. No geral, ambos componentes principais nesta profundidade apresentaram percentual de variância explicada de 67,85% (Tabela 5 e Figura 2).

Na Figura 2, estão representados a análise de componentes principais, através da distribuição dos escores das diferentes áreas estudadas e da disposição das cargas fatoriais dos atributos físicos do solo formado pelos CP1 e CP2. Com base nos resultados, ao se analisar a profundidade 0,00-0,05 m, foi possível observar maior adensamento dos escores das áreas de guaraná e urucum no primeiro e quarto quadrante, o que discrimina que ambas as áreas obtiveram valores dos atributos RSP, Ds, areia, DMG, DMP e IEA, acima da média (Figura 2A). Por outro lado, as áreas cultivadas com cupuaçu e floresta ficaram mais distribuída no segundo e terceiro quadrante, com os atributos MaP e Silte valores abaixo da média (Figura 2A). Através dos resultados já é possível aferir uma intensa alteração nas propriedades físicas na profundidade superficial do solo para áreas guaraná e urucum, fato que não ocorre diretamente nas áreas de floresta e cupuaçu. Os resultados nas áreas de guaraná e urucum pode ser atribuído, principalmente, à predominância de áreas com solos de textura superficial arenosa, implicando, dessa forma, em baixa estabilidade de agregados e inicial indicativo de compactação do solo, que poderá comprometer a retenção e armazenamento de água no solo.

Ao analisar os resultados relacionados a profundidade 0,05-0,10 m, observou-se maior adensamento dos escores da área de urucum no primeiro e segundo quadrante, o que discrimina que a presente área obteve valores de DMG, DMP e IEA, acima da média (Figura 2B). Importante destacar que ao verificar o comportamento das áreas de floresta e guaraná, os resultados evidenciaram que as maiores concentrações dos escores ocorreram no primeiro e quarto quadrante, com discriminação acima da média dos atributos MiP, Pt e Ug. Quando analisada a área de cupuaçu identificou-se maior adensamento dos escores no segundo e terceiro quadrante, apresentando valor abaixo da média para o atributo Ds (Figura 2B).

Quando se analisou os componentes principais na profundidade 0,10-0,20 m, observou-se uma dispersão acentuada dos escores das áreas de guaraná, urucum, cupuaçu e floresta entre o primeiro ao quarto quadrante, o que discrimina que ambas as áreas obtiveram valores dos atributos MaP, Pt, DMG, DMP, IEA, areia e silte acima da média (Figura 2C).

4 | CONCLUSÕES

O processo de conversão de florestas em áreas cultivadas sem manejo adequado causou mudanças negativas nos atributos físicos do solo.

Os atributos que mais sofreram alterações na conversão de floresta em ambientes cultivados foram: Ds, MaP, MiP, Pt, RSP e IEA.

A área sob floresta se confirmou como a condição ideal para a manutenção da qualidade física do solo nas condições estudadas, ao passo que, apresentou maior expressão dos atributos físicos que condizem com sustentabilidade do sistema.

Através da análise multivariada foi possível aferir que as maiores alterações dos atributos físicos para as áreas estudadas ocorreram nas profundidades 0,00-0,05 e 0,05-0,10 m.

REFERÊNCIAS

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.

ALVARENGA, R. C.; FERNANDES, B.; SILVA, T. C. A.; RESENDE, M. Estabilidade de agregados de um Latossolo Roxo sob diferentes métodos de preparo do solo e de manejo da palha do milho. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 10, n. 2, p.273-277, 1986.

AQUINO, R. E.; CAMPOS, M. C. C.; JUNIOR, J. M.; OLIVEIRA, I. A.; TEIXEIRA, D. B.; CUNHA, J. M. 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. 2, p. 21-30, 2015.

AQUINO, R. E.; CAMPOS, M. C. C.; MARQUES JUNIOR, J.; 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. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, pp.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, Brasil. *Bioscience Journal*, v. 32, n. 1, p. 61-72, 2016.

BEVAN, K. The grandon underwood field drainage experiment. *Institute of Hidrology Report*, v. 65, n. 30, 1980.

BRASIL. Ministério das Minas e Energia. Projeto Radambrasil - Folha SB. 20, Purus. Rio de Janeiro, 1978. 561p.

BRITO, W. B. M.; CAMPOS, M. C. C.; MANTOVANELLI, B. C.; CUNHA, J. M.; FRANCISCON, U.; MARCELO SOARES, D.R. Spatial variability of soil physical properties in Archeological Dark Earths under different uses in southern Amazon. *Soil & Tillage Research*. v.182, p. 103-111, 2018.

CARDOSO, E. J. B. N.; VASCONCELLOS, R. L. F.; BINI, D.; MIYAUCHI, M. Y. H.; SANTOS, C. A. dos; ALVES, P. R. L.; PAULA, A. M. de; NAKATANI, A. S.; PEREIRA, J. de M.; NOGUEIRA, M. A. Soil health: looking for suitable indicators. What should be considered to assess the effects of use and management on soil health? *Scientia Agricola*, Piracicaba, v. 70, n. 4, p. 274-289, 2013.

CASTRO FILHO, C.; MUZILLI, O.; PODANOSCHI, A. L. Estabilidade dos agregados e sua relação com o teor de carbono orgânico em um Latossolo Roxo Distrófico, em função de sistemas de plantio, rotações de culturas e métodos de preparo das amostras. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 22, n. 3, p.527-538, 1998.

CHIODEROLI, C. A.; MELLO, L. M. M. de; NORONHA, R. H. de F.; PARIZ, C. M.; LIMA, R. C. Spatial and linear correlations between soil and corn. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 36, n. 3, p. 765-774, 2012.

COSTA, N. R.; ANDREOTTI, M.; LOPES, K. S. M.; YOKOBATAKE, K. L.; FERREIRA, J. P.; PARIZ, C. M.; BONINI, C. S. B.; LONGHINI, V. Atributos do Solo e Acúmulo de Carbono na Integração Lavoura-Pecuária em Sistema Plantio Direto. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 39, n. 3, p. 852-863, 2015.

CUNHA NETO, F. V.; PEREIRA, M. G.; LELES, P. S. S.; ABEL, E. L. S. Atributos químicos e físicos do solo em áreas sob diferentes coberturas florestais e pastagem em além Paraíba – MG. *Ciência Florestal*, v. 28, n. 1, p. 13-24, 2018.

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.

DEXTER, A. R. Advances in characterization of soil structure. *Soil & Tillage Research*, v. 11, n.3, p. 199-238, 1988.

DONAGEMMA, G. K.; FREITAS, P. L.; BALIEIRO, F. C.; FONTANA, A.; SPERA, S. T.; LUMBRERAS, J. F.; VIANA, J. H. M.; ARAÚJO FILHO, J. C.; SANTOS, F. C.; Caracterização, potencial agrícola e perspectivas de manejo de solos leves no Brasil. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v. 51, n. 9, p. 1003-1020, 2016.

DREWRY J. J.; LOWE J. A.; PATON R. J.; Effect of sheep stocking intensity on soil physical properties and dry matter production on a Pallic Soil in southland. *New Zealand Journal of Agricultural Research*, v. 42, n. 4, p. 493-499, 1999.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema brasileiro de classificação de solos. 3.ed. Revisada. Embrapa Solos Rio de Janeiro, 353p. 2013.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Manual de métodos de análise de solo. 2. ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solo, 2011. 230p.

FREITAS, L., CASAGRANDE, J. C., OLIVEIRA, I. A., CAMPOS, M. C. C., SILVA, L. S. Técnicas multivariadas na avaliação de atributos de um Latossolo vermelho submetido a diferentes manejos. *Brazilian Journal of Agricultural Sciences/Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, v. 10, n. 1, p.17-26, 2015.

FREITAS, L.; OLIVEIRA, I. A.; CASAGRANDE, J. C.; SILVA, L. S.; CAMPOS, M. C. C. Estoque de carbono de latossolos em sistemas de manejo natural e alterado. *Ciência Florestal*, v. 28, n. 1, p. 228-239, 2018.

GUARESCHI, R. F.; PEREIRA, M. G.; PERIN A. Deposição de resíduos vegetais, matéria orgânica leve, estoques de carbono e nitrogênio e fósforo remanescente sob diferentes sistemas de manejo no Cerrado goiano. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 36, n. 3, p. 909-920, 2012.

HAIR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. (2005). Análise multivariada de dados. A. S. Sant'Anna & A. C. Neto (Trad.). Porto Alegre: Bookman.

HERNANI, L. C.; SALTON, J. C.; Atributos de solo e produtividade de culturas em sistemas de manejo conduzidos por dezesseis anos. *Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento*, v. 54, p. 1-63, 2009.

HICKMANN, C.; COSTA, L. M.; SCHAEFER, C. E. G.; FERNANDES, R. B. A.; ANDRADE, C. L. T. Atributos físico-hídricos e carbono orgânico de um Argissolo após 23 anos de diferentes manejos. *Caatinga*, v. 25, n. 1, p. 128-36, 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, Viçosa*, v. 37, n. 2, p. 877-88, 2013.

KEMPER, W. D.; CHEPIL, W. S. Size distribution of aggregates. In: BLACK, C. A., EVANS, D. D., WHITE, J. L., ENSMINGER, L. E.; CLARK, F. E., eds. *Methods of soil analysis – Physical and mineralogical properties, including statistics of measurement and sampling*. Madison, American Society of Agronomy, p. 499-510. (Agronomy Series, 9), 1965.

LANA, R.M.Q.; DOMINGUES, L.A.S.; TORRES, J.L.R.; MAGESTE, J.G.; DE MORAES, E.R. Soil physical attributes and productivity of sugarcane under different cropping systems in the savannah goiano. *Australian Journal of Crop Science*, v.11, n. 2, p. 149–155, 2017.

LIMA, R.P.D.; SILVA, A.P.D.; GIAROLA, N.F.B.; SILVA, A.R.D.; ROLIM, M.M. Changes in soil compaction indicators in response to agricultural field traffic. *Biosystems Engineering*. v.162, p. 1–10, 2017.

LORENZO-SEVA, U.; TIMMERMAN, M. E.; KIERS, H. A. The hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, v.46, n. 2, p. 340-364, 2011.

LUCIANO, R. V.; BERTOL, I.; BARBOSA, F. T.; KURTZ, C.; FAYAD, J. A. Propriedades físicas e carbono orgânico do solo sob plantio direto comparados à mata natural, num Cambissolo Háplico. *Revista de Ciências Agroveterinárias*, v. 9, n. 1, p. 09-19, 2010.

MANLY, B. J. F. *Métodos estatísticos multivariados: uma introdução*. 3ª ed. Porto Alegre: Bookman; 2008.

MARTINKOSKI, L.; VOGEL, G. F.; JADOSKI, S. O.; WATZLAWICK, L. F.; *Qualidade Física do Solo Sob Manejo Silvopastoril e Floresta Secundária Floresta e Ambiente*. *Floresta e Ambiente*, v. 24, p. 1-9, 2017.

MELO, N. C. Atributos físicos do solo, crescimento e produtividade de cana-de-açúcar em solos submetidos à escarificação. 2018. 70p. Tese (Doutorado) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – UNESP, Jaboticabal, 2018.

NAGAHAMA, H. J.; GRANJA, G. P.; CORTEZ, J. W.; RAMOS, R. L.; ARCOVERDE, S. N. S. Efeitos da escarificação mecânica nos atributos físicos do solo e agrônômicos do capim elefante. *Revista Ceres*, v. 63, n. 5, p. 741–746, 2016.

OLIVEIRA, I.A.; CAMPOS, M.C.C.; FREITAS, L.; SOARES, M.D.R. Caracterização de solos sob diferentes usos na região sul do Amazonas. *Acta Amazônica*, v. 45, n. 1, p. 1-12, 2015.

OLIVEIRA, P. R.; CENTURION, J. F.; CENTURION, M. A. P. C.; ROSSETTI, K. V.; FERRAUDO, A. S.; FRANCO, H. B. J, PEREIRA, F. S. BÁRBARO JÚNIOR, L. S. Qualidade estrutural de um latossolo vermelho submetido à compactação. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 37, n. 3, p. 604–612, 2013.

REDIN, M; SANTOS, G. F; MIGUEL, P; DENEGA, G, L; LUPATINI, M; DONEDA, A; SOUZA, E. L. Impactos da queima sobre atributos químicos, físicos e biológicos do solo. *Ciência Florestal*, v. 21, n. 2, p. 381-392, 2011.

