



UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
“JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
Campus de Ilha Solteira

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE ENGENHARIA
CÂMPUS DE ILHA SOLTEIRA**

RENAN FRANCISCO RIMOLDI TAVANTI

**INDICADORES DE QUALIDADE FÍSICA E QUÍMICA DE SOLO EM SISTEMAS DE
PECUÁRIA EXTENSIVA NO CERRADO BRASILEIRO**

Ilha Solteira
2020

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA

RENAN FRANCISCO RIMOLDI TAVANTI
Engenheiro Agrônomo

**INDICADORES DE QUALIDADE FÍSICA E QUÍMICA DE SOLO EM SISTEMAS DE
PECUÁRIA EXTENSIVA NO CERRADO BRASILEIRO**

Tese apresentada à Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira – UNESP como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Agronomia. Especialidade Sistemas de Produção.

Prof. Dr. Rafael Montanari
Orientador

Prof. Dr. Alan Rodrigo Panosso
Coorientador

FICHA CATALOGRÁFICA
Desenvolvido pelo Serviço Técnico de Biblioteca e Documentação

T231i Tavanti, Renan Francisco Rimoldi.
Indicadores de qualidade física e química de solo em sistemas de pecuária
extensiva no cerrado brasileiro / Renan Francisco Rimoldi Tavanti. -- Ilha
Solteira: [s.n.], 2020
93 f. : il.

Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulista. Faculdade de Engenharia
de Ilha Solteira. Área de conhecimento: Sistemas de Produção, 2020

Orientador: Rafael Montanari
Coorientador: Alan Rodrigo Panosso
Inclui bibliografia

1. Estoques de carbono orgânico. 2. Gases de efeito estufa. 3. Geoestatística.
4. Índice de qualidade do solo. 5. Componentes canônicos.


Raiane da Silva Santos

CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

TÍTULO DA TESE: Indicadores de qualidade física e química do solo em sistemas de pecuária extensiva no Cerrado Brasileiro

AUTOR: RENAN FRANCISCO RIMOLDI TAVANTI

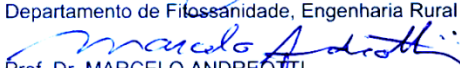
ORIENTADOR: RAFAEL MONTANARI

COORDENADOR: ALAN RODRIGO PANOSSO

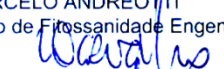
Aprovado como parte das exigências para obtenção do Título de Doutor em AGRONOMIA, área: Sistemas de Produção pela Comissão Examinadora:


Prof. Dr. RAFAEL MONTANARI

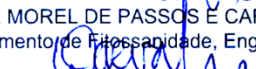
Departamento de Fitossanidade, Engenharia Rural e Solos / Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - UNESP


Prof. Dr. MARCELO ANDREOTTI

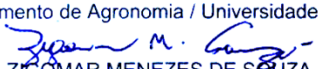
Departamento de Fitossanidade Engenharia Rural e Solos / Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - UNESP


Prof. Dr. MOREL DE PASSOS E CARVALHO

Departamento de Fitossanidade, Engenharia Rural e Solos / Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - UNESP


Prof. Dr. MARCO ANTONIO CAMILLO DE CARVALHO

Departamento de Agronomia / Universidade do Estado de Mato Grosso - UNEMAT


Prof. Dr. ZIGOMAR MENEZES DE SOUZA

Departamento da Faculdade de Engenharia Agrícola / Universidade Estadual de Campinas - UNICAMP

Ilha Solteira, 21 de fevereiro de 2020

DEDICATÓRIA

À minha esposa Mayara Menegasso Andre Tavanti, a mulher, companheira e o amor da minha vida.

Aos meus pais, Alguimar Tavanti e Sirlei Rimoldi Tavanti, que me conduziram e incentivaram minha educação formal e formação profissional. A vocês, minha homenagem, gratidão e amor.

Ao meu irmão Tauan Rimoldi Tavanti, meu irmão e companheiro na vida, minha homenagem, gratidão e amor.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus, autor e consumidor da minha fé, que me salvou por intermédio de seu filho Jesus Cristo, no qual tem me envolvido com sua graça e seu Santo Espírito desde o dia em que o encontrei.

À minha família, pelo exemplo e ensinamentos, pelo suporte, amor e carinho, na qual tornaram minha caminhada e os objetivos de vida mais fáceis de serem alcançados.

Ao professor Dr. Rafael Montanari, pela sua orientação, por todo suporte pessoal e financeiro, pelas oportunidades oferecidas ao longo do doutorado e, principalmente, pela amizade. Um grande amigo que vou levar para o resto da vida.

Aos professores Dr. Alan Rodrigo Panosso e Dr. Onã da Silva Freddi, além de coorientadores, meus grandes amigos, pelos ensinamentos na área de agronomia e conselhos relevantes sobre a vida profissional, por me estimular à pesquisa e pela atenção, que foram fundamentais para a realização dessa tese.

Ao professor Dr. Antonio Paz González, pela oportunidade, amizade e ensinamentos transmitidos durante a estadia na Universidade da Coruña – Espanha.

Aos professores do DEFERS, Dr. Marcelo Minhoto e Dr. Marcelo Andreotti; e do DFTASE, Dr. Marco Eustáquio de Sá, Dr. André R. Reis, Dr. Edson Lazarini e Dr. Oriovaldo Arf, pela amizade, pelas conversas e conhecimentos transmitidos nas disciplinas.

À UNESP – Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira – e ao Programa de Pós-Graduação em Agronomia (PPGA), por todo suporte técnico-científico e oportunidade de estudo nessa fantástica Universidade. Ao coordenador do PPGA, professor Dr. Paulo Cezar Ceresini, e toda equipe de técnicos e secretários, em especial ao Marcelo Rinaldi, Diego Feitosa, Marcia Souza e João Josué Barbosa.

Aos meus amigos e companheiros de doutorado, Matheus Bortolanza, Rodrigo Trevisan, Vinicius Marchioro, Adriel Rigotti, Joaquim Lima, Diego Pereira, Fernando Galindo, Elton Epitácio, Maria Júlia, Jean Ramos, Jaqueline Bonfim, Cris Oliveira, Douglas Bandeira, Rosane Dias, Aitor Tomillo, Vinicius Silva, Geraldo, Matheus e professores Marco Camillo, Grace David e Walmor Peres, entre outros.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão de bolsa de estudo de doutorado. Código de Financiamento 001.

A todos que de alguma forma contribuíram para esse acontecimento, obrigado!

*“Você é abençoado quando se mantém na rota,
caminhando firme na estrada revelada pelo Eterno.
Você é abençoado quando segue Suas orientações,
fazendo o possível para encontra-Lo.”*
(Salmos 119: 1-8 – Bíblia A Mensagem)

RESUMO

A qualidade do solo não é algo que se pode medir diretamente, no entanto, pode ser avaliada pelos atributos que caracterizam seu estado físico, químico e biológico. A escolha de atributos mais relevantes e a interpretação das medidas obtidas não é algo simples, devido aos efeitos da mudança de uso da terra e as interações entre eles e as condições climáticas e serviços ecossistêmicos de cada região. O objetivo desse estudo foi fornecer uma visão geral de alguns indicadores de qualidade física e química do solo no contexto de restauração de pastagens do Cerrado Brasileiro. A tese é disposta em capítulos, compondo além das considerações gerais apresentadas no Capítulo 1, os Capítulos 2 e 3, que são estudos científicos de avaliação da qualidade física e química do solo. Os experimentos foram desenvolvidos no município de Selvíria – MS em duas áreas destinadas à pecuária extensiva de corte, subsidiadas pela planta forrageira *Urochloa brizantha* cv. Marandu. Malhas experimentais de 2,7 e 1,4 hectares, com 70 e 65 pontos, respectivamente, foram instaladas nas áreas e amostras de solo de estrutura deformada e indeformada foram tomadas para avaliação dos atributos físicos e químicos. Também se avaliou os estoques de carbono orgânico total, suas frações granulométricas e a emissão de CO₂ nas áreas, visando enxergar os efeitos da reforma sob o aporte de carbono e as emissões de gases de efeito estufa. Em uma das áreas avaliou-se a curva de retenção de água do solo e índice S em todos os pontos georreferenciados. Com isso foi possível avaliar a dependência espacial do índice S e criar uma função de pedotransferência que pudesse estima-lo, a partir de atributos de fácil determinação. Os resultados indicaram que as práticas de manejo do solo seguidas do cultivo do sorgo consorciado com *U. brizantha* aumentam os estoques de carbono orgânico total, por meio da fração estável (carbono orgânico associado à fração mineral), e da consequente redução das emissões de CO₂ do solo. O índice S pode ser aplicado em estudos de variabilidade espacial dos atributos do solo. Dentre os atributos de fácil determinação, apenas a macroporosidade, microporosidade e conteúdo de areia foram adequados para a construção de uma função de pedotransferência.