REIS, M. S., FERNANDES, A. R., GRIMALDI, C., DESJARDINS, T., GRIMALDI, M. Características químicas dos solos de uma topossequência sob pastagem em uma frente pioneira da Amazônia Oriental. *Revista de Ciência Agrária*. v.52, n.3. p.37-47, 2009.

RIBAS, J. R.; VIEIRA, P. R. da C. *Análise Multivariada com o uso do SPSS*. Rio de Janeiro: Editora Ciência Moderna. p. 272, 2011.

SILVA, C. J.; SANCHES, L.; BLEICH, M. E.; LOBO, F. A.; NOGUEIRA, J. S. Produção de serrapilheira no Cerrado e Floresta de Transição Amazônia-Cerrado do Centro-Oeste Brasileiro. *Acta Amazônica*, Manaus, v. 37, n. 4, p. 543–548, 2007.

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. 6, n. 2, p. 261-270, 2010.

SOUZA, G.S.; SOUZA, Z.M.; SILVA R.B.; BARBOSA, R.S.; ARAÚJO, F. S. Effects of traffic control on the soil physical quality and the cultivation of sugarcane. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 38, n. 1, p.135-146, 2014.

SPSS Inc. *Statistical Analysis Using SPSS*. Chicago. 2001.

TORRES, J. L. R.; PEREIRA, M. G. P.; ASSIS, R. L.; SOUZA, Z. M. Atributos físicos de um latossolo vermelho cultivado com plantas de cobertura, em semeadura direta. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 39, n. 2, p.428-437, 2015.

VIANA, E. T.; BATISTA, M. A.; TORMENA, C. A.; COSTA, A. C. S.; INOUE, T. T. Atributos físicos e carbono orgânico em Latossolo Vermelho sob diferentes sistemas de uso e manejo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, MG, v. 35, n.6, p. 2105-2114, 2011.

VISCHI FILHO, O. J.; SOUZA, Z. M.; SOUZA, G. S.; SILVA, R. B.; TORRES, J. L. R.; LIMA, M. E.; TAVARES, R. L. M. Physical attributes and limiting water range as soil quality indicators after mechanical harvesting of sugarcane. *Australian Journal of Crop Science*, v. 11, n. 2, p. 169–176, 2017.

VOGEL, G. F.; FEY, R. Resistência mecânica à penetração em diferentes sistemas de uso do solo. *Revista de Agricultura Neotropical*, v. 3, p. 21-26, 2016.

WARRICK, A.W. & NIELSEN, D.R. Sapatial variability of soil physical properties in the field. In: Hillel, D., ed. *Application of soil physics*. New York, Academic Press, 1980. p.319-345.

ESTABILIDADE DE AGREGADOS E ESTOQUE DE CARBONO SOB CONVERSÃO DE FLORESTA PARA DIFERENTES SISTEMAS DE CULTIVO NO SUL DO AMAZONAS, BRASIL

Data de aceite: 01/04/2022

Data de submissão: 03/03/2022

Fernando Gomes de Souza

Doutor em Agronomia Tropical - Universidade Federal de Roraima

Milton César Costa Campos

Doutor em Ciência do Solo – Universidade Federal da Paraíba

José Maurício da Cunha

Doutor em Física Ambiental - Universidade Federal do Amazonas

Thalita Silva Martins

Graduada em Agronomia - Universidade Federal do Amazonas

Alan Ferreira Leite de Lima

Mestre em Agronomia Tropical – Universidade Federal do Amazonas

Wildson Benedito de Mendes Brito

Mestre em Agronomia Tropical - Universidade Federal do Amazonas

RESUMO: Ao longo dos anos o processo de conversão de ecossistemas naturais em áreas cultivadas, assim como sistemas de uso e manejo dos solos tem proporcionado alterações na estabilidade de agregados e nos teores de estoques de carbono dos solos. O presente trabalho teve como objetivo avaliar a estabilidade de agregados e estoque de carbono em áreas sob conversão de floresta para diferentes

sistemas de cultivo, utilizando técnicas de estatística tradicional univariada, multivariada e geoestatística. Foram estabelecidas malhas de acordo com as dimensões do cultivo, nas áreas de floresta e guaraná estabeleceu-se malhas de 90 x 70 m e espaçamento regular entre os pontos amostrais de 10 x 10 m, na área de urucum a malha estabelecida foi de 90 x 56 m e espaçamento de 10 x 8 m, já para área de cupuaçu a malha apresentou dimensões de 54 x 42 m, com espaçamento entre os pontos amostrais de 6 x 6 m. Após delimitadas as malhas foram coletadas amostras nos pontos de cruzamento das malhas, nas profundidades de 0,00-0,05; 0,05-0,10; e 0,10-0,20 m, com 80 pontos amostrais em cada área, e totalizando 240 amostras por área. Em cada ponto amostral, coletou-se amostras com estrutura preservada em forma de torrão para determinação da estabilidade dos agregados, textura do solo e carbono orgânico, perfazendo um total de 960 amostras nas quatro áreas avaliadas. O processo de conversão influenciou o estado de agregação do solo, avaliado pelo aumento da dispersão da fração argila e diminuição dos valores DMP, DMG e classes de agregados > 2,00 mm; Os atributos avaliados nas respectivas áreas estudadas se mostraram nos limites do grau de dependência espacial, apresentando dependência variando entre moderada a forte; Na análise multivariada, as áreas de floresta e cupuaçu apresentaram comportamentos semelhantes, com valores de CO, EC, silte, argila e classes de agregados 2 – 1 mm, < 1mm e IEA, acima da média.

PALAVRAS-CHAVE: Ecossistemas naturais, agregação do solo, sistemas de uso e manejo.

AGGREGATE STABILITY AND CARBON STOCK UNDER FOREST CONVERSION TO DIFFERENT CULTIVATION SYSTEMS IN SOUTHERN AMAZONAS, BRAZIL

ABSTRACT: In recent years, the process of converting natural ecosystems into cultivated areas, as well as land use and management systems soil, has provided changes in the stability of aggregates and soil carbon stock. The present work aimed to evaluate the stability of aggregates and carbon stock in areas under forest conversion for different cropping systems, using traditional univariate, multivariate and geostatistical statistical techniques. Were established meshes according to the dimensions of cultivation, in the areas of forest and guaraná were established meshes of 90 x 70 m and regular spacing between the sample points of 10 x 10 m, in the area of annatto the established mesh was of 90 x 56 m and spacing of 10 x 8 m, already for area of cupuaçu the mesh had dimensions of 54 x 42 m, with spacing between the sample points of 6 x 6 m. After delimiting the meshes samples were collected at the crossing points of the meshes, at depths of 0.00-0.05; 0.05-0.10; and 0.10-0.20 m, with 80 sampling points in each area, and totaling 240 samples per area. At each sample point, samples were collected with preserved structure in the form of clod to determine the stability of the aggregates, soil texture and organic carbon, making a total of 960 samples in the four areas evaluated. The conversion process influenced soil aggregation, evaluated by increasing clay fraction dispersion and decrease in values DMP, DMG and aggregate classes > 2.00 mm; The attributes evaluated in the respective areas studied were within the limits of the degree of spatial dependence, presenting dependence ranging from moderate to strong; In the multivariate analysis, the forest and cupuaçu areas presented similar behavior, with values of CO, EC, silt, clay and classes of aggregates 2 - 1 mm, <1mm and IEA, above average.

KEYWORDS: Natural ecosystems, soil aggregation, systems of use and management.

1 | INTRODUÇÃO

Atualmente a ocupação e substituição de áreas antes florestadas por áreas agrícolas sem o devido conhecimento e a inobservância de critérios técnicos, tem sido um dos principais problemas na região amazônica. Neste sentido, a conversão de ambientes naturais em sistemas agropecuários, especialmente sistemas de monocultivo, tem provocado alterações no solo (SILVA et al., 2007; FREITAS et al., 2015).

Dentre as propriedades do solo que mais sofrem alterações pelo uso e manejo, está a estrutura, associado a formação de camadas compactadas com a diminuição de macroporos, tamanho de agregados, taxa de infiltração de água e aumento da resistência à penetração do sistema radicular e densidade (HOU et al., 2012; SOUZA et al., 2014; COSTA et al., 2015). Estudos também tem demonstrado que o estoque de carbono no solo tem sido afetado de modo significativo pelos sistemas de uso e manejo do solo (CAMPOS et al., 2016; CUNHA et al., 2017). De modo que, o cultivo intensivo, aliado à alta taxa de revolvimento, é responsável pela redução do conteúdo de matéria orgânica do solo, que é um dos principais agentes de formação e estabilização dos agregados (CASTRO FILHO

et al., 1998).

A quantificação das alterações na estabilidade de agregados do solo pode fornecer resultados que propiciem uma produção agrícola com bases mais sustentáveis. Para que haja otimização de produtividade de culturas é necessária atenção e manutenção do bom estado de agregação, estabilidade e, conseqüentemente, boa estrutura (OLIVEIRA et al., 2013). Diante do exposto, a estabilidade de agregados, como atributo físico, torna-se fundamental na avaliação da qualidade estrutural, visto que a mesma é sensível a variações no uso do solo, podendo identificar possíveis alterações promovidas pela conversão da floresta em áreas agrícolas.

Para a interpretação das variações nos atributos físicos dos solos é necessário a utilização dos métodos estatísticos. Os métodos univariados apresentam limitações, já que o comportamento dos atributos é interpretado isoladamente, não levando em conta interação com os demais atributos presentes (SILVA et al., 2010). Neste sentido, através da técnica de análise multivariada é possível explicar o máximo de intercorrelação entre as variáveis, e descobrir quais delas contribuem mais para a caracterização e/ou, alteração do solo. Auxiliando na tomada de decisão para o emprego do manejo adequado, tendo como base o comportamento dos atributos do solo, e indicando quais atributos sofrem maior alteração com a ação antrópica (OLIVEIRA et al., 2015).

Assim, o presente trabalho teve como objetivo avaliar a estabilidade de agregados e estoque de carbono em áreas sob conversão de floresta para diferentes sistemas de cultivo, utilizando técnicas de estatística tradicional univariada, multivariada e geoestatística.

2 | MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Localização e caracterização da área de estudo

O estudo foi desenvolvido em duas propriedades rurais que fazem parte do Assentamento São Francisco localizado no município de Canutama, Amazonas, Brasil sob as coordenadas geográficas de referência (8° 13' 23" S; 64° 00' 50" W) e (8° 13' 25" S; 64° 00' 23" W), para ambas as propriedades. Foram selecionadas quatro áreas, sendo três áreas sob diferentes cultivos: Urucum (*Bixa orellana* L.), Cupuaçu (*Theobroma grandiflorum* (Willd. ex. Spreng) Schum), Guaraná (*Paullinia cupana* (Mart.) Ducke) e mais área de floresta (Figura 1).

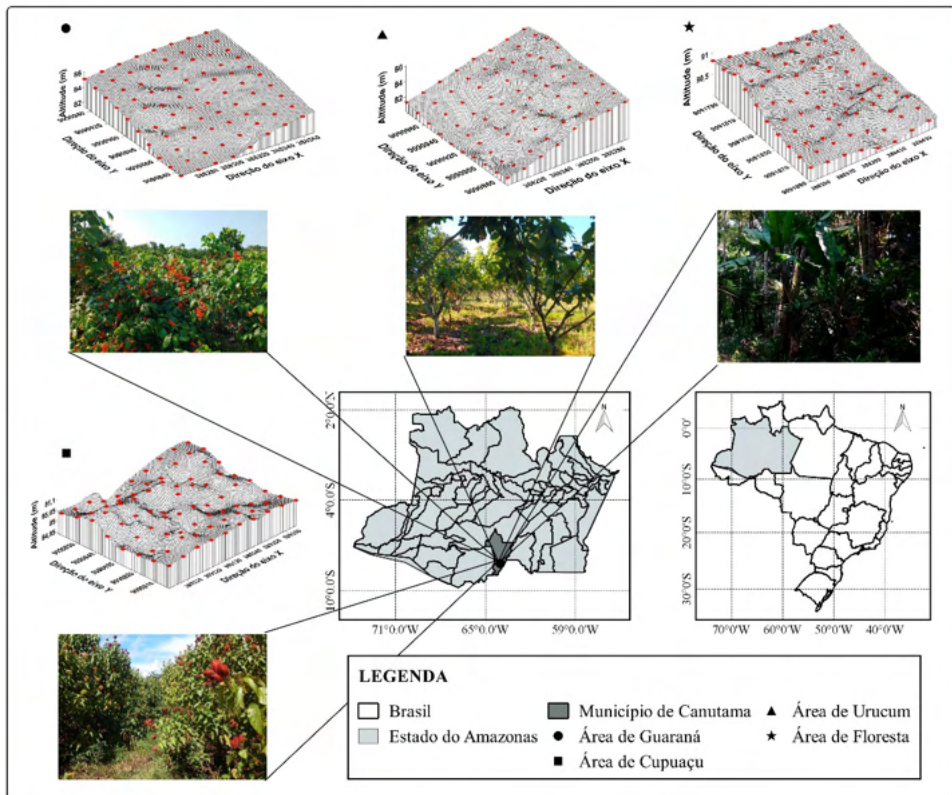


Figura 1. Localização e modelo de elevação digital das áreas com guaraná, cupuaçu, urucum e floresta, no município de Canutama, região sul do Amazonas - AM.

O solo da área de estudo foi classificado como Argissolo Vermelho-Amarelo localizados na Planície Amazônica entre os rios Purus e Madeira, a mesma está associada a sedimentos aluviais recentes e antigos, do período Quaternário, caracterizadas pela presença de relevos tabulares de grandes dimensões, definidos por talwegues de aprofundamento muito fraco, isto é, o relevo apresenta declives muito suaves, e a drenagem natural é deficiente (EMBRAPA, 2013). No que se refere à caracterização climática, o clima da região é Tropical Chuvoso, apresentando um período seco de pequena duração. A pluviosidade média parcial varia entre 2250 e 2750 mm ao ano, com período chuvoso entre outubro e junho. As temperaturas médias anuais variam entre 25 e 27° C e a umidade relativa do ar entre 85 e 90% (BRASIL, 1978).

Foram selecionadas quatro áreas com diferentes sistemas de usos tradicionais nesta região da Amazônia (Figura 1), a saber:

a) Guaraná e urucum: área cultivada com guaraná há 7 anos e urucum a cerca de 3 anos, ambas áreas apresentam declividade média em torno de 3%. As respectivas áreas são oriundas de derrubada e queima da floresta, com consequente realização

de destoca manual para limpeza da área no primeiro ano de cultivo, sem realizar adubação e calagem durante todo o período de cultivo. Para controle das plantas daninhas nas áreas é utilizado roçadeira motorizada e pulverização com herbicidas glifosato para controle do sapé (*Imperata brasiliensis*).

b) Cupuaçu: área cultivada há 7 anos, no processo de conversão floresta/cultivo de cupuaçu realizou derrubada e queima da floresta para limpeza da área no primeiro ano de cultivo, sem realizar adubação e calagem durante todo o período de cultivo, porém há acumulação de biomassa da cultura em grande quantidade. Para controle das plantas daninhas somente é utilizado roçadeira motorizada.

d) Floresta: Floresta tropical Ombrófila densa, cujo a vegetação é perenifólia caracterizada pela presença de fanerófitos (plantas cujas gemas de renovação se encontram a mais de 25 cm do solo), além de ser constituída por árvores adensadas e multiestratificadas entre 20 a 50 metros de altura.

2.2 Metodologia de campo

Foram estabelecidas malhas de acordo com as dimensões do cultivo. Nas áreas de guaraná e floresta foram estabelecidas malhas 90 x 70 m com espaçamento regular entre os pontos amostrais de 10 x 10 m, na área de urucum a malha estabelecida foi de 90 x 56 m com espaçamento entre os pontos amostrais de 10 x 8 m, já para área de cupuaçu a malha apresentou dimensões de 54 x 42 m, com espaçamento regular entre os pontos amostrais de 6 x 6 m. As amostras foram coletadas nos pontos de cruzamento das malhas, nas profundidades de 0,00-0,05; 0,05-0,10; e 0,10-0,20 m, com 80 pontos amostrais em cada área, e totalizando 240 amostras por área. Os pontos foram georreferenciados com um equipamento de GPS Garmin modelo Etrex (*Datum South American'69*).

Em cada ponto amostral, foram coletadas amostras com estrutura preservada em forma de torrão nas três camadas avaliadas para determinação da estabilidade dos agregados, granulometria do solo e carbono orgânico, perfazendo um total de 960 amostras nas quatro áreas avaliadas. As amostras foram secas à sombra e levemente destorroadas, de forma manual, passado as mesmas em peneira de 9,51 mm de diâmetro de malha, separando-se o material retido na peneira de 4,76 mm para as análises relativas à estabilidade de agregados. Já as amostras retidas na peneira de 2,00 mm foram utilizadas para análises de textura do solo e carbono orgânico.

2.3 Determinações e análises em laboratório

A determinação da estabilidade dos agregados do solo foi realizada pelo método de peneiramento úmido. A separação e estabilidade dos agregados foi determinado segundo Kemper & Chepil (1965), com modificações nas seguintes classes de diâmetro: 4,76-2,0 mm; 2,0-1,0 mm; 1,0-0,50 mm; 0,50-0,25 mm; 0,25-0,125; 0,125-0,063 mm.

Os agregados provenientes da peneira de 4,76 mm foram colocados em contato

com a água sobre a peneira de 2,0 mm e submetidos à agitação vertical em aparelho Yoder (SOLOTEST, Bela Vista, São Paulo, Brasil) por 15 min e com 32 oscilações por minuto. O material retido em cada classe das peneiras foi colocado em estufa a 105 °C, em seguida mensurada as respectivas massas em balança digital. Os resultados foram expressos em porcentagem dos agregados retidos em cada uma das classes das peneiras para > 2 mm, 2-1 mm e < 1 mm, e posteriormente foram calculados os valores de diâmetro médio ponderado (DMP) e índice de estabilidade de agregados (IEA) da classe < 0,25 mm, ambos através da fórmula proposta por CASTRO FILHO et al. (1998), o diâmetro médio geométrico (DMG) foi calculado segundo SCHALLER & STOCKINGER (1953), citados por ALVARENGA et al. (1986), de acordo com as equações:

$$DMP = \frac{\sum_{i=1}^N n_i D_i}{\sum n_i} \quad (1)$$

$$DMG = 10^{\frac{\sum_{i=1}^N n_i \log D_i}{\sum n_i}} \quad (2)$$

em que:

n_i é a porcentagem de agregados retidos em uma determinada peneira, D_i é o diâmetro médio de uma determinada peneira e N é o número de classes de peneiras.

$$IEA = \left(\frac{MS-wp0,25-areia}{MS-areia} \right) 100 \quad (3)$$

em que:

MS – massa seca da amostra, g;e; wp0,25 – massa dos agregados da classe < 0,25 mm, g.

A análise textural foi realizada pelo método da pipeta, utilizando solução de NaOH 0,1 N como dispersante químico e agitação mecânica em aparato de alta rotação por 15 min, seguindo metodologia proposta pela EMBRAPA (2011). A fração argila foi separada por sedimentação, a areia por tamisação e o silte foi calculado pela diferença.

O carbono orgânico (CO) foi determinado pelo método de Walkley-Black, modificado por YEOMANS & BREMNER (1988). Já o estoque de carbono (EC) foi definido pela equação:

$$EC = D_s \times h \times CO \quad (4)$$

em que:

EC = estoque de carbono (Mg ha⁻¹);

D_s = densidade do solo (g cm⁻³);

h é a espessura da camada de solo amostrada (cm);

CO = teor de CO (%).

Para complementação dos trabalhos realizou-se a análise da argila dispersa em água (ADA) para determinação do grau de floculação (GF) e grau de dispersão (GD), conforme EMBRAPA (2011).

2.4 Análises estatísticas

Após a determinação dos atributos físicos relacionados com a estabilidade de agregados e carbono orgânico, foram realizadas análises estatística descritiva onde foram calculados a média e o coeficiente de variação. De modo que 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.

Posteriormente foram feitas análise estatística univariada e multivariada. A análise de variância univariada (ANOVA) foi utilizada para verificar se existe diferença entre as áreas estudadas, para saber qual área é diferente da outra e comparar as médias dos atributos, utilizando o teste de Tukey a 5 % de probabilidade, por meio do software SPSS 21 (SPSS Inc., 2001). Em seguida foi utilizada a análise de variância multivariada (MANOVA), através da análise fatorial, a fim de encontrar significância estatística dos conjuntos dos atributos do solo que mais discriminam os ambientes, com referência ao ambiente sob floresta, obtendo como resposta atributos que sofrem maior influência sobre o uso do solo.

A adequação 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 Barlett, ao qual se pretende rejeitar a igualdade entre a matriz correlação com a identidade. A extração dos fatores foi feita pelas componentes principais, incorporando as variáveis que apresentaram comunalidades igual ou superior a cinco. A escolha do número de fatores a ser utilizados foi feita pelo critério de Kaiser (fatores que apresentam autovalores superior a 1). A fim de simplificar a análise fatorial, foi feita a rotação ortogonal (*Varimax*) dos fatores e representada em um plano fatorial das duas componentes.

A análise geostatística foi realizada com base no semivariograma experimental, estimado pela equação:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (5)$$

em que:

$\hat{\gamma}(h)$ o valor da semivariância para uma distância h ; $n(h)$ o número de pares envolvidos no cálculo da semivariância; $Z(x_i)$ o valor do atributo Z na posição x_i ; e $Z(x_i + h)$ o valor do atributo Z separado por uma distância h da posição x_i .

O ajuste dos semivariogramas foram feitos com base no melhor coeficiente de

determinação (R^2) e validação cruzada (VC), estimados pelo Software GS+ 7.0 (GAMMA DESIGN, 2004). Para a análise do grau de dependência espacial (GDE) dos atributos em estudo, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), em que as propriedades do solo são consideradas com dependência espacial forte se a razão do efeito pepita (C_0) em relação ao patamar (C_0+C_1) for menor que 25%. Se a razão estiver entre 26 a 75%, a dependência espacial é considerada moderada, enquanto que, se a propriedade do solo for maior que 75% a aproximadamente 95%, classificam-se como dependência espacial fraca.

3 | RESULTADOS E DISCUSSÃO

A estatística descritiva, assim como análise de variância para os atributos avaliados em áreas cultivadas com guaraná, urucum e cupuaçu em comparação com a área de floresta estão apresentadas nas tabelas 1, 2 e 3, para as respectivas profundidades 0,00-0,05 m, 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m. Observou-se que a maioria dos atributos apresentam valores positivos de curtose, com exceção da área de cupuaçu na profundidades 0,00-0,05 m e guaraná, cupuaçu e floresta na profundidades 0,10-0,20 m. Os coeficientes de assimetria dos atributos avaliados apresentaram valores próximos à zero. Quanto aos resultados referentes ao teste Kolmogorov-Smirnov os mesmos indicaram normalidade para todos os atributos avaliados em todas as profundidades estudadas.

O CO, EC, DMG, DMP, IEA, frações granulométricas e as classes de agregados exibiram valores de média e mediana muito próximos, para todos os atributos e em suas respectivas profundidades, o que justifica as distribuições normais. A única exceção se deu para os atributos de GF e GD nas profundidades 0,00-0,05 m e 0,05-0,10 m, respectivamente na área cultivada com urucum (Tabela 2 e 3). Apesar dos atributos GF e GD apresentarem valores de média e mediana não muito próximos, os mesmos apresentaram distribuição normal.

Com base nos resultados apresentados nas tabelas 1, 2 e 3, quando analisados os resultados de CO e EC foi possível observar que houve diferenças significativas entre todas as áreas analisadas, com maiores valores encontrados na área sob cultivo de cupuaçu nas profundidades 0,00-0,05 m e 0,05-0,10 m, com exceção da profundidade de 0,10-0,20 m, a qual a área de floresta apresentou maior valor. No geral observou-se diminuição do CO e EC em profundidade, com exceção apenas para os teores de EC nas áreas de floresta e guaraná na profundidade de 0,10-0,20 m.