Palavras-chave: Estoques de carbono orgânico. Gases de efeito estufa. Geoestatística. Índice de qualidade do solo. Componentes canônicos.

ABSTRACT

Soil quality is not something that can be directly measured; however, it can be assessed by the attributes that characterize its physical, chemical and biological state. The choice of more relevant attributes and the interpretation of the measures obtained is not a simple matter, due to the effects of land use change and the interactions between them, the climatic conditions and ecosystem services of each region. The aim of this study was to provide an overview of some indicators of physical and chemical quality of the soil in the context of pasture restoration in the Brazilian Cerrado. The thesis is laid out in chapters, composing in addition to the general considerations presented in Chapter 1, Chapters 2 and 3, which are scientific studies to assess the physical and chemical quality of the soil. The experiments were carried out in the municipality of Selvíria – MS in two areas for extensive beef cattle, subsidized by the forage plant *Urochloa brizantha* cv. Marandu. Experimental meshes of 2.7 and 1.4 hectares, with 70 and 65 points, respectively, were installed in the areas and soil samples of deformed and undeformed structure were taken to assess the physical and chemical attributes. The total organic carbon stocks, their particle size fractions and the CO₂ emission in the areas were also evaluated, aiming to see the effects of the reform under the carbon input and the greenhouse gas emissions. In one of the areas, the soil water retention curve and S index were evaluated in all georeferenced points. With this, it was possible to evaluate the spatial dependence of the S index and create a pedotransfer function that could estimate it, based on easily determined attributes. The results indicated that the soil management practices followed by the cultivation of sorghum intercropped with *U. brizantha* increase the stocks of total organic carbon, through the stable fraction (organic carbon associated with the mineral fraction), and the consequent reduction in CO₂ emissions. from soil. The S index can be applied in studies of spatial variability of soil attributes. Among the attributes of easy determination, only the macroporosity, microporosity and sand content were adequate for the construction of a pedotransfer function.

Keywords: Organic carbon stocks. Greenhouse gases. Geostatistics. Soil quality index. Canonical components.

LISTA DE FIGURAS

Capítulo 2

Figura 1. Localização do local de estudo e representação da malha de amostragem georreferenciada, que continha 71 pontos [WGS 84, EPSG: 4326].	37
Figura 2. Curvas de retenção de água no solo em base volumétrica nos respectivos pontos de amostragem e nas camadas (A) de 0,00 a 0,15 m e (B) de 0,15 a 0,30 m.	39
Figura 3. Contribuição dos atributos do solo na variabilidade total do conjunto de dados, obtidos na análise de componentes principais.	47
Figura 4. Valores estimados do índice S por RLM em função dos valores observados do índice S do conjunto de dados de validação (42 amostras).	49
Figura 5. Semivariogramas teóricos experimentais e ajustados para os valores do índice S observados nas camadas de 0,00-0,15 m (A) e 0,15-0,30 m (C) e os valores do índice S estimados por RLM nas camadas de 0,00-0,15 m (B) e 0,15-0,30 m (D). Parâmetros de ajuste do modelo: modelo esférico (Sph) e gaussiano (Gau); pepita (C_0); contribuição (C); alcance (A_0); coeficiente de determinação (R^2); erro quadrático médio da raiz (RMSE). Parâmetros de validação cruzada: coeficiente linear (y_0); coeficiente angular (b) e coeficiente de correlação (R).	51
Figura 6. Mapas de krigagem do índice S observado e estimado nas camadas (A) 0,00–0,15 e (B) 0,15–0,30 m.	52

Capítulo 3

Figura 1. Precipitações e temperaturas mínima, média e máxima diárias durante o período de condução do experimento em um Latossolo Vermelho-Amarelo Distrófico. As ilustrações abaixo do gráfico correspondem aos históricos de manejo das áreas, bem como suas respectivas datas de realização, conforme exposto no eixo X do gráfico.	64
Figura 2. Localização do estudo e representação das malhas de amostragens com respectivos pontos georreferenciados (+) nas áreas de pastagem manejada e pastagem não manejada.	65
Figura 3. Diagrama de ordenação do primeiro par de variáveis canônicas representado pelos atributos físicos e químicos do solo (CCA dimension 1) e atributos relacionados ao carbono orgânico (CCA dimension 2) (A); e gráfico de dispersão do primeiro par de variáveis canônicas padronizadas (B).	76
Figura 4. Mapas de distribuição espacial do primeiro par de variáveis canônicas representado pelos atributos físicos e químicos do solo – V1 (A) e atributos relacionados ao carbono orgânico – U1 (B). Ao lado dos mapas contam os gráficos com a respectiva carga canônica de cada atributo relacionado na variável canônica.	78

LISTA DE TABELAS

Capítulo 2

Tabela 1. Estatística descritiva e teste de normalidade Shapiro e Wilk (S-W) para atributos do solo avaliados nas camadas (L1) de 0,00 a 0,15 m (L2) a 0,15 a 0,30 m.	44
Tabela 2. Análise dos componentes principais dos atributos físicos e químicos do solo nas camadas de 0,00–0,15 e 0,15–0,20 m.	46
Tabela 3. Resumo estatístico da regressão linear múltipla proposta usada para estimar o índice S em função dos atributos correlatos nos PCs da análise de componentes principais.	49

Capítulo 3

Tabela 1. Análise descritiva dos atributos do solo, teste de normalidade e comparação de médias em função dos sistemas de manejo das pastagens.	71
Tabela 2. Autovalores e correlações canônicas para os atributos do solo estudado.	72
Tabela 3. Cargas canônicas e carregamentos canônicos cruzados entre os atributos relacionados ao carbono orgânico e atributos físicos e químicos do solo, a partir da análise de correlação canônica.	74
Tabela 4. Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os componentes canônicos obtidos e atributos do solo submetido a dois sistemas de manejo de pastagens.	77

LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS

A ₀	Alcance
AD	Conteúdo de água disponível
AIC	Critério de informação de Akaike
BS	Soma de bases
C	Carbono
C ₀	Pepita do semivariograma
C ₁	Contribuição do semivariograma
CO ₂	Dióxido de carbono
CRA	Curva de retenção de água do solo
CTC	Capacidade de troca de cátions
DS	Densidade do solo
F	F calculado pelo teste de Fisher
ILP	Integração lavoura-pecuária
ILPF	Integração lavoura-pecuária-floresta
IPL	Integração pecuária-floresta
IQS	Índice de qualidade do solo
m	Parâmetro empírico de ajuste da CRA
MA	Macroporosidade
MI	Microporosidade
MOS	Matéria orgânica do solo
n	Parâmetro empírico de ajuste da CRA
S-OCAM	Estoque de carbono orgânico associado à fração mineral
S-POC	Estoque de carbono orgânico particulado
PC	Componente principal
PCA	Análise de componentes principais
PCA-IQS	Índice de qualidade do solo baseado em PCA
PT	Porosidade total
R	Coeficiente de correlação
R ²	Coeficiente de determinação
RLM	Regressão linear múltipla
RMSE	Raiz quadrada do erro quadrático médio
S	Índice S
SIPA	Sistemas integrados de produção agropecuária
t	t calculado pelo teste de Student
S-OC	Estoque de carbono orgânico total
α	Parâmetro empírico de ajuste da CRA
θ	Conteúdo de água no solo
θ _s	Conteúdo de água no ponto de saturação
θ ₃₀	Conteúdo de água no solo na tensão de 30 hPa
θ ₆₀	Conteúdo de água no solo na tensão de 60 hPa
θ ₁₀₀	Conteúdo de água no solo na tensão de 100 hPa
θ ₃₀₀	Conteúdo de água no solo na tensão de 300 hPa
θ ₆₀₀	Conteúdo de água no solo na tensão de 600 hPa
θ ₁₅₀₀	Conteúdo de água no solo na tensão de 1500 hPa
θ _r	Conteúdo de água residual
Ψ	Potenciais matriciais da água