Estatística Descritiva	CO	EC	DMG	DMP	Classes %			IEA	GF	GD	Areia	Silte	Argila
	g kg ⁻¹	t ha ⁻¹	----- mm -----		>2,00	2,0-1,0	<1,00	----- % -----			----- g kg ⁻¹ -----		
Guaraná													
Média	14,04 d	7,99 b	2,79 a	3,19 a	94,38 a	0,82 bc	4,80 b	93,92 b	78,93 a	21,07 a	390,03 a	392,99 c	216,98 a
Mediana	14,04	7,99	2,81	3,19	94,53	0,82	4,63	94,54	80,28	19,72	389,92	391,99	216,00
DP	2,94	1,82	0,24	0,07	3,21	0,40	1,71	3,09	8,41	8,41	47,98	40,63	32,04
CV (%)	20,93	22,83	8,74	2,12	3,42	48,69	35,72	3,29	10,66	39,93	12,30	10,36	14,87
Assimetria	-0,03	0,21	-1,30	-0,56	-1,43	0,76	0,57	-1,64	-1,08	1,08	0,08	0,22	-0,45
Curtose	-0,60	-0,65	2,32	0,09	2,63	0,46	0,06	3,90	1,71	1,71	-0,53	-0,30	-0,05
K-S	0,09*	0,07*	0,11*	0,11*	0,12*	0,15*	0,13*	0,12*	0,16*	0,16*	0,06*	0,09*	0,13*
Urucum													
Média	16,52 c	8,79 b	2,76 a	3,18 a	94,77 a	0,70 c	4,53 b	92,87 b	76,60 ab	23,40 a	378,10 a	445,29 b	176,61 b
Mediana	16,36	8,57	2,80	3,20	94,64	0,70	4,53	93,71	60,73	39,27	375,10	442,29	175,61
DP	3,28	2,38	0,27	0,09	4,12	0,42	1,83	4,17	13,90	13,90	51,94	56,11	40,27
CV (%)	19,86	27,08	9,89	2,88	4,41	59,18	40,38	4,49	23,45	34,12	13,85	12,69	22,93
Assimetria	0,44	1,13	-0,84	-1,52	-1,32	0,85	0,92	-1,09	0,21	-0,21	0,57	0,25	-0,11
Curtose	0,05	1,45	0,01	2,84	1,11	0,29	0,92	0,60	0,88	0,88	-0,43	0,04	-1,04
K-S	0,12*	0,11*	0,16*	0,17*	0,19*	0,14*	0,17*	0,15*	0,16*	0,16*	0,10*	0,10*	0,12*
Cupuaçu													
Média	23,42 a	11,18 a	2,53 b	3,08 b	91,17 b	1,15 a	7,68 a	91,12 c	68,55 c	31,45 a	263,77 b	519,49 a	216,74 a
Mediana	23,42	11,18	2,53	3,08	90,81	1,13	7,68	91,58	68,44	29,83	265,50	519,64	209,20
DP	6,25	3,28	0,25	0,10	3,66	0,54	2,64	3,96	10,46	7,62	34,15	43,03	33,42
CV (%)	26,70	29,28	9,90	3,41	4,04	46,80	34,37	4,34	15,71	25,41	13,00	8,28	15,52
Assimetria	0,12	0,21	-0,16	-0,31	-0,41	0,55	0,21	-0,94	-0,82	1,79	0,24	0,13	-0,01
Curtose	-0,29	-0,41	-0,88	-0,80	-0,57	-0,55	-0,93	0,55	-0,44	4,61	-0,83	-0,38	-0,33
K-S	0,10*	0,07*	0,08*	0,10*	0,10*	0,13*	0,09*	0,09*	0,25*	0,38*	0,09*	0,04*	0,14*
Floresta													
Média	20,22 b	8,66 b	2,82 a	3,20 a	94,52 a	0,98 ab	4,51 b	95,64 a	72,91 a	27,09 a	252,19 b	530,44 a	217,37 a
Mediana	20,34	8,62	2,85	3,20	94,54	0,96	4,51	95,80	73,26	26,74	252,00	529,01	215,37
DP	3,59	1,94	0,23	0,07	2,91	0,59	1,84	2,05	4,56	4,56	26,12	37,53	31,96
CV (%)	17,76	22,45	8,26	2,17	3,09	60,17	40,76	2,14	6,25	16,83	10,48	7,09	14,84
Assimetria	0,43	0,62	-0,58	-0,28	-1,00	1,10	0,38	-0,74	-0,43	0,43	0,03	-0,02	-0,59
Curtose	0,46	1,69	0,05	-0,71	1,51	1,87	-0,52	0,52	-0,49	-0,49	0,13	0,83	0,98
K-S	0,09*	0,08*	0,07*	0,07*	0,08*	0,15*	0,07*	0,08*	0,13*	0,13*	0,07*	0,07*	0,15*

DP: desvio padrão; CV: coeficiente de variação (%); K-S: teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov. * Significativo a 5% de probabilidade; CO: carbono orgânico; EC: estoque de carbono; DMG: diâmetro médio geométrico; DMP: diâmetro médio ponderado; IEA: Índice de Estabilidade de Agregados; GF: Grau de Flocculação; GD: Grau de Dispersão. Médias seguidas pela mesma letra minúscula na coluna não diferem entre si pelo teste de Tukey ($p < 0,05$).

Tabela 1. Teste de média e estatística descritiva dos atributos do solo na profundidade de 0,00-0,05 m para as áreas com diferentes usos no sul do Amazonas - AM.

Estatística Descritiva	CO	EC	DMG	DMP	Classes %			IEA	GF	GD	Areia	Silte	Argila
	g kg ⁻¹	t ha ⁻¹	----- mm -----		>2,00	2,0-1,0	<1,00	----- % -----			----- g kg ⁻¹ -----		
Guaraná													
Média	12,11 d	6,63 c	2,44 c	2,96 bc	86,17 b	2,77 a	11,06 a	91,12 b	69,42 a	30,58 a	363,61 b	410,86 b	225,53 c
Mediana	11,82	6,47	2,51	3,01	86,85	3,17	10,49	92,49	68,57	31,43	357,30	407,16	228,65
DP	2,55	1,31	0,43	0,24	7,28	1,18	5,33	5,07	4,73	4,73	41,52	39,93	52,07
CV (%)	21,02	19,74	17,42	8,00	8,45	39,62	48,14	5,56	6,81	15,47	11,42	9,68	23,09
Assimetria	0,45	0,33	-0,97	-1,32	-1,13	0,54	1,35	-1,74	-0,72	0,72	0,47	0,05	-0,20
Curtose	-0,16	-0,55	0,75	1,79	1,18	0,45	1,95	3,37	1,17	1,17	-0,33	1,53	0,48
K-S	0,09*	0,11*	0,13*	0,14*	0,15*	0,14*	0,19*	0,16*	0,25*	0,25*	0,08*	0,10*	0,10*
Urucum													
Média	16,16 b	8,62 b	2,81 a	3,16 a	93,63 a	1,39 b	4,98 c	94,64 a	59,27 a	40,73 a	383,86 a	320,14 c	296,00 ab
Mediana	16,66	8,66	2,85	3,19	94,14	1,04	4,70	94,86	78,05	21,95	385,90	320,73	296,00
DP	2,24	1,43	0,24	0,11	3,54	1,08	2,11	2,33	4,62	4,62	51,56	34,42	48,64
CV (%)	13,86	16,63	8,63	3,45	3,79	77,60	42,37	2,46	6,03	19,75	13,32	10,65	16,43
Assimetria	-0,51	-0,35	-0,83	-1,20	-1,03	1,28	0,57	-0,66	-1,48	1,48	0,45	0,01	-0,15
Curtose	-0,15	0,32	0,33	1,30	0,68	0,87	-0,58	0,20	2,12	2,12	-0,51	-0,34	-0,83
K-S	0,12*	0,07*	0,09*	0,12*	0,11*	0,17*	0,08*	0,09*	0,32*	0,32*	0,12*	0,09*	0,11*
Cupuaçu													
Média	23,30 a	13,38 a	2,59 b	3,04 b	89,17 b	3,49 a	7,35 b	93,74 a	57,78 a	42,22 a	284,69 c	418,06 b	297,25 a
Mediana	23,30	13,27	2,60	3,05	89,11	2,69	7,35	94,05	56,81	43,19	286,70	415,20	303,20
DP	3,10	2,05	0,26	0,16	6,10	1,75	2,53	2,45	5,71	5,71	29,96	59,37	43,52
CV (%)	13,30	15,33	9,87	5,20	6,92	58,02	34,44	2,61	9,88	13,52	10,53	14,20	14,64
Assimetria	-0,22	0,39	-0,68	-1,13	-1,40	1,15	0,54	-0,76	1,46	-1,46	-0,20	0,98	-0,74
Curtose	0,07	0,35	0,85	1,02	2,15	1,13	0,08	0,79	3,70	3,70	0,31	1,29	0,22
K-S	0,11*	0,09*	0,10*	0,15*	0,16*	0,15*	0,14*	0,08*	0,25*	0,25*	0,06*	0,09*	0,10*
Floresta													
Média	13,66 c	6,53 c	2,52 bc	2,94 c	87,61 b	3,58 a	8,81 b	93,67 a	66,14 a	33,86 a	238,88 d	483,25 a	277,87 b
Mediana	13,66	6,53	2,52	2,96	85,60	3,58	8,81	94,09	68,20	34,49	238,00	483,40	276,94
DP	2,65	1,45	0,31	0,26	8,82	2,19	3,73	2,66	9,28	6,68	24,09	45,85	39,81
CV (%)	19,42	22,22	12,33	8,91	10,32	61,00	42,34	2,83	13,61	19,36	10,08	9,54	14,33
Assimetria	-0,20	-0,03	0,00	-0,91	-0,82	0,35	0,14	-0,63	0,47	-0,40	0,21	-0,17	0,21
Curtose	0,21	-0,10	-0,56	0,47	0,20	-0,61	-0,88	-0,12	-0,23	0,68	0,13	-0,35	0,00
K-S	0,11*	0,09*	0,15*	0,11*	0,10*	0,10*	0,09*	0,11*	0,20*	0,16*	0,06*	0,08*	0,10*

DP: desvio padrão; CV: coeficiente de variação (%); K-S: teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov. * Significativo a 5% de probabilidade; CO: carbono orgânico; EC: estoque de carbono; DMG: diâmetro médio geométrico; DMP: diâmetro médio ponderado; IEA: Índice de Estabilidade de Agregados; GF: Grau de Floculação; GD: Grau de Dispersão. Médias seguidas pela mesma letra minúscula na coluna não diferem entre si pelo teste de Tukey ($p < 0,05$).

Tabela 2. Teste de média e estatística descritiva dos atributos do solo na profundidade de 0,05-0,10 m para as áreas com diferentes usos no sul do Amazonas - AM.