V%	Saturação por bases
m%	Saturação por alumínio
H+Al	Acidez potencial
pH	Potencial hidrogeniônico em solução salina (CaCl ₂)
P	Fósforo disponível
K	Potássio trocável
Ca	Cálcio trocável
Mg	Magnésio trocável
Al	Alumínio trocável

SUMÁRIO

1	CONSIDERAÇÕES GERAIS	
1.1	INTRODUÇÃO.....	12
1.2	REVISÃO DE LITERATURA.....	15
1.2.1	<i>Sistemas de produção agropecuária e intensificação do uso do solo como estratégia para recuperação das pastagens.....</i>	15
1.2.2	<i>Curva de retenção de água e Índice S como indicadores de qualidade física do solo.....</i>	17
1.2.3	<i>Carbono e frações granulométricas da matéria orgânica do solo como indicadores de qualidade química do solo.....</i>	21
1.3	JUSTIFICATIVA E OBJETIVOS.....	24
	REFERÊNCIAS.....	26
2	DESENVOLVIMENTO DE UMA FUNÇÃO DE PEDOTRANSFERÊNCIA PARA ESTIMAR O ÍNDICE S E SUA VARIABILIDADE ESPACIAL EM UM LATOSSOLO SOB SISTEMA DE PECUÁRIA EXTENSIVA	
2.1	RESUMO.....	33
2.2	INTRODUÇÃO.....	34
2.3	MATERIAL E MÉTODOS.....	36
2.4	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	42
2.5	CONCLUSÕES.....	54
	REFERÊNCIAS.....	55
3	QUAL O IMPACTO DA REFORMA DE PASTAGENS NOS ESTOQUES DE CARBONO ORGÂNICO E A EMISSÃO DE CO₂ NO CERRADO BRASILEIRO?	
3.1	RESUMO.....	58
3.2	INTRODUÇÃO.....	59
3.3	MATERIAL E MÉTODOS.....	62
3.4	RESULTADOS.....	70
3.5	DISCUSSÃO.....	80
3.6	CONCLUSÕES.....	84
	REFERÊNCIAS.....	85
	DOCUMENTOS SUPLEMENTARES.....	91

1 CONSIDERAÇÕES GERAIS

1.1 INTRODUÇÃO

O solo é um recurso natural renovável, responsável por abrigar macro e microrganismos, bem como ser o meio de sobrevivência do ser humano. O solo exerce funções essenciais nos mais variados ecossistemas, dentre elas, a regulação do clima e da água, sequestro de carbono (C) e ciclagem de nutrientes (BOURMA, 2018). Essas funções vitais podem ser seriamente afetadas quando ocorrem desordens nos ecossistemas. A degradação do solo e a perda de biodiversidade são dois dos principais problemas globais que afetam os ecossistemas terrestres.

O conceito de “degradação” geralmente está associado aos efeitos negativos ou adversos que ocorrem no ecossistema, principalmente por atividades antropogênicas (LAL *et al.*, 1989). Raramente o termo se aplica às alterações decorrentes de fenômenos ou processos naturais. O termo degradação varia em função do campo do conhecimento humano. Por exemplo, no campo geomorfológico e de paisagismo, esses conceitos assumem uma perspectiva espacial (“*land disturbance*”), correlacionando o termo degradação aos efeitos geomorfológicos produzidos na paisagem por diferentes atividades humanas como: mineração em superfície, urbanização, pastagem, agricultura, usos recreativos e construção civil (LAL *et al.*, 1989). É sabido que muitos desses distúrbios têm importância menor ou são transitórios, e que a paisagem pré-existente pode ser recuperada para uma forma aceitável e produtiva em conformidade com um plano de uso precedente (DIAS; GRIFFITH, 1998).

No campo agrônomo, Lal *et al.* (1989), caracterizaram alguns processos e fatores que promovem a degradação do solo, sendo aqueles que alteram seus atributos químicos, físicos e biológicos, e que afetam a capacidade de autodepuração e produtividade do solo. Os autores também mencionam o efeito de agentes catalisadores naturais ou induzidos pelo homem, que modificam os processos naturais e atributos do solo. Dentre eles, há a salinização, a lixiviação, a alcalinização, a acidificação, a compactação, a erosão acelerada e a desertificação do solo. Ainda no campo agrônomo, a degradação do solo em áreas agrícolas deve focar, além dos processos retro citados, os aspectos econômicos, uma vez

que a perda de produtividade pode estar relacionada com o processo de degradação do solo (FREDDI *et al.*, 2007; TAVANTI *et al.*, 2019).

A maioria das funções do solo que interferem nos ecossistemas são difíceis de se avaliar diretamente. Uma inferência subjetiva, a partir de atributos mensuráveis do solo, isto é, atributos indicadores de qualidade do solo, pode ser útil e parametrizar a condição atual dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo (MUÑOZ-ROJAS, 2018).

Nas últimas três décadas, vários autores (FREDDI *et al.*, 2007; REICHERT *et al.*, 2016; TAVANTI *et al.*, 2019) destacaram a importância do uso de indicadores de diferentes naturezas (física, química e biológica) para alcançar um entendimento claro de qualidade do solo. No entanto, não há uma conformidade sobre qual indicador de qualidade do solo é ideal e que pondere sobre todas as naturezas citadas (SOJKA; UPCHURCH, 1999). Nesse sentido, e em vista de um indicador de qualidade física do solo capaz de prever seu comportamento de acordo com as práticas agrícolas, Letey (1985) propôs o conceito de “intervalo de água não-limitante”, na qual integra as relações entre atributos do solo e disponibilidade de água às plantas. Silva *et al.* (1994) aprimoraram esse conceito quando reuniram modelos matemáticos para estimar o conteúdo de água no solo que representasse a capacidade de campo, ponto de murcha permanente, porosidade de aeração e resistência mecânica à penetração, dando origem a um indicador de qualidade estrutural do solo conhecido como “intervalo hídrico ótimo”.

Com esse mesmo objetivo, Dexter (2003a, b, c) propôs o “índice S”, um indicador de qualidade estrutural do solo, que pode ser calculado a partir dos coeficientes de ajuste da curva de retenção de água no solo. Conceitualmente, este índice representa a inclinação da linha tangente ao ponto de inflexão da curva de retenção de água do solo. Diversos estudos, como os de Dexter (2004 a, b, c), Júnior *et al.* (2016), Magalhães *et al.* (2018), Rossetti e Centurion (2018), confirmaram a precisão do índice S para avaliar o estado de compactação do solo, o qual esteve correlacionado com a porosidade microestrutural, densidade aparente e teor de matéria orgânica do solo.

Em relação a natureza química ou de fertilidade dos solos, os teores e estoques de C orgânico têm sido os indicadores preferidos durante décadas pela comunidade científica (GIRMAY *et al.*, 2012; SOUZA *et al.*, 2014; PETTER *et al.*, 2017). O C orgânico do solo está ligado a inúmeras funções, dentre elas a

capacidade de retenção de cátions e ânions, retenção de água, poder de tamponamento do pH do solo, agente de agregação, agente quelante, dentre outros (BERNOUX *et al.*, 2009). Também é o principal indicador de material orgânico aportado nos ecossistemas terrestres e, portanto, é crucial para as estratégias de adaptação e mitigação das mudanças climáticas (LAL, 2010; SANDERMAN *et al.*, 2017). Vários estudos em escala local, regional ou global, consideram o C orgânico do solo como um indicador de degradação ou recuperação do solo (BÜNEMANN *et al.*, 2018).

Avanços recentes no desenvolvimento de metodologias para análises de solo, incluindo técnicas de sensoriamento, espectroscopia ou métodos moleculares, oferecem oportunidades sem precedentes para desvendar ainda mais feedbacks e interações clima-planta-solo durante a recuperação do ecossistema (MUÑOZ-ROJAS, 2018). No entanto, apesar dos benefícios potenciais do uso de novas técnicas, a calibração de parâmetros globais para utilização como indicadores de qualidade do solo continua sendo um desafio, devido à grande variabilidade nos tipos de solo, clima e ecossistemas (MUÑOZ-ROJAS, 2018).

Esse primeiro capítulo de revisão bibliográfica fornece uma visão geral do conhecimento de alguns indicadores de qualidade do solo, no contexto da restauração de um agroecossistema. Apresenta exemplos de indicadores físicos e químicos do solo, bem como abordagens de estatística espacial e modelagem matemática para sua avaliação.

1.2 REVISÃO DE LITERATURA

1.2.1 Sistemas de produção agropecuária e intensificação do uso do solo como estratégia para recuperação das pastagens

O sistema de pecuária extensiva ainda é predominante sobre a atividade agropecuária brasileira. Nesse sistema, a alimentação animal depende exclusivamente das pastagens, restringindo a suplementação alimentar ao fornecimento de sais minerais. Uma das principais características é a ausência de investimentos em preparo químico e físico do solo para melhoria das pastagens, que em grande parte, encontram-se em estágios de degradação. A produtividade anual da pecuária é abaixo de 120 kg de peso vivo, (quatro arrobas por hectare ano) (FIGUEIREDO *et al.*, 2007). O ganho médio de peso dos animais durante a estação das chuvas situa-se entre 0,4 e 0,5 kg dia⁻¹ animal⁻¹, na estação da seca os animais mantêm o peso ou podem chegar a perder até uma arroba nesse período (FIGUEIREDO *et al.*, 2007).

Já na pecuária intensificada é crescente a preocupação com a manutenção e melhoria das pastagens, empregando-se calcário, fertilizantes, rotação dos animais e variedades apropriadas de plantas forrageiras. Além da suplementação mineral, ocorre suplementação com fontes de proteínas e rações a pasto (semiconfinamento) e em confinamento. A produtividade anual é acima de 180 kg de peso vivo, (seis arrobas por hectare ano) (FIGUEIREDO *et al.*, 2007). O ganho médio de peso dos animais durante a estação das chuvas fica entre 0,6 e 1,0 kg animal⁻¹ dia⁻¹, na época da seca de 0,5 a 0,8 kg animal⁻¹ dia⁻¹ a pasto ou, ainda, acima de 1,0 kg por dia em confinamento (FIGUEIREDO *et al.*, 2007).

O Brasil é o maior exportador de carne bovina do mundo, também possui o maior rebanho comercial com aproximadamente 215,2 milhões de cabeças em 2015 (IBGE, 2015). Contudo, na região Sudeste do país, especificamente no estado de São Paulo, a realidade aponta estagnação da prática agropecuária, devido à queda do número efetivo de bovinos (IBGE, 2015). Proprietários rurais que exercem a pecuária extensiva de corte não têm tido êxito na transformação de sua renda, o que levou a uma concorrência das áreas ocupadas por pastagens com a lavoura de cana-de-açúcar. Nesta percepção, observou-se um aumento exponencial de áreas de pastagens degradadas arrendadas por usinas sucroalcooleiras na região, o qual

estimulou a um maior descarte de animais, inclusive de matrizes em semiconfinamentos, favorecendo a descapitalização dos produtores nos últimos anos.

Sistemas de manejo agrícola que intensificam a produção de grãos, carne ou leite com princípios sustentáveis vem sendo requeridos nas últimas décadas. A principal busca é voltada para modelos ou práticas agrícolas que minimizem os impactos causados pela conversão da vegetação nativa em agricultura, ou que possibilite a recuperação de áreas degradadas.

As propriedades agrícolas, em geral, necessitam de alternativas de rotação que possam intensificar o uso da terra, aumentar a sustentabilidade dos sistemas de produção e melhorar a renda. Assim como a degradação foi fruto de um processo histórico movido pelo ser humano, a recuperação também depende de ações humanas efetivas e emergenciais. Nesse sentido, a integração lavoura-pecuária desenvolveu-se como uma opção para regiões tipicamente agrícolas, sendo uma opção de diversificação, que possibilita a amortização dos investimentos em operações mecanizadas, preparo e correções do solo. Além disso, pode servir como uma fonte de alimento/ suplementação dos animais no período de reestabelecimento da planta forrageira na área.

Dentre as novas propostas de sistemas produtivos sustentáveis, destacam-se os sistemas integrados de produção agropecuária (SIPA), que tem como objetivo principal minimizar ou suprimir os impactos ambientais causados pela substituição da vegetação nativa (CECAGNO *et al.*, 2016; LEMAIRE *et al.*, 2014; MORAES *et al.*, 2014; ARAÚJO *et al.*, 2010). Os SIPA, na qual abrange a integração lavoura-pecuária (ILP), integração lavoura-pecuária-floresta (ILPF) e integração pecuária-floresta (IFP), foram reconhecidos pela Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura - FAO como alternativas viáveis para intensificação do uso da terra, pois reúnem uma gama de atributos raros em sistemas de produção de alimentos (OCDE/FAO, 2015). São sistemas mais eficientes no uso dos recursos naturais (WRIGHT *et al.*, 2012), promovem a ciclagem de nutrientes (SALTON *et al.*, 2014), reduzem os custos de produção (RYSCHAWY *et al.*, 2012) e mantêm altos níveis de produtividade (BALBINOT JÚNIOR *et al.*, 2009).

Contudo, a forma com que os SIPA afetam os atributos físicos e químicos do solo e o impacto destes sobre as emissões de gases de efeito estufa, principalmente nas regiões Noroeste de São Paulo e Leste de Mato Grosso do Sul ainda

permanecem incipientes. Alguns estudos na região Sul do Brasil relatam a ocorrência de uma compactação superficial do solo em SIPA, sendo resultado do pisoteio animal durante o período a ocupação das forrageiras, devido a taxa de lotação animal ser inadequada (STRUDLEY *et al.*, 2008; ALVAREZ *et al.*, 2009). Ainda, com a introdução do componente animal, o sistema passa a ter uma nova via de exportação e ciclagem de nutrientes (MORAES *et al.*, 2014). A distribuição do K, Ca e Mg no solo destes sistemas passa a ser heterogênea, bem como o controle do pH nas camadas subsuperficiais, tornam-se sérias preocupações para que os produtores adotem o sistema (RHEINHEIMER *et al.*, 2000; CAIRES *et al.*, 2005). Assim, pressupõe-se que tal condição também ocorra nas regiões Sudeste e Centro-Oeste do país.

Em áreas comerciais de produção de grãos os produtores implementam o sistema de diversas maneiras. Por exemplo, a frequência com que as culturas anuais e pastagens são rotacionadas variam de 2 a 5 anos, o que pode mudar de acordo com as preferências e perspectivas econômicas dos produtores. Com isso, quase todos os SIPA não possuem pastagens com mais de 2 anos e meio e, portanto, ainda não alcançaram estabilidade em termos de atividade microbiológica e aumento de matéria orgânica no solo, o que tornam extremamente difícil calcular uma taxa média de carbono e sua cumulação no solo (GIL *et al.*, 2015). Uma alternativa imediata para avaliação dos impactos do componente animal e da rotação de culturas sobre a qualidade física e química do solo, está em avaliar sistemas agropecuários consolidados, que vem desenvolvendo a prática a longo prazo, e que serão submetidos à um processo de reforma.

1.2.2 Curva de retenção de água e Índice S como indicadores de qualidade física do solo

O solo é formado por um conjunto de partículas sólidas, de diversas formas e tamanhos, entremeadas por poros, de diversas formas e tamanhos, na qual estão interconectados entre si (LIBARDI, 2010). Os poros resultantes do empacotamento das partículas do solo retêm a água com uma força originada pela capilaridade. Essa força de capilaridade ocorre efetivamente em poros com diâmetro menor que 0,03 mm, também conhecido como microporos, sendo mais importante a partir da capacidade de campo do solo. Na matriz do solo também ocorre um fenômeno

relacionado à retenção de água, também conhecido como adsorção, que ocorre nas superfícies dos colóides como filmes de água, são importantes para determinar o ponto de murcha permanente do solo, influenciada principalmente pela textura e pela sua superfície específica dos minerais de argila (HILLEL, 1971; REICHARDT, 1990; LIBARDI, 1995).