Estatística Descritiva	CO	EC	DMG	DMP	Classes %			IEA	GF	GD	Areia	Silte	Argila
	g kg ⁻¹	t ha ⁻¹	----- mm -----		>2,00	2,0-1,0	<1,00	----- % -----			----- g kg ⁻¹ -----		
Guaraná													
Média	10,35 b	11,13 b	2,09 b	2,72 bc	77,54 b	5,33 b	17,13 ab	89,47 c	54,27 ab	45,73 ab	361,48 b	434,92 b	203,60 c
Mediana	10,71	11,64	2,05	2,72	75,84	5,49	17,27	90,31	55,33	44,67	360,10	435,40	204,00
DP	2,20	2,20	0,43	0,27	6,67	1,88	5,04	5,38	19,47	19,47	40,65	23,63	39,11
CV (%)	21,26	19,79	20,62	9,87	8,60	35,33	31,92	6,02	35,88	42,59	11,18	5,43	19,19
Assimetria	0,18	-0,69	-0,15	-0,38	0,07	-0,08	-0,25	-1,08	-0,47	0,47	0,76	0,19	-0,36
Curtose	-0,28	0,84	-0,50	-0,29	-0,56	-0,15	-0,80	0,84	-1,05	-1,05	0,03	0,56	-0,65
K-S	0,08*	0,12*	0,06*	0,06*	0,11*	0,09*	0,15*	0,14*	0,16*	0,16*	0,10*	0,08*	0,10*
Urucum													
Média	7,87 c	8,08 d	2,62 a	3,03 a	89,42 a	2,76 c	7,82 c	92,83 a	51,99 ab	48,01 ab	380,31 a	405,28 c	214,41 b
Mediana	7,90	8,29	2,67	3,09	90,22	2,71	7,12	93,80	49,31	50,69	380,30	409,14	211,20
DP	2,09	2,22	0,27	0,18	4,68	1,27	3,20	3,48	8,44	8,44	53,63	54,32	48,07
CV (%)	26,56	27,46	10,46	5,79	5,25	46,10	40,94	3,75	16,24	17,58	14,10	13,40	21,76
Assimetria	0,59	0,23	-0,69	-1,16	-1,03	1,41	1,02	-1,04	1,35	-1,35	0,29	-0,01	0,03
Curtose	1,13	0,80	0,75	0,90	0,95	1,96	1,97	0,64	1,62	1,62	-0,43	-0,42	-0,43
K-S	0,13*	0,10*	0,11*	0,16*	0,12*	0,17*	0,12*	0,15*	0,22*	0,22*	0,07*	0,08*	0,12*
Cupuaçu													
Média	8,05 c	9,40 c	2,07 b	2,62 c	73,95 c	7,89 a	18,16 a	90,92 bc	41,42 b	58,58 a	279,30 c	418,40 bc	302,30 a
Mediana	8,24	9,70	2,07	2,66	73,70	7,64	17,91	91,83	41,42	58,58	278,40	419,50	295,20
DP	3,06	3,59	0,39	0,35	11,24	3,39	7,88	3,69	7,95	7,95	26,62	44,49	35,74
CV (%)	37,99	38,21	18,67	13,34	15,25	44,44	43,99	4,06	19,20	13,57	9,53	10,63	11,82
Assimetria	-0,49	-0,57	-0,28	-0,67	-0,82	0,44	0,91	-1,21	-0,27	0,27	0,40	0,06	0,31
Curtose	-0,52	-0,69	-0,70	-0,28	0,64	-0,12	1,05	1,30	0,18	0,18	-0,10	0,50	-0,05
K-S	0,13*	0,13*	0,09*	0,10*	0,13*	0,10*	0,13*	0,13*	0,22*	0,22*	0,06*	0,07*	0,10*
Floresta													
Média	12,70 a	13,32 a	2,15 b	2,75 b	80,45 b	5,47 b	14,09 b	91,86 ab	61,44 a	38,56 b	241,16 d	467,04 a	291,80 a
Mediana	12,60	13,02	2,15	2,75	79,34	5,47	14,09	92,65	61,67	38,33	240,98	466,22	292,00
DP	2,34	2,63	0,46	0,33	12,44	2,31	6,19	3,93	6,31	6,31	27,20	39,42	32,46
CV (%)	18,45	19,76	21,59	11,90	15,87	42,14	43,91	4,28	10,28	16,38	11,28	8,44	11,22
Assimetria	0,73	0,98	-0,07	-0,42	-0,52	-0,02	0,42	-0,65	-0,26	0,26	0,42	0,25	-0,80
Curtose	0,33	1,05	-0,86	-0,61	-0,36	-0,16	-0,12	-0,14	-0,18	-0,18	0,15	0,53	1,24
K-S	0,12*	0,14*	0,07*	0,09*	0,09*	0,16*	0,10*	0,09*	0,25*	0,25*	0,09*	0,06*	0,15*

DP: desvio padrão; CV: coeficiente de variação (%); K-S: teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov. * Significativo a 5% de probabilidade; CO: carbono orgânico; EC: estoque de carbono; DMG: diâmetro médio geométrico; DMP: diâmetro médio ponderado; IEA: Índice de Estabilidade de Agregados; GF: Grau de Floculação; GD: Grau de Dispersão. Médias seguidas pela mesma letra minúscula na coluna não diferem entre si pelo teste de Tukey ($p < 0,05$).

Tabela 3. Teste de média e estatística descritiva dos atributos do solo na profundidade de 0,10-0,20 m para as áreas com diferentes usos no sul do Amazonas - AM.

Os altos valores de CO e EC na área de cupuaçu, respectivamente nas profundidades 0,00-0,05 m e 0,05-0,10 m devem estar associados à elevada produção de fitomassa, proporcionada pelo aporte de resíduos provenientes da própria cultura, fato que pode ser atribuído também ao tempo de 7 anos de cultivo com a cultura sem sofrer práticas intensivas no solo (Tabela 1 e 2). Os respectivos resultados encontrados para CO e EC corroboram com os encontrados por Cunha et al. (2017), a qual também atribuíram às altas concentrações, em virtude da cobertura vegetal verificadas *in loco* sob o uso do feijão Guandu em comparação com a área de floresta nativa e pastagem. Já Mantovanelli et al. (2015), atribuem este padrão em função da maior deposição de matéria orgânica em superfície, que é intensificada devido ao aporte de resíduos vegetais mais lignificados.

Estudos de Carvalho et al. (2010) e Campos et al. (2016) demonstram que a ausência da queima no processo de colheita, os resíduos vegetais são depositados na superfície do solo e com o passar do tempo parte desses resíduos é decomposto e parte é incorporada à matéria orgânica do solo, contribuindo para o aumento do carbono orgânico e estoque de C. Tais resultados só comprovam a afirmação proposta por outros autores de que o teor de carbono no solo depende da condição de tratamento que este recebe, e que durante a mudança no seu uso, pode ser significativo quando manejado da forma correta, e que não sofra uma consequente perda de nutriente durante o uso do solo (COX et al., 2000; FRIEDLINGSTEIN et al., 2006).

Quando analisados os atributos da estabilidade de agregados, DMG, DMP e IEA verificou-se que os atributos DMG e DMP para as áreas cultivadas com guaraná, urucum e floresta nativa não apresentaram entre si diferenças significativas na profundidade de 0,00-0,05 m, porém as mesmas foram estatisticamente diferentes quando comparadas a área cultivada com cupuaçu (Tabela 1). Os menores valores de DMG e DMP encontraram-se na área de cupuaçu, respectivamente na profundidade de 0,10-0,20 m com valor em torno de 2,07 e 2,62 mm, e os maiores valores se encontrou na área de floresta nativa, na profundidade 0,00-0,05 m com valor em torno de 2,82 e 3,20 mm (Tabela 1 e 3).

Tomando como base os resultados encontrados, foi possível observar relação direta da estabilidade dos agregados com os valores encontrados de carbono orgânico em todas as áreas, para todas as profundidades estudadas. Sendo possível observar aumento dos valores de agregados com o aumento do carbono orgânico. Tal situação foi comprovada nos estudos de CAMPOS et al., (2016), onde os mesmos, destacaram correlação positiva entre a distribuição de agregados com o carbono orgânico, observando, aumento na porcentagem dos agregados dos solos com os maiores teores de carbono. Em outro contraponto, com base em tais resultados observou-se decréscimo nos valores de agregados em profundidade para todas as áreas estudadas. Trabalhos de Wendling et al., (2012) e Alho et al., (2014), também observaram decréscimo da agregação do solo com o aumento da profundidade.

Analisando os resultados obtidos do IEA foi possível observar na profundidade 0,00-0,05 m, diferença significativa da área de floresta em relação as áreas de guaraná, urucum e cupuaçu, favorecendo incremento de 4,52% da área de floresta em relação as áreas cultivadas (Tabela 1). Essa superioridade nos valores indicativos da agregação pode ser atribuída ao maior acúmulo de carbono orgânico. Na profundidade 0,05-0,10 m as áreas de floresta, cupuaçu e urucum não apresentaram diferença significativa, com exceção da área cultivada com guaraná (Tabela 2), tais resultados podem estar relacionados a estruturação do solo das respectivas áreas em profundidades. De acordo com Six et al. (2000), dentro dos padrões físicos, os mesmos destacam a estabilidade de agregados como o indicador da estrutura do solo. Outro fator que pode ter relação é acerca da manutenção dos teores de carbono orgânico, funcionando como agente cimentante. Tal afirmação é reforçada nos estudos de Corrêa et al. (2009) a qual relatam que o processo de agregação envolve um conjunto de elementos, entre eles, a matéria orgânica, que atua como agente cimentante unindo as partículas do solo. Na profundidade de 0,10-0,20 m os resultados seguiram a mesma tendência da profundidade anterior, porém com incremento de 3,52% do maior valor referente a área cultivada com urucum em relação a área de guaraná (Tabela 3). Os baixos IEA apresentados no cultivo do guaraná pode estar relacionado ao tempo de cultivo da respectiva cultura, já que se trata de uma área com 7 anos de efetivo uso e sem atenção especial quanto ao manejo do solo.

Quando analisados os resultados relacionados as classes de agregados > 2,00 mm na profundidade 0,00-0,05 m foi possível observar que as maiores porcentagens de agregados foram encontrados nas área de guaraná com 94,4%, urucum 94,8% e floresta 94,5%, as mesmas não apresentando diferença significativa entre si pelo teste Tukey a nível de 0,05 de probabilidade, com exceção da área de cupuaçu a qual apresentou uma menor porcentagem dos agregados estáveis em água com valor em torno de 91,2% (Tabela 1).

Na profundidade de 0,05-0,10 observou-se maior valor na área de urucum com 93,6%, a mesma apresenta diferença significativa quando comparada as demais áreas de guaraná, cupuaçu e floresta (Tabela 2). Quando analisada a respectiva classe na profundidade de 0,10-0,20 m, foi possível observar que os resultados seguiram a mesma tendência da profundidade de 0,05-0,10, com a área de urucum apresentando maior valor em relação as demais áreas estudadas (Tabela 3). Possivelmente as raízes da planta de urucum a qual tinha apenas 3 anos de cultivo aceleraram a agregação do solo nas profundidades 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m. Estudos destacam que este processo ocorre tanto pela liberação de exsudados orgânicos que servem de energia para a atividade microbiana, como pela sua atuação na aproximação das partículas minerais pelas pressões exercidas durante seu crescimento e na absorção de água, favorecendo a coesão entre as partículas do solo (CASTRO FILHO et al., 1998; PALMEIRA et al., 1998). No geral a porcentagem

de agregados na classe > 2,00 mm, apresentou valores acima de 80% aferindo maior resistência à desagregação, resultados que corroboram com os encontrados por Soares et al. (2018).

Ao analisar os agregados da classe de 2,0-1,0 mm na profundidade 0,00-0,05 mm (Tabela 1), encontrou-se maior porcentagem nos solos sob as áreas de cupuaçu e floresta nativa. As possíveis explicações para esse efeito, pode estar relacionado aos elevados teores de carbono orgânico encontrados nestas áreas na profundidade superficial. Tal explicação foram relatados por Campos et al. (2012) e Soares et al. (2018), ambos destacaram os altos teores da Matéria Orgânica e estabilização dos agregados do solo em profundidade superficial. Na profundidade 0,05-0,10 mm os resultados da presente classe para as áreas de guaraná, cupuaçu e floresta exibiram ocorrência de maior homogeneidade, diferindo estatisticamente da área de urucum (Tabela 2). Provavelmente tal fato pode estar relacionado a manutenção de elevados teores de carbono orgânico nesta profundidade.

Na classe < 1,0 mm, as maiores porcentagens dos agregados estáveis em água foram observadas na área de cupuaçu com 7,68% para profundidade 0,00-0,05 mm, área de guaraná com valor de 11,1% na profundidade 0,05-0,10 mm, já na profundidade de 0,10-0,20 mm as áreas de guaraná com 17,1% e cupuaçu com 18,1% não apresentaram diferença significativa entre si pelo teste Tukey. Para a mesma classe, observou-se que a área de urucum apresentou menor porcentagem dos agregados estáveis em água para todas as profundidades estudadas.

Quando analisados os resultados de fração granulométrica observou-se que para o atributo areia na profundidade 0,00-0,05 mm as áreas de guaraná e urucum não apresentaram diferença significativa entre si (Tabela 1). Já nas profundidades 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m a área de urucum apresentou diferença significativa em relação as áreas de guaraná, cupuaçu e floresta (Tabela 2 e 3). Ao analisar o silte, foi possível observar maiores valores nas áreas de floresta com valores variando de 483,5 a 467,0 g kg⁻¹, com exceção da profundidade 0,00-0,05 mm na qual as áreas de cupuaçu e floresta não apresentaram diferença significativa entre si. Quando se avaliou os valores de argila, observou que as áreas de guaraná, cupuaçu e floresta não apresentaram diferença significativa entre si, no entanto as respectivas áreas diferiram da área de urucum na profundidade 0,00-0,05 mm. Já na profundidade 0,05-0,10 m as áreas de urucum e cupuaçu apresentaram maiores valores quando comparadas às áreas de guaraná e floresta, em seguida ao analisar os resultados na profundidade 0,10-0,20 m, as áreas de cupuaçu e floresta não apresentaram diferença significativa entre si. No geral os teores de areia, silte e argila caracterizaram-se como de textura média para todas as profundidades avaliadas.

Quando analisados os resultados de grau de floculação (GF) na profundidade de 0,00-0,05 m observou-se que as áreas guaraná, urucum e floresta não apresentaram diferenças significativas entre si pelo teste Tukey, tais resultados se mantiveram entre 72,9 a

78,9%, com exceção da área de cupuaçu que apresentou 66,6% (Tabela 1). Tais resultados são similares aos resultados encontrados quando se avaliou a classe de agregados > 2,00 mm, possivelmente em virtude do GF influenciar diretamente as partículas do solo (Santos et al., 2010). No mesmo sentido do ponto de vista agrícola, segundo Lemos & Silva (2005) a floculação é importante para o controle da erosão, já que propicia a formação de agregados estáveis ou grânulos.

Ao se avaliar os resultados nas profundidades 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m notou-se que as respectivas áreas não apresentaram diferenças significativas entre si, com exceção da área de cupuaçu na profundidade 0,10-0,20 m, a qual apresentou menor valor em relação as demais áreas avaliadas (Tabela 2 e 3). No geral, em todas as áreas estudadas observou-se uma tendência de diminuição do GF em profundidade, resultados semelhantes foram encontrados por Vicente et al. (2012).

Quando analisados os resultados relacionados ao grau de dispersão (GD), foi possível observar que as áreas estudadas não apresentaram diferenças significativas entre si, pelo teste Tukey em todas as profundidades analisadas. A única exceção foi observada para área de floresta na profundidade de 0,10-0,20 m, a qual apresentou menor grau de dispersão em relação as áreas de guaraná, urucum e cupuaçu (Tabela 3). Tomando como base os presentes resultados, estudos destacam que normalmente os solos com alto grau de floculação (GF) e baixo grau de dispersão (GD), se relacionam com melhores condições físicas do solo (VASCONCELOS et al., 2013), além de mencionarem que ambos atributos são inversamente proporcionais (VICENTE et al., 2012).

Adotando-se os critérios propostos por Warrick e Nielsen (1980), que consideram os valores do coeficiente de variação abaixo 12% como baixa variabilidade, entre 12% e 60% como média variabilidade e valores acima 60% como alta variabilidade. Foi possível afirmar com base nos valores de (CV%) encontrados, que os atributos estudados apresentaram de baixa à média variabilidade para todas as áreas e profundidades estudadas, com exceção da classe de 2,0-1,0 mm na profundidade 0,00-0,05 m e 0,05-0,10 mm na área de floresta.

Os ajustes do semivariogramas experimentais e análise de dependência espacial estão apresentados nas figuras 2, 3 e 4. Foi possível observar através dos resultados que os atributos apresentaram dependência espacial, ajustando-se, predominantemente, aos modelos exponencial e esférico, com valores de R^2 e VC acima de 0,73 e 0,70, respectivamente. As exceções ocorreram na área de cupuaçu para os atributos EC e argila na profundidade 0,00-0,05 m, CO e classes de agregados > 2 mm na profundidade 0,05-0,10 m, além de EC na profundidade 0,10-0,20 m, para área de floresta a exceção se deu para a variável DMG na profundidade 0,10-0,20 m, no geral ambos atributos produziram efeito pepita.

Outras exceções ocorreram também na área de cupuaçu, porém apresentando efeito pepita puro, isso para as variáveis silte na profundidade 0,00-0,05 m, classes de

agregados 2-1 mm na profundidade 0,05-0,10 m e areia na profundidade 0,10-0,20 m. Após observação e análise dos resultados é possível aferir para as respectivas variáveis, ausência de dependência espacial, de modo que a distância utilizada entre os pontos amostrados não detectou a dependência espacial para as profundidades e respectivas áreas estudadas.

Ao analisar os resultados do grau de dependência espacial (GDE), expresso pela razão entre o efeito pepita e o patamar, seguindo a classificação de Cambardella et al. (1994), observou-se que os atributos se mostraram nos limites do grau de dependência espacial (GDE), variando entre dependência moderada a forte. Tais resultados corroboram com os encontrados por Alho et al. (2014), os mesmos avaliando a variabilidade espacial da estabilidade de agregados e estoque de carbono em Cambissolo e Argissolo no Amazonas. Através dos resultados, foi possível observar maiores GDE para o DMG na área de urucum com 58% e floresta 63,1% respectivamente na profundidade de 0,00-0,05 (Figura 2). Na profundidade 0,05-0,10 m, o maior GDE foi observado para os atributos Silte e IEA, com 53,8% e 54,5% respectivamente, na área de guaraná e urucum (Figura 3). Já na profundidade 0,10-0,20 m, os maiores valores ocorreram para os atributos DMP e classes de agregados > 2 mm, ambos na área de guaraná (Figura 4).

O alcance é um parâmetro da geoestatística que tem servido de subsídio em planejamentos amostrais, uma vez que é a distância limite da dependência espacial (Vieira et al., 2011; Soares et al., 2018). Com base aos resultados, observou-se que os atributos apresentaram diferentes valores de alcance, de modo que os menores valores foram observados na área de cupuaçu, para os atributos argila na profundidade 0,00-0,05 m, DMG na profundidade 0,05-0,10 m e classes de agregados > 2 mm na profundidade de 0,10-0,20 m, nos intervalos de 5,9 m a 9,8 m, fato que indica que estes atributos apresentaram distribuição dos valores de dependência espacial menos prolongada, ao longo da área de estudo. Os valores de alcance para os demais atributos, levando em consideração todas as áreas estudadas ficaram em torno de 10 a 89,9 m.

Profundidade 0,00 – 0,05 m

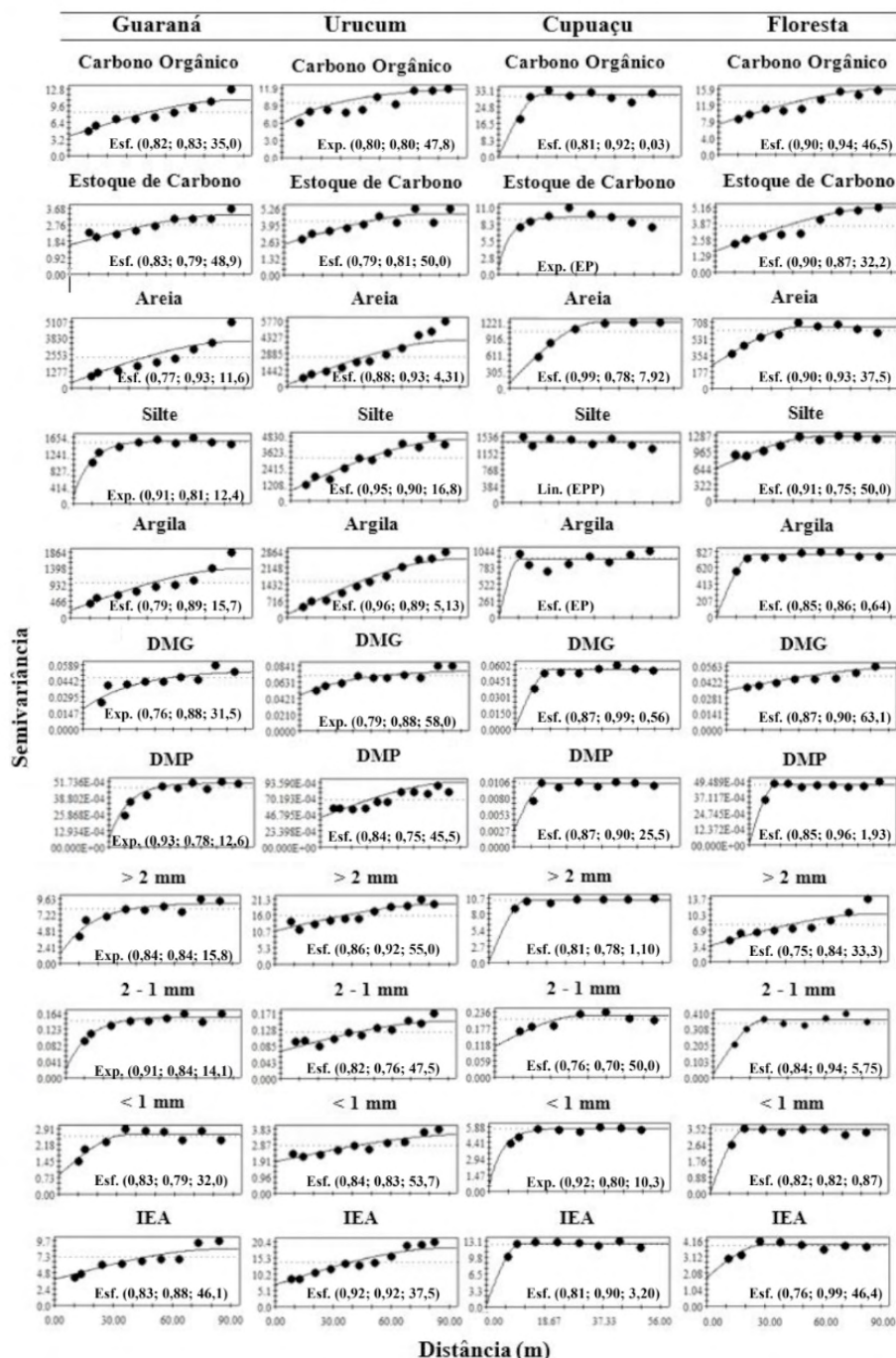


Figura 2. Semivariogramas ajustados aos atributos na profundidade 0,00 a 0,05 cm, em área de guaraná, urucum, cupuaçu e floresta no município de Canutama, AM. Modelo (R², VC e GDE).

Profundidade 0,05 – 0,10 m

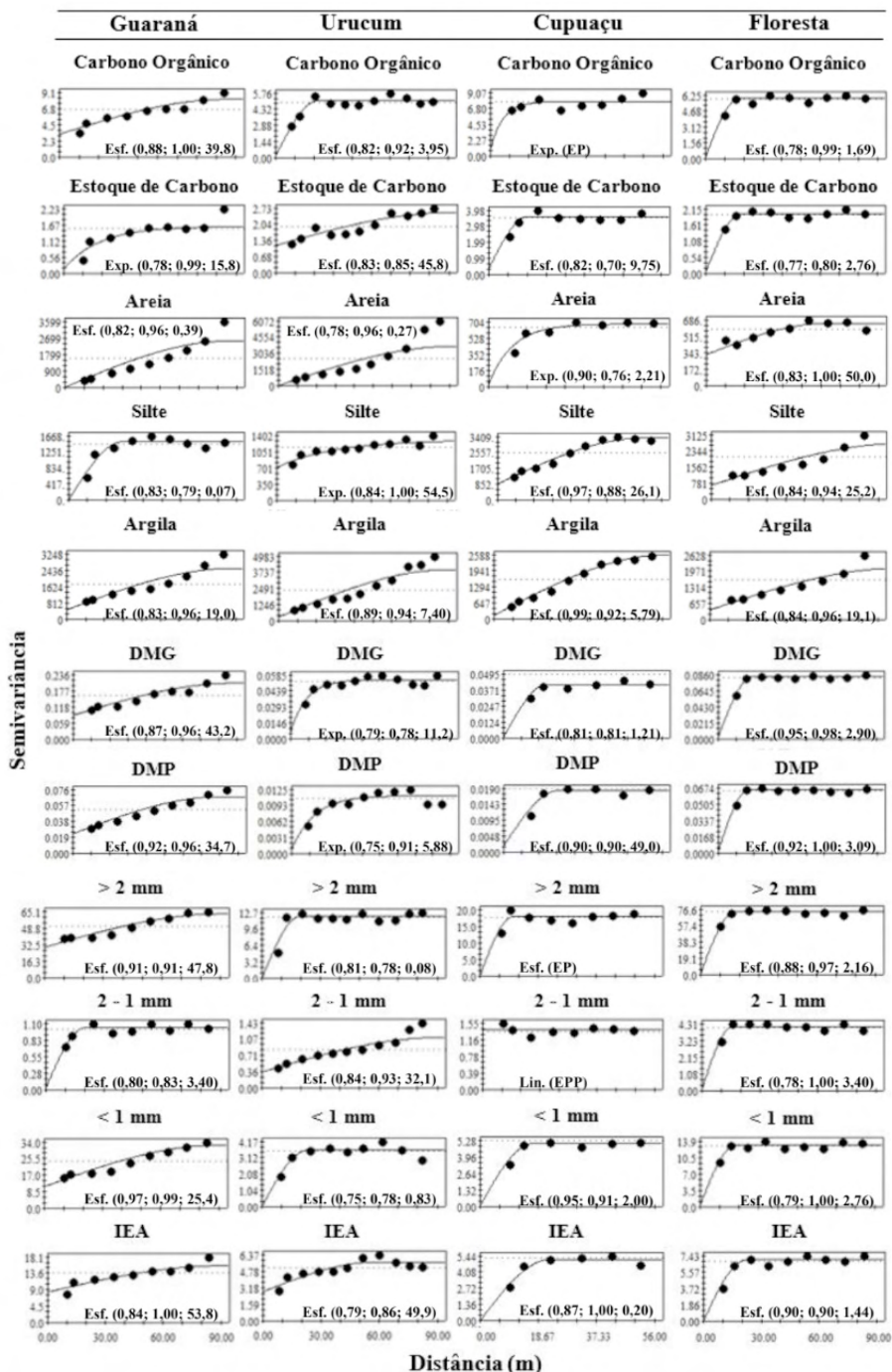


Figura 3. Semivariogramas ajustados aos atributos na profundidade 0,05 a 0,10 cm, em área de guaraná, urucum, cupuaçu e floresta no município de Canutama, AM. Modelo (R^2 , VC e GDE).