Um solo saturado por água, em equilíbrio, apenas sobre pressão atmosférica, quando submetido a uma força de pressão, terá parte de sua água retirada e o ar penetrará em seus poros. A partir do aumento desta pressão, poros cada vez menores perderão água, dando entrada a mais ar. Aplicando-se aumentos gradativos de força de pressão, o fenômeno se repetirá com a diminuição da espessura da película de água que envolve suas partículas. Esta água, estando “presa” com maior força, exigirá uma pressão de sucção cada vez maior para ser retirada (KLAR, 1988).

Pequenas variações de pressão de sucção respondem por praticamente toda a variação de umidade nos solos arenosos, enquanto nos solos argilosos modificações mais expressivas de umidade só são conseguidas pela aplicação de grandes pressões. Isso é explicado pelo fato de solos argilosos possuírem uma maior quantidade de poros de dimensões menores quando comparados ao solo arenoso, intensificando assim o efeito capilar. Além disso, o mecanismo de adsorção também ocorre de forma mais intensa em solos de textura fina, devido a maior área superficial específica das partículas que os compõem (PEREIRA, 2004).

Uma das equações mais utilizadas na literatura para descrever esse processo analiticamente é a curva de retenção de água no solo (CRA), que foi a proposta por Van Genuchten (1980) (Equação 1), na qual pode-se estimar a retenção de água do solo em qualquer nível de pressão aplicada. Ao construir um gráfico relacionando as umidades com as forças de pressão ou, também conhecidas como potenciais matriciais da água (Ψ), se torna possível prever o comportamento do solo sob condições de umedecimento e secagem (JURY; GARDNER; GARDNER, 1991).

$$\theta = \theta_r + \frac{\theta_s - \theta_r}{[1 + (\alpha|\Psi|)^n]^m} \quad (1)$$

em que: θ corresponde ao conteúdo volumétrico de água no solo ($\text{cm}^3 \text{ cm}^{-3}$); θ_r ao conteúdo de água residual ($\text{cm}^3 \text{ cm}^{-3}$); θ_s ao conteúdo de água no ponto de

saturação ($\text{cm}^3 \text{ cm}^{-3}$); Ψ ao potencial mátrico (kPa); α , m , n aos parâmetros empíricos da equação, sendo $m = -1(1/n)$.

Existem várias pesquisas publicadas com valores dos três parâmetros independentes de ajuste da equação de Van Genuchten (α , n , m) para diferentes tipos de solos e regiões. A equação de Van Genuchten (1980) possibilita a determinação de uma expressão analítica para a função de condutividade hidráulica de solos não saturados a partir de modelos matemáticos propostos por Mualem (1976).

Com a CRA são possíveis inúmeras aplicações, dentre elas a determinação da porosidade drenável, a capacidade de campo e ponto de murcha permanente, a água disponível, a condutividade hidráulica não saturada, além de balanço hídrico, determinando-se a variação do armazenamento de água no solo (CENTURION; ANDRIOLI, 2000). Nesse sentido, a qualidade física de um solo pode ser aferida pela CRA, pois leva em consideração parâmetros que estão diretamente correlacionados com as alterações impostas pelo manejo agrícola adotado e o desenvolvimento das plantas. Moraes *et al.* (1993), em seus estudos, avaliaram estatisticamente os pontos da curva de retenção de água do solo e verificaram que as umidades nas várias tensões consideradas em seus experimentos, apresentaram baixo do coeficiente de variação $< 10\%$. No mesmo trabalho, os autores identificaram que são necessários apenas 3 ou 4 amostras para estimar adequadamente a média da umidade para as várias tensões.

Mesmo com poucos pontos para determinação da CRA, ainda sim esse procedimento acaba sendo considerado de difícil execução, devido a coleta de amostras indeformadas, uso de laboratórios habilitados nas determinações dos atributos e técnicos treinados para interpretação dos resultados. Com isso, surgiram indicadores de qualidade física do solo extraídos da CRA, como por exemplo o índice S (DEXTER; BIRD, 2001; DEXTER, 2004), no qual tem sido amplamente utilizado para avaliar a qualidade do solo em relação à friabilidade, permeabilidade e estabilidade da estrutura do solo.

Conceitualmente, o índice S equivale à inclinação da reta tangente ao ponto de inflexão da CRA. É determinado expressando-se o conteúdo gravimétrico de água em função do potencial mátrico após ajuste da equação de Van Genuchten. Pode ser mensurado diretamente na curva de retenção quando obtida com muitos pontos medidos e com exatidão (SILVA *et al.*, 2010). No entanto, torna-se mais

apropriado ajustar a CRA a uma função matemática e mensurar o índice S a partir dos parâmetros da função (Equação 2).

$$S = -n(\theta_s - \theta_r) \left(1 + \frac{1}{m}\right)^{-(1+m)} \quad (2)$$

em que: n e m correspondem aos parâmetros empíricos que governam o formato da curva; θ_r ao conteúdo de água residual (kg kg^{-1}); e θ_s ao conteúdo de água no ponto de saturação (kg kg^{-1}).

Os valores do índice S são altamente correlacionáveis com a densidade do solo, porosidade total, macroporosidade e teor de matéria orgânica do solo (DEXTER, 2004a; ANDRADE; STONE, 2008; BEUTLER, *et al.*, 2008; FREDDI *et al.*, 2009; CUNHA *et al.*, 2011; SILVA *et al.*, 2012). Ainda não existe um consenso sobre valores considerados restritivos para solos brasileiros. Dexter (2004a) propõe valores de S acima de 0,035 para áreas com condições favoráveis e valor de $S < 0,020$ com condições muito restritivas ao crescimento das plantas em solos de clima temperado. Andrade e Stone (2008), avaliando solos sob cerrado, encontraram valores de índice S de 0,045 como adequado à diferenciação entre solos com boa qualidade estrutural e solos com uma tendência a se tornar degradado.

Em todo o mundo, o Brasil é o país que mais realizou citações do artigo de Dexter (2004a, b, c), mensurando a importância do índice S e correlacionando-o com diversos atributos do solo. Segundo Van Lier (2014), apesar do índice S se correlacionar com a densidade e a porosidade total do solo, este indicador tem demonstrado ser incapaz de prever a qualidade física do solo, visto que o valor crítico não permite previsões confiáveis sob diversas condições, e que pelo fato do índice S ser um parâmetro estático, torna-se incapaz de descrever processos dinâmicos.

O desenvolvimento de novos índices de avaliação de qualidade física do solo torna os estudos sobre os sistemas de produção mais confiáveis e o diagnóstico mais preciso. Segundo Maia (2011), o estudo do índice S tem avançado no Brasil, pois este indicador apresenta sensibilidade para identificar a degradação da qualidade física do solo em diferentes sistemas de uso agrícola. Baseado nos trabalhos de Dexter (2004a; 2004b; 2005c), este mesmo autor propõe a necessidade de padronização no uso da umidade do solo expressa em base gravimétrica (kg kg^{-1})

e uso da restrição $m = 1-1/n$ para comparação dos valores de referência, evitando desta forma valores incoerentes de índice S.

1.2.3 Carbono e frações granulométricas da matéria orgânica do solo como indicadores de qualidade química do solo

A matéria orgânica do solo (MOS) encontra-se em formas muito variáveis nos solos, principalmente quanto a sua composição química, grau de decomposição, tamanho de partículas, recalcitrância, proteções físicas e químicas (COSTA *et al.*, 2008). Métodos de fracionamento da MOS (químico ou físico) são úteis para classificar e quantificar seu acúmulo, bem como entender o grau de alteração imposto pelos sistemas agrícolas (CAMBARDELLA; ELLIOT, 1992). No fracionamento granulométrico (físico) da MOS, especificamente, são obtidas duas frações: particulada e associada aos minerais do solo. A MOS particulada é o material orgânico recentemente adicionado ao solo, em estágios iniciais de decomposição e com partículas maiores que 53 μm (CAMBARDELLA; ELLIOT, 1992). Essa fração também é considerada um indicador sensível às mudanças no manejo do solo e dos resíduos, correspondendo aos conjuntos de MOS lenta (PARTON *et al.*, 1987) e decomponíveis (VAN VEEN; PAUL, 1981) utilizados em modelos de simulação. A fração associada aos minerais do solo é aquela mais estável, não apresentando sensibilidade imediata às práticas de manejo do solo; portanto, constitui-se no estoque de C à médio e longo prazo.

Entre os processos de estabilização MOS, a importância das reações com os minerais tem sido cada vez mais enfatizada. Os mecanismos específicos incluem a sorção físico-química da MOS em minerais secundários e a agregação física (occlusão) (EUSTERHUES *et al.*, 2005; SOLLINS *et al.*, 2006; WANG *et al.*, 2014). A MOS associada a minerais é fortemente relacionada à área superficial específica dos minerais do solo (MAYER; XING, 2001; KAISER; GUGGENBERGER, 2003; EUSTERHUES *et al.*, 2005), aos tipos de minerais (GAO *et al.*, 2017; KAISER; GUGGENBERGER, 2003) e a composição química de compostos orgânicos na MOS (HELFRICH *et al.*, 2006; CHEN *et al.*, 2014; WANG *et al.*, 2019). Para tanto, esses compostos orgânicos estabilizados quimicamente com minerais específicos têm tempos de rotação diferentes no solo, que são mais longos (décadas a séculos) do que a MOS particulada ou C orgânico em agregados (TRUMBORE, 2000). Os

efeitos da conversão do uso da terra de florestas para culturas agrícolas sobre os compostos de MOS associados à fração mineral permanecem pouco elucidados.

Don *et al.* (2011) relataram os efeitos da conversão de florestas nativas em terras cultiváveis e culturas perenes em perdas de C na ordem de 25% e 30%, respectivamente. Segundo os autores, essas mudanças foram controladas pelo microclima e pela quantidade, qualidade e caminhos de entrada de C. Além disso, diminuições na concentração de C, induzidas pelo cultivo, resultam em um acúmulo relativo de C aromático na MOS associada à fração mineral (HELFRICH *et al.*, 2006) e o cultivo pode aumentar a proporção de nitrogênio heterocíclico no solo (GILLESPIE *et al.*, 2011; LEINWEBER *et al.*, 2009). A quantidade de MOS associada à fração mineral pode ser controlada por transformação microbiana e composição mineral (KOPITKE *et al.*, 2018). Em solos com baixa capacidade de oclusão da fração estabilizada é possível verificar maior grau de alteração imposto pelos sistemas de manejo do solo.

O balanço de C no solo é dependente da relação entre as adições de C fotossintetizado pelas plantas (parte aérea e raízes), e as perdas de C para a atmosfera, resultantes da oxidação microbiana do C orgânico em CO₂ (COSTA *et al.*, 2008). O processo de emissão de CO₂ do solo também está associado ao aumento da atividade microbiana, promovido especialmente pelas práticas de preparo do solo e outras atividades de manejo, como calagem (FUENTES *et al.*, 2006; ALMARAZ *et al.*, 2009) e adubação (YANG *et al.*, 2017). O preparo do solo aumenta, inicialmente, as taxas de emissão de CO₂ do solo para a atmosfera, pois além da solubilização de carbonatos (oriundos do calcário) e o rompimento dos agregados do solo, parte do C ocluído torna-se mais suscetível à mineralização, devido a sua exposição à ação microbiana, favorecida pelo aumento da oxigenação e temperatura do solo (SILVA *et al.*, 2014; SCHWARTZ *et al.*, 2010). Após um curto período de tempo, ocorre a redução das frações lábeis da MOS, e a atividade basal microbiana decresce (SIX *et al.*, 2006).

Em alguns casos, alterações imediatas na fração mais estável da MOS podem acontecer. Lindahl *et al.* (2007) mostraram que a decomposição da MOS por fungos e bactérias é espacialmente separada e executada por grupos que habitam diferentes horizontes do solo. Fungos saprófitos estão nas camadas superficiais do solo, principalmente ácidos, decompõem o material recém aportado e são os principais responsáveis pela mineralização do C em frações particuladas. Em

contrapartida, actinomicetos, α -proteobacteria e γ -proteobacteria dominam os horizontes subjacente e são especializados em decomposição de húmus (BUGG *et al.*, 2011; HUANG *et al.*, 2013).

A composição química da palhada de diferentes espécies vegetais é variável e diferentes microrganismos podem ser necessários para decompor os vários tipos de matéria orgânica. Nesse sentido, o manejo químico e físico do solo, dado por operações de correções de acidez, adubação e revolvimento das camadas superficiais, podem alterar diretamente as populações e atividade da microbiota do solo, bem como a taxa de decomposição da MOS estabilizada. Hifas fúngicas podem atuar como vetores de transporte de bactérias, permitindo que as bactérias colonizem novos substratos mais rápidos (KOHLMEIER *et al.*, 2005). Este processo chamado "*highway fungal*" pode facilitar a decomposição de húmus por bactérias, especialmente sob condições de seca, por utilizar biofilmes de hifas para a dispersão e colonização de novos substratos (PEROTTO; BONFANTE, 1997). A capacidade de estimar quantitativamente as frações de MOS é especialmente importante para entender sua dinâmica nos sistemas de manejo agrícolas e agropecuários.

1.2 JUSTIFICATIVA E OBJETIVOS

A preocupação com a proteção dos recursos naturais tem incentivado o estudo das cadeias produtivas relacionadas à agricultura e pecuária. Saber quais as formas de cultivo e manejo do solo mais eficientes, bem como os impactos e alterações impostas pelos sistemas agrícolas no agroecossistema, são as primícias para uma produção sustentável. Ferramentas para a avaliação desses sistemas, como por exemplo o uso de indicadores de qualidade do solo, vem sendo requeridos nos últimos anos.

A redução da produtividade das pastagens em solos tropicais, geralmente tem sido correlacionada ao manejo inadequado da fertilidade do solo, das espécies forrageiras exploradas e da taxa de lotação animal, que comprometem a qualidade física e química do solo. Na região Sudeste do país, especificamente no estado de São Paulo, a realidade é de estagnação da prática agropecuária, devido à queda do número efetivo de bovinos (IBGE, 2015). Proprietários rurais que exercem a pecuária extensiva de corte não têm tido êxito na transformação de sua renda, o que levou a uma concorrência das áreas ocupadas por pastagens com a lavoura de cana-de-açúcar. Essa mudança no uso da terra de pastagens degradadas para cultura da cana-de-açúcar estimulou o maior descarte de animais, inclusive de matrizes em semiconfinamentos. Tal condição é justificada por problemas relacionados à qualidade e estrutura do solo, que não dá aporte para máxima expressão produtiva das pastagens.

No Cerrado Brasileiro, são escassos os estudos que estimam a qualidade física e química dos solos submetidos a diferentes sistemas agropecuários, por meio de indicadores de qualidade do solo, e os correlacionam com as práticas de manejo ou modificações ocasionadas nos sistemas. Aproximadamente 30 anos, a Fazenda de Ensino Pesquisa e Extensão da UNESP de Ilha Solteira iniciou estudos em sistemas de produção agropecuária em Selvíria – Mato Grosso do Sul – buscando incentivar e melhor entender a prática da pecuária na região Sudeste do Brasil. Em 1989, a área da fazenda foi aberta, mecanizada e, posteriormente, dividida em talhões com dimensões variando de 1,0 a 3,0 hectares. Esses talhões foram destinados a exploração da pecuária extensiva de corte, subsidiada pela planta forrageira *Urochloa brizantha* cv. Marandu. Em 2017, o sistema de manejo de pastagens foi alterado em alguns dos talhões da fazenda, visando o cultivo do sorgo

forrageiro (*Sorghum bicolor* L. Moench) após as correções de acidez e adubação, na época das chuvas, para produção de silagem. Após a colheita do sorgo, as áreas utilizadas para reforma retornavam ao sistema de pecuária extensiva.