Profundidade 0,10 – 0,20 m

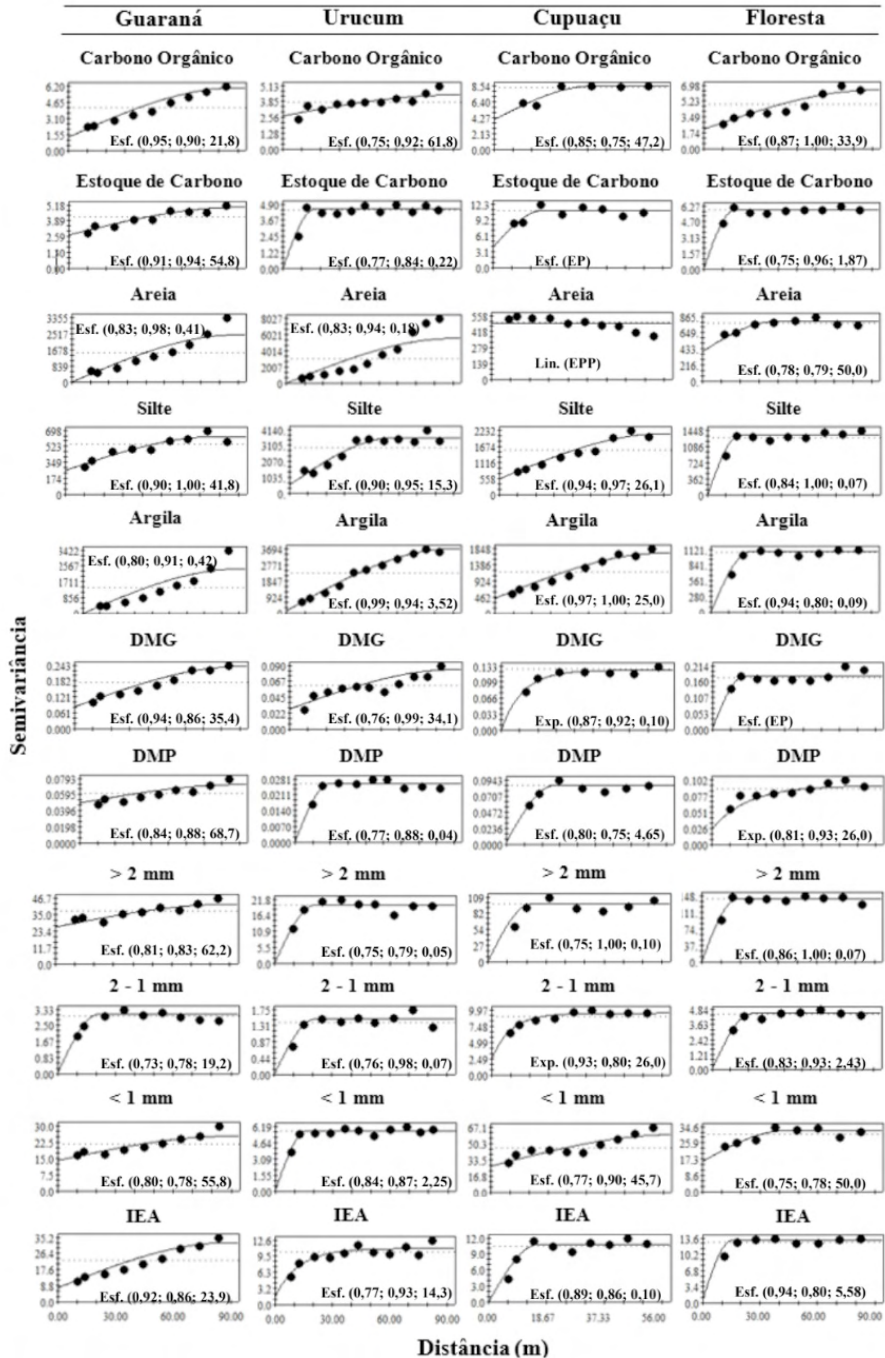


Figura 4. Semivariogramas ajustados aos atributos na profundidade 0,10 a 0,20 cm, em área de guaraná, urucum, cupuaçu e floresta no município de Canutama, AM. Modelo (R², VC e GDE).

Na análise multivariada, foi possível observar os atributos do solo que sofreu maior alteração quando ao uso do solo, em comparação ao solo sob floresta. A adequação da análise fatorial mostrou-se significativo (KMO igual a 0,76 e $p < 0,05$ para o teste de esfericidade de Barlett) para os atributos avaliados. Na análise de componentes principais (ACP), o número de fatores a ser extraído foi estabelecido de forma a explicar acima de 70% da variância total dos dados (Tabela 4 e Figura 5), que apresentaram autovalores da matriz de covariância superior a um (1) (Manly, 2008), com 4,90 na CP1 e 3,31 na CP2. Em relação ao percentual da variância explicada, observou-se que a CP1 foi responsável por 45,59% da variância total, enquanto que a CP2 foi responsável por 28,99%.

Atributos	Variância comum	Fatores	
		CP1	CP2
CO	0,78	0,08	0,84*
EC	0,73	0,02	0,75*
Areia	0,95	0,16	-0,90*
Silte	0,90	-0,21	0,69*
Argila	0,85	0,01	0,73*
DMG	0,91	0,96*	-0,01
DMP	0,91	0,96*	-0,07
> 2 mm	0,87	0,94*	-0,12
2 - 1 mm	0,75	-0,81*	0,30
< 1 mm	0,80	-0,92*	0,09
IEA	0,76	0,77*	0,34
Variância explicada (%)		45,59	28,99

Tabela 4. Correlação entre cada componente principal e variáveis analisadas e análise fatorial dos atributos do solo com os fatores rotacionados (Varimax) (Fator 1 e 2) correspondentes às áreas com diferentes usos no Sul do Amazonas - AM.

CO: carbono orgânico; EC: estoque de carbono; DMG: diâmetro médio geométrico; DMP: diâmetro médio ponderado; > 2 mm (%): classe de agregados maior que 2 milímetros; 2 - 1 mm: classe de agregados entre 2 e 1 milímetros; < 1 mm (%): classe de agregados menor que 1 milímetros; IEA (%): índice de estabilidade de agregados.

Tanto o primeiro, quanto o segundo fator (Tabela 4) tem percentual de explicação para as características estruturais e granulométrica do solo. Assim, a discriminação entre os ambientes diz respeito a essas características, com CP1 representando as características de estabilidade dos agregados do solo (DMG, DMP e classes de agregados > 2 mm, 2 – 1 mm e < 1mm), enquanto a CP2 às características texturais e orgânicas (CO, EC, Areia, silte e argila).

Na Figura 5 está representado a análise de componentes principais, através da distribuição dos escores das diferentes áreas estudadas e da disposição das cargas

fatoriais dos atributos do solo formado pelos PC1 e PC2.

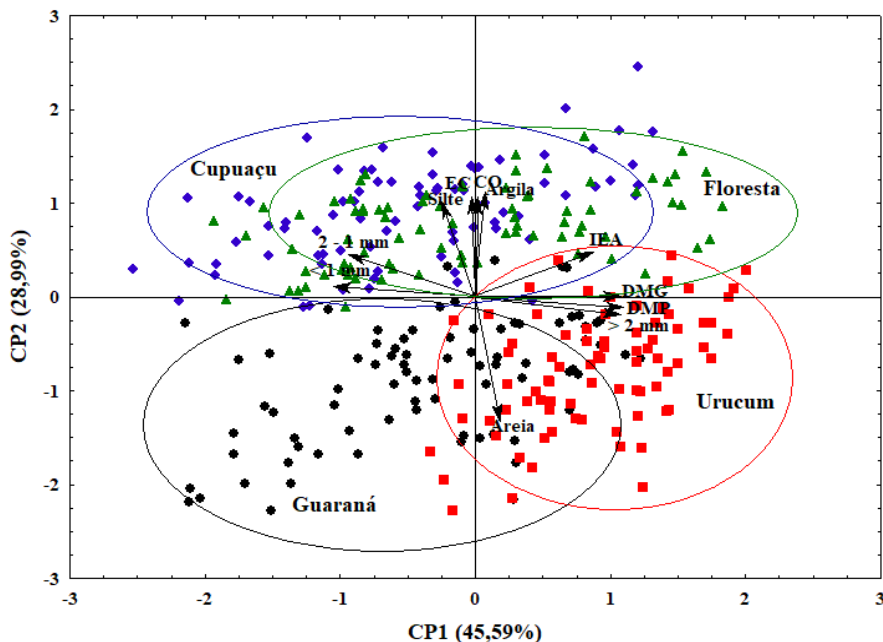


Figura 5. Análise de componentes principais dos atributos dos solos estudados na profundidade 0,00 a 0,20 m, em área de guaraná, urucum, cupuaçu e floresta no município de Canutama, AM.

Com base nos resultados, foi possível observar maior adensamento dos escores da floresta e cupuaçu no primeiro e segundo quadrante, o que discrimina que ambas as áreas obtiveram valores dos atributos CO, EC, silte, argila e classes de agregados 2 – 1 mm, < 1mm e IEA, acima da média. Por outro lado, a área cultivada com urucum apresentou-se mais distribuída no quarto quadrante, com atributos mais voltados para características estruturais, os mesmos apresentando valores acima da média, tal condição estruturante pode estar relacionada, ao tempo de cultivo da respectiva área. Fato inverso ocorreu na área cultivada com guaraná, onde se observou valores abaixo da média para os atributos que estão relacionados as condições estruturais do solo, como DMG, DMP e classes de agregados > 2 mm.

4 | CONCLUSÕES

Áreas cultivadas com cupuaçu, após processo de conversão pode apresentar o mesmo teor de CO e EC ou até mesmo superar as áreas de florestas nativas.

O processo de conversão influenciou o estado de agregação do solo, avaliado pelo

aumento da dispersão da fração argila e diminuição dos valores DMP, DMG e classes de agregados > 2 mm.

Os atributos avaliados nas respectivas áreas estudadas se mostraram nos limites do grau de dependência espacial, apresentando dependência variando entre moderada a forte.

Na análise multivariada, as áreas de floresta e cupuaçu apresentaram comportamentos semelhantes, com valores de CO, EC, silte, argila e classes de agregados 2 – 1 mm, < 1mm e IEA, acima da média.

REFERÊNCIAS

ALHO, L. C.; CAMPOS, M. C. C.; SILVA, D. M. P.; MANTOVANELLI, B. C.; SOUZA, Z. M. Variabilidade espacial de estabilidade de agregados e estoque de carbono em Cambissolo e Argissolo. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v. 44, n. 3, p. 246-254, 2014.

ALVARENGA, R. C.; FERNANDES, B.; SILVA, T. C. A.; RESENDE, M. Estabilidade de agregados de um Latossolo Roxo sob diferentes métodos de preparo do solo e de manejo da palha do milho. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 10, n. 2, p.273-277, 1986.

BRASIL. Ministério das Minas e Energia. Projeto Radambrasil - Folha SB. 20, Purus. Rio de Janeiro, 1978. 561p.

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, n. 5, p. 1501-11, 1994.

CAMPOS, M. C. C.; SOARES, M. D. R; NASCIMENTO, M. F; SILVA, D. M. P. Estoque de carbono no solo e agregados em Cambissolo sob diferentes manejos no sul do Amazonas. *Revista Ambiente e Água*, v. 11, n. 2, p.339-348, 2016.