REFERÊNCIAS

- ALMARAZ, J. J.; ZHOU, X.; MABOOD, F.; MADRAMOOTOO, C.; ROCHETTED, P.; MA, B. L.; SMITH, D. L. Greenhouse gas fluxes associated with soybean production under two tillage systems in Southwestern Quebec. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 104, n. 1, p. 134-139, 2009.
- ALVAREZ, C. R.; TABOADA, M. A.; GUTIERREZ BOEM, F. H.; BONO, A.; FERNANDEZ, P. L.; PRYSTUPA, P. Topsoil properties as affected by tillage systems in the Rolling Pampa Region of Argentina. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 73, n. 4, p. 1242-1250, 2009.
- ANDRADE, R. S.; STONE, L. F. Índice S como indicador da qualidade física de solos do cerrado brasileiro. **Revista Brasileira Engenharia Agrícola Ambiental**, Campina Grande, v. 13, p. 382-388, 2008.
- ARAÚJO, F. S.; SALVIANO, A. A. C.; LEITE, L. F. C.; SOUZA, Z. M. ; SOUSA, A. C. M. Physical quality of a Yellow Latossol under integrated crop-livestock system. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 34, n. 1, p. 717–723, 2010.
- BALBINOT JUNIOR, A. A.; MORAES, A. ; VEIGA, M. ; PELISSARI, A.; DIECKOW, J. Integração lavoura-pecuária: intensificação de uso de áreas agrícolas. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 39, p. 1925–1933, 2009.
- BERNOUX, M.; CERRI, C. C.; CERRI, C. E. P.; NETO, M. S.; METAY, A.; PERRIN, A. S.; SCOPEL, E.; TANTELY, R.; BLAVET, D.; DE PICCOLO, M. C; PAVEI, M. *In: Cropping systems, carbon sequestration and erosion in brazil: a review.* LICHTFOUSE, E.; NAVARRETE M.; DEBAEKE, P.; VÉRONIQUE, S.; ALBEROLA, C. (ed.). Dordrecht: Springer, 2009. Sustainable Agriculture.
- BEUTLER, A. N.; FREDDI, O. S.; LEONE, C. L.; CENTURION, J. F. Densidade do solo relativa e parâmetro “S” como indicadores da qualidade física para culturas anuais. **Revista de Biologia e Ciências da Terra**, São Cristovão, v. 8, n. 2, p. 27-36, 2008.
- BOUMA, J. The challenge of soil science meeting society's demands in a “post-truth”, “fact free” world. **Geoderma**, Amsterdam, v. 310, p. 22-28, 2018.
- BUGG, T. D.; AHMAD, M.; HARDIMAN, E. M.; RAHMANPOUR, R. Pathways for degradation of lignin in bacteria and fungi. **Natural Product Reports**, London, v. 28, n. 12, p. 1883-1896, 2011.
- BÜNEMANN, E. K.; BONGIORNO, G.; BAI, Z.; CREAMER, R. E.; DE DEYN, G.; DE GOEDE, R.; FLESKENS, L.; GEISSEN, V.; KUYPER, T. W.; MÄDER, P.; PULLEMAN, M. Soil quality – a critical review. **Soil Biology and Biochemistry**, Elmsford, v. 120, p. 105-125, 2018.

CAMBARDELLA, C. A.; ELLIOTT, E. T. Particulate soil organic-matter changes across a grassland cultivation sequence. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 56, n. 3, p. 777-783, 1992.

CAIRES, E. F.; ALLEONI, L. R. F.; CAMBRI, M. A.; BARTH, G. Surface application of lime for crop grain production under a no-till system. **Agronomy Journal**, Madison, v. 97, n. 3, p. 791–798, 2005.

CECAGNO, D.; ANDRADE COSTA, S. E. V. G. DE; ANGHINONI, I.; KUNRATH, T. R.; MARTINS, A. P.; REICHERT, J. M.; GUBIANI, P. I. Least limiting water range and soybean yield in a long-term, no-till, integrated crop-livestock system under different grazing intensities. **Soil and Tillage Research**, Netherlands, v. 156, p. 54–62, 2016.

CENTURION, J. F.; ANDRIOLI, I. Regime hídrico de alguns solos de Jaboticabal. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 24, n. 4, p. 701-709, 2000.

CHEN, C.; DYNES, J. J.; WANG, J.; KARUNAKARAN, C.; SPARKS, D. L. Soft X-ray spectromicroscopy study of mineral-organic matter associations in pasture soil clay fractions. **Environmental Science & Technology**, Washington, v. 48, n. 12, p. 6678-6686, 2014.

COSTA, F. D. S.; BAYER, C.; ZANATTA, J. A.; MIELNICZUK, J. Estoque de carbono orgânico no solo e emissões de dióxido de carbono influenciadas por sistemas de manejo no sul do Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, n. 1, p. 323-332, 2008.

CUNHA, E. Q.; STONE, L. F.; MOREIRA, J. A. A.; FERREIRA, E. P. B.; DIDONET, A. D.; LEANDRO, W. M. Sistemas de preparo do solo e culturas de cobertura na produção orgânica de feijão e milho. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 35, p. 589-602, 2011.

DEXTER, R. Soil physical quality Part I. Theory, effects of soil texture, density, and organic matter, and effects on root growth. **Geoderma**, Amsterdam, v. 120, p. 201–214, 2004a.

DEXTER, A. R. Soil physical quality: Part II. Friability, tillage, filth and hard-setting. **Geoderma**, Amsterdam, v. 120, p. 215-225, 2004b.

DEXTER, A. R. Soil physical quality: Part III. Unsaturated hydraulic conductivity and general conclusions about S-theory. **Geoderma**, Amsterdam, v. 120, p. 227-239, 2004c.

DEXTER, A. R.; BIRD, N. R. A. Methods for predicting the optimum and the range of soil water contents for tillage based on the water retention curve. **Soil and Tillage Research**, Madison, v. 57, p. 203-212, 2001.

DIAS, L.; GRIFFITH, J. Conceituação e caracterização de áreas degradadas. in: ANAIS DO SIMPÓSIO NACIONAL DE RECUPERAÇÃO DE ÁREAS DEGRADADAS, 3, 1998, Viçosa. **Anais [...]**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa ;Departamento de Solos, 1998.

DON, A.; SCHUMACHER, J.; FREIBAUER, A. Impact of tropical land-use change on soil organic carbon stocks—a meta-analysis. **Global Change Biology**, Illinois, v. 17, n. 4, p. 1658-1670, 2011.

EUSTERHUES, K.; RUMPEL, C.; KÖGEL-KNABNER, I. Stabilization of soil organic matter isolated via oxidative degradation. **Organic Geochemistry**, Oxford, v. 36, n. 11, p. 1567-1575, 2005.

FIGUEIREDO, D. M. D.; OLIVEIRA, A. S. D.; SALES, M. F. L.; PAULINO, M. F.; VALE, S. M. L. R. D. Análise econômica de quatro estratégias de suplementação para recria e engorda de bovinos em sistema pasto-suplemento. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 36, n. 5, p. 1443-1453, 2007.

FREDDI, O. S.; CENTURION, J. F.; DUARTE, A. P.; LEONEL, C. L. Compactação do solo e produção de cultivares de milho em Latossolo Vermelho. I – Características de planta, solo e índice S. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 33, p. 793-803, 2009.

FREDDI, O. S.; CENTURION, J. F.; BEUTLER, A. N.; ARATANI, R. G.; LEONEL, C. L. Compactação do solo no crescimento radicular e produtividade da cultura do milho. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, n. 4, p. 627-636, 2007.

FUENTES, J.P.; BEZDICEK, D.F.; FLURY, M.; ALBRECHT, S.; SMITH, J.L. Microbial activity affected by lime in a long-term no-till soil. **Soil Tillage and Research**, Amsterdam, v. 88, n. 1-2, p. 123-131, 2006.

GAO, J.; JANSEN, B.; CERLI, C.; HELMUS, R.; MIKUTTA, R.; DULTZ, S.; GUGGENBERGER, G.; KALBITZ, K. Competition and surface conditioning alter the adsorption of phenolic and amino acids on soil minerals. **European Journal of Soil Science**, Oxford, v. 68, n. 5, p. 667-677, 2017.

GILLESPIE, A. W.; WALLEY, F. L.; FARRELL, R. E.; LEINWEBER, P.; ECKHARDT, K. U.; REGIER, T. Z.; BLYTH, R. I. R. XANES and pyrolysis-FIMS evidence of organic matter composition in a hummocky landscape. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 75, n. 5, p. 1741-1755, 2011.

GIRMAY, G.; SINGH, B. R. Changes in soil organic carbon stocks and soil quality: land-use system effects in northern Ethiopia. **Acta Agriculturae Scandinavica, Section B-Soil & Plant Science**, Copenhagen, v. 62, n. 6, p. 519-530, 2012.

HELFRICH, M.; LUDWIG, B.; BUURMAN, P.; FLESSA, H. Effect of land use on the composition of soil organic matter in density and aggregate fractions as revealed by solid-state ¹³C NMR spectroscopy. **Geoderma**, Amsterdam, v. 136, n. 1-2, p. 331-341, 2006.

HILLEL, D. **Soil and water: physical principles and processes**. New York: Academic Press, 1971. 288 p.

HUANG, X. F.; SANTHANAM, N.; BADRI, D. V.; HUNTER, W. J.; MANTER, D. K.; DECKER, S. R.; VIVANCO, J. M.; REARDON, K. F. Isolation and characterization of lignin-degrading bacteria from rainforest soils. **Biotechnology and Bioengineering**, New York, v. 110, n. 6, p. 1616-1626, 2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. 40. Produção da pecuária municipal, Rio de Janeiro: IBGE, 2015. 47 p. Disponível em: http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/84/ppm_2015_v43_br.pdf. Acesso em: 12 dez. 2019.

JURY, W. A.; GARDNER, W. R.; GARDNER, W. H. **Soil physics**. 5. ed. New York: John Wiley, 1991. 328 p.

KAISER, K.; GUGGENBERGER, G. Mineral surfaces and soil organic matter. **European Journal of Soil Science**, Oxford, v. 54, n. 2, p. 219-236, 2003.

KLAR, A. E. **A água no sistema solo-planta-atmosfera**. 2. ed. São Paulo: Nobel, 1988. 408 p.

KOHLMEIER, S.; SMITS, T. H. M.; FORD, R. M.; KEEL, C.; HARMS, H.; WICK, L. Y. Taking the fungal highway, mobilization of pollutant-degrading bacteria by fungi. **Environmental Science & Technology**, Easton, v. 39, p. 4640-4646, 2005.

KOPITTKKE, P. M.; HERNANDEZ-SORIANO, M. C.; DALAL, R. C.; FINN, D.; MENZIES, N. W.; HOESCHEN, C.; MUELLER, C. W. Nitrogen-rich microbial products provide new organo-mineral associations for the stabilization of soil organic matter. **Global Change Biology**, Oxford, v. 24, n. 4, p. 1762-1770, 2018.

LAL, R. Managing soils and ecosystems for mitigating anthropogenic carbon emissions and advancing global food security. **Bioscience**, Washington, v. 60, n. 9, p. 708–721, 2010.

LAL, R.; HALL, G. F.; MILLER, F. P. Soil degradation. I basic processes. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 73, n. 1, p. 82-92, 2009.

LEMAIRE, G.; FRANZLUEBBERS, A.; CARVALHO, P. C. D. F.; DEDIEU, B. Integrated crop-livestock systems: strategies to achieve synergy between agricultural production and environmental quality. **Agriculture, Ecosystems and Environment**, Amsterdam, v. 190, p. 4–8, 2014.

LIBARDI, P. L. Água no solo. In: VAN LIER, Q. J. (ed.). **Física do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2010. 152 p.

LINDAHL, B.D.; TUNLID, A. Ectomycorrhizal fungi–potential organic matter decomposers, yet not saprotrophs. **New Phytologist**, Cambridge, v. 205, n. 4, p. 1443-1447, 2015.

LUCCARELLI, R. S.; SANTOS, G. Análise da viabilidade econômica da pecuária de corte na fase de cria, no município de Itapira-SP. **Revista iPecege**, Piracicaba, v. 2, n. 4, p. 73-82, 2016.

MAIA, C. E. Índice S para avaliação da qualidade física de solos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 35, p. 1959-1965, 2011.

MORAES, A. DE; CARVALHO, P. C. DE F.; ANGHINONI, I.; LUSTOSA, S. B. C.; COSTA, S. E. V. G. ; KUNRATH, T. R. Integrated crop-livestock systems in the Brazilian subtropics. **European Journal of Agronomy**, Madison, v. 57, p. 4–9, 2014.

MORAES, S. O.; LIBARDI, P. L.; DOURADO NETO, D. Problemas metodológicos na obtenção da curva de retenção da água no solo. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 50, n. 3, p. 383-392, 1993.

MUALEM, Y. A new model for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated porous media. **Water Resources Research**, Washington, v. 12, n. 3, p. 513-522, 1976.

MUÑOZ-ROJAS, M. Soil quality indicators: critical tools in ecosystem restoration. **Current Opinion in Environmental Science & Health**, Amsterdam, v. 5, p. 47-52, 2018.

OCDE/FAO. **Brazilian agriculture**: prospects and challenges. OECD-FAO Agricultural Outlook 2015, p. 61–108, 2015. Disponível em: http://www.oecd-ilibrary.org/agriculture-and-food/oecd-fao-agricultural-outlook-2015_agr_outlook-2015-en. Acesso em: 12 mar. 2019.

PARTON, W. J.; SCHIMEL, D. S.; COLE, C. V.; OJIMA, D. S. Analysis of factors controlling soil organic matter levels in Great Plains Grasslands. **Soil Science Society of America Journal**, Amsterdam, v. 51, n. 5, p. 1173-1179, 1987.

PEREIRA, E. M. **Estudo do comportamento à expansão de materiais sedimentares da formação Guabirotuba em ensaios com sucção controlada**. 2004. 253 f. Tese (Doutorado em Engenharia Geotécnica) Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2004.

PEROTTO, S.; BONFANTE, P. Bacterial associations with mycorrhizal fungi: Close and distant friends in the rhizosphere. **Trends in Microbiology**, Cambridge, v. 15, p. 496-501, 2007.

PETTER, F. A.; LIMA, L. B.; MORAIS, L. A.; TAVANTI, R. F. R.; NUNES, M. E.; FREDDI, O. S.; MARIMON JR, B. H. Carbon stocks in oxisols under agriculture and forest in the southern Amazon of Brazil. **Geoderma Regional**, Amsterdam, v. 11, p. 53-61, 2017.

REICHARDT, K. **A água em sistemas agrícolas**. São Paulo: Manole, 1990. 188 p.

RHEINHEIMER, D. S.; SANTOS, E. J. S.; KAMINSKI, J.; XAVIER, F. M. Aplicação superficial de calcário no sistema plantio direto consolidado em solo arenoso. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 30, n. 2, p. 263–268, 2000.

RYSCHAWY, J.; CHOISIS, N.; CHOISIS, J. P.; JOANNON, A.; GIBON, A. Mixed crop-livestock systems: an economic and environmental-friendly way of farming? **Animal**, Bethesda, v. 6, n. 10, p. 1722–30, 2012.

SALTON, J. C.; MERCANTE, F. M.; TOMAZI, M.; ZANATTA, J. A.; CONCENÇO, G.; SILVA, W. M.; RETORE, M. Integrated crop-livestock system in tropical Brazil: Toward a sustainable production system. **Agriculture, Ecosystems and Environment**, Amsterdam, v. 190, p. 70–79, 2014.

SANDERMAN, J.; HENGL, T.; FISKE, G.J. Soil carbon debt of 12,000 years of human land use. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, Allahabad, v. 114, n. 36, p. 9575-9580, 2017.

SCHWARTZ, R. C.; BAUMHARDT, R. L.; EVETT, S. R. Tillage effects on soil water redistribution and bare soil evaporation throughout a season. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 110, n. 2, p. 221–229, 2010.

SILVA, A. P.; TORMENA, C. A.; DIAS JUNIOR, M. S.; IMHOFF, S. ; KLEIN, V. A. Indicadores da qualidade física do solo. In: Lier, Q. J. van (ed.). **Física do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2010. 282 p.

SILVA, B. M.; OLIVEIRA, G. C.; SERAFIM, M. E.; SILVA, E. A.; OLIVEIRA, L. M. Índice S no diagnóstico da qualidade estrutural de Latossolo muito argiloso sob manejo intensivo. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v. 28, p. 338-345, 2012.

SILVA, E. D. F.; MOITINHO, M. R.; TEIXEIRA, D. D. B.; PEREIRA, G. T.; LA SCALA JUNIOR, N. Emissão de CO₂ do solo associada à calagem em área de conversão de laranja para cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 34, n. 5, p. 885-898, 2014.

SIX, J.; FREY, S. D.; THIES, R. K.; BATTEN, K. M. Bacterial and fungal contributions to carbon sequestration in agroecosystems