CAMPOS, M.C.C.; SANTOS, L. A. C.; SILVA, D. M. P.; MANTOVANELLI, B. C.; SOARES, M. D. R. Caracterização física e química de terras pretas arqueológicas e de solos não antropogênicos na região de Manicoré, Amazonas. *Revista Agro@mbiente*, v. 6, n. 2, p. 102-109, 2012.

CARVALHO, J. L. N.; AVANZI, J. C.; SILVA, M. L. N.; MELLO, C. R.; CERRI, C. E. P. Potencial de sequestro de carbono em diferentes biomas do Brasil. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 34, n. 2, p. 277-289, 2010

CASTRO FILHO, C.; MUZILLI, O.; PODANOSCHI, A. L. Estabilidade dos agregados e sua relação com o teor de carbono orgânico em um Latossolo Roxo Distrófico, em função de sistemas de plantio, rotações de culturas e métodos de preparo das amostras. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 22, n. 3, p.527-538, 1998.

CORRÊA, J.C.; BULL, L.T.; CRUSCIOL, C.A.C.; MORAES, M.H. Alteração de atributos físicos em Latossolo com aplicação superficial de escória de aciaria, lama cal, lodos de esgoto e calcário. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.33, n. 2, p.263-272, 2009.

- COSTA, N. R.; ANDREOTTI, M.; LOPES, K. S. M.; YOKOBATAKE, K. L.; FERREIRA, J. P.; PARIZ, C. M.; BONINI, C. S. B.; LONGHINI, V. Z. Atributos do solo e acúmulo de carbono na integração lavoura-pecuária em Sistema Plantio Direto. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 39, n. 3, p. 852-863, 2015.
- COX, P. M., R. A. BETTS, C. D. JONES, S. A. SPALL, AND I.J. TOTTERDELL, Acceleration of global warming due to carbono cycle feedbacks in a coupled climate model, *Nature*, v. 408, n. 6809, p. 184-187, 2000.
- 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.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema brasileiro de classificação de solos. 3.ed. Revisada. Embrapa Solos Rio de Janeiro, 353p. 2013.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Manual de métodos de análise de solo. 2. ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solo, 2011. 230p.
- FREITAS, L., CASAGRANDE, J. C., OLIVEIRA, I. A., CAMPOS, M. C. C., SILVA, L. S. Técnicas multivariadas na avaliação de atributos de um Latossolo vermelho submetido a diferentes manejos. *Brazilian Journal of Agricultural Sciences/Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, v. 10, n. 1, p.17-26, 2015.
- FRIEDLINGSTEIN, P.; COX, P.; BETTS R.; BOPP, L.; BLOH, W.; BROVKIN, V.; CADULE, P.; DONEY, S.; EBY, M.; FUNG, I.; BALA, G.; JOHN, J.; JONES, C.; JOOS, F.; KATO, T.; KAWAMIYA, M.; KNORR, W.; LINDSAY, K.; MATTHEWS, H.D.; RADDATZ, T. Climate-carbon cycle feedback analysis: Results from the (CMIP) - M-4 model intercomparison. *Journal of Climate*, v.19, p.3337-3353, 2006.
- HOU X.Q.; LI R.; JIA Z.K.; HAN Q.F.; YANG B.P.; NIE J.F. Effects of rotational tillage practices on soil structure, organic carbon concentration and crop yields in semi-arid areas of northwest China. *Soil Use Manage*, v. 28, n. 4, p.551-558, 2012.
- KEMPER, W. D.; CHEPIL, W. S. Size distribution of aggregates. In: BLACK, C. A., EVANS, D. D., WHITE, J. L., ENSMINGER, L. E.; CLARK, F. E., eds. *Methods of soil analysis – Physical and mineralogical properties, including statistics of measurement and sampling*. Madison, American Society of Agronomy, p. 499-510. (Agronomy Series, 9), 1965.
- LEMOS, C.F. de; SILVA, E.T. da. Comparação das características morfológicas, mineralógicas, químicas e físicas do solo entre áreas de cultivo com plantio direto e plantio convencional. *Revista Acadêmica: ciências agrárias e ambientais*, v.3, n.1, p. 11-18, 2005.
- MANLY, B.J.F. *Métodos estatísticos multivariados: uma introdução*. 3. ed. Porto Alegre: Bookman, 2008.
- MANTOVANELLI, B. C.; SILVA, D. A. P.; CAMPOS, M. C. C.; GOMES, R. P.; SOARES, M. D. R.; SANTOS, L. A. C. Avaliação dos atributos do solo sob diferentes usos na região de Humaitá, Amazonas. *Revista de Ciências Agrárias*, v. 58, n. 2, p. 122-130, 2015.
- OLIVEIRA, I.A.; CAMPOS, M.C.C.; FREITAS, L.; SOARES, M.D.R. Caracterização de solos sob diferentes usos na região sul do Amazonas. *Acta Amazônica*, v. 45, n. 1, p. 1-12, 2015.

OLIVEIRA, P. R.; CENTURION, J. F.; CENTURION, M. A. P. C.; ROSSETTI, K. V.; FERRAUDO, A. S.; FRANCO, H. B. J.; PEREIRA, F. S.; BÁRBARO JÚNIOR, L. S. Qualidade estrutural de um Latossolo Vermelho submetido à compactação. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 37, n. 3, p. 604-612, 2013.

PALMEIRA, P.R.T.; PAULETTO, E. A.; TEIXEIRA, C. F. A.; GOMES, A. S.; SILVA, J. B. Agregação de um Planossolo submetido a diferentes sistemas de cultivo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.23, n.2, p.189-195, 1999.

SANTOS, L. N. S.; PASSOS, R. R.; SILVA, L. V. M.; OLIVEIRA, P. P.; GARCIA, G. O.; CECÍLIO, R. A. Avaliação de alguns atributos físicos de um Latossolo Vermelho-amarelo sob diferentes coberturas vegetais. *Bioscience Journal*, v.26, n. 6, p.940-947, 2010.

SILVA, C. J.; SANCHES, L.; BLEICH, M. E.; LOBO, F. A.; NOGUEIRA, J. S. Produção de serrapilheira no Cerrado e Floresta de Transição Amazônia-Cerrado do Centro-Oeste Brasileiro. *Acta Amazônica*, Manaus, v. 37, n. 4, p. 543–548, 2007.

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. 6, n. 2, p. 261-270, 2010.

SIX, L.; ELLIOT, E. T.; PAUSTIAN, K. Soil structure and soil organic matter: II A normalized stability index and the effect of mineralogy. *Soil Science Society American Journal*, v.64, p.1042-1049, 2000.

SOARES, M.D.R.; CAMPOS, M. C. C.; CUNHA, J. M. C.; MANTOVANELLI, B. C.; OLIVEIRA, I. A.; BRITO FILHO, E. G.; LEITE, A. F. L. Variabilidade espacial da estabilidade dos agregados e matéria orgânica do solo em terra preta arqueológica sob pastagem. *Gaia Scientia*, v. 12, n. 2. p. 125-133, 2018.

SOUZA, G.S.; SOUZA, Z.M.; SILVA R.B.; BARBOSA, R.S.; ARAÚJO, F. S. Effects of trafFc control on the soil physical quality and the cultivation of sugarcane. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 38, n. 1, p.135-146, 2014.

VASCONCELOS, R. R. A.; BARROS, M. F. C.; SILVA, Ê. F. F.; GRACIANO, E. S. A.; FONTENELE, A. J. P. B.; SILVA, N. M. L. Características físicas de solos salino-sódicos do semiárido pernambucano em função de diferentes níveis de gesso. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.17, n.12, p.1318–1325, 2013.

VIEIRA, S. R. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos relacionados com o estado de agregação de dois latossolos cultivados no sistema de semeadura direta. *Bragantia*, Campinas, v. 70, n. 1, p. 185-195, 2011.

VICENTE, T. F. S.; PEDROSA, E. M. R.; ROLIM, M. M.; OLIVEIRA, V. S.; OLIVEIRA, A. K. S.; e SOUZA, A. M. P. L. Relações de atributos do solo e estabilidade de agregados em canaviais com e sem vinhaça. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.16, n.11, p.1215–1222, 2012.

WARRICK A.W.; NIELSEN D.R. 1980. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D., ed. *Applications of soil physics*. New York, USA. p.344.

WENDLING, B. et al. Densidade, agregação e porosidade do solo em áreas de conversão do Cerrado em floresta de pinus, pastagem e plantio direto. *Bioscience Journal*, Uberlândia, v. 28, n. 1, p. 256-265, 2012.

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.

SOBRE OS ORGANIZADORES

JOSÉ MAURÍCIO DA CUNHA - Graduação em Bacharelado em Física pela Universidade Federal do Amazonas (2008), Mestrado em Física pela Universidade Federal do Amazonas (2011) e Doutorado em Física Ambiental pela Universidade Federal de Mato Grosso (2016). É Professor Adjunto IV do quadro permanente da Universidade Federal do Amazonas, do Instituto de Educação, Agricultura e Ambiente (IEAA/ UFAM) e credenciado ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Ambientais da UFAM, conceito 3 da CAPES. É Líder do Grupo de Pesquisa Solos e Ambiente Amazônico. Está atuando na área de Engenharia Agrícola (com ênfase em Física do Solo e Manejo e Conservação do Solo) e Geociência (com ênfase em Sensoriamento Remoto), nas seguintes áreas de pesquisa: Manejo e Qualidade do solo; Atributos do solo; Análises Espaciais Aplicada a Ciência do Solo; Estimativas de parâmetros ambientais a partir do Sensoriamento Remoto.

MILTON CÉSAR COSTA CAMPOS - Graduado em Agronomia pela Universidade Federal da Paraíba (2004), Mestrado em Agronomia (Ciências do Solo) pela Universidade Estadual Paulista (2006), Doutorado em Agronomia (Ciências do Solo) pela Universidade Federal Rural de Pernambuco (2009) e Pós-Doutorado em Engenharia de Água e Solo pela Universidade Estadual de Campinas (2013). É Professor Associado III do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal da Paraíba. Atualmente é Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq - Nível 2 - CA AG – Agronomia. Editor Assistente da Revista Brasileira de Ciência do Solo. Coordenador da Comissão de Levantamento e Classificação do Solo da Sociedade Brasileira de Ciência do Solo (2019 -2023). Orienta no Programa de Pós-Graduação em Ciências do Solo/UFPB e Ciências Ambientais/UFAM. Tem experiência na área de Agronomia, com ênfase em Ciência do Solo, atuando principalmente nos seguintes temas: Gênese e Morfologia do Solo; Mineralogia do Solo e Relação Solo-Paisagem.





DOUGLAS MARCELO PINHEIRO DA SILVA - Graduação em Agronomia (2011), pela Universidade Federal do Amazonas, Mestrado (2013), em Produção Vegetal na Universidade Federal do Amazonas e Doutorado (Horticultura) pela Universidade Estadual Paulista (2019). É Professor Adjunto I do quadro permanente da Universidade Federal do Amazonas, do Instituto de Educação, Agricultura e Ambiente (IEAA/ UFAM) e Coordenador do Curso de Engenharia Ambiental da UFAM, É Vice-líder do Grupo de Pesquisa Solos e Ambiente Amazônico. Está atuando na área de Agronomia, atuando nos seguintes temas: física do solo, fertirrigação, irrigação e produção de hortaliças.

RENATO FRANCISCO DA SILVA SOUZA - Pesquisador bolsista da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Amazonas. Doutor em Ciência do Solo, Mestre em Agronomia e Engenheiro Agrônomo pela Universidade Federal da Paraíba. Desenvolve pesquisas na área de ciclagem biogeoquímica com ênfase em C, N e água.







SOLOS AMAZÔNICOS:

Qualidade estrutural, físico, químico
e suas correlações geoespacial
no Sul do Amazonas

-  www.atenaeditora.com.br
-  contato@atenaeditora.com.br
-  [@atenaeditora](https://www.instagram.com/atenaeditora)
-  www.facebook.com/atenaeditora.com.br

SOLOS AMAZÔNICOS:

Qualidade estrutural, físico, químico
e suas correlações geoespacial
no Sul do Amazonas

-  www.atenaeditora.com.br
-  contato@atenaeditora.com.br
-  [@atenaeditora](https://www.instagram.com/atenaeditora)
-  www.facebook.com/atenaeditora.com.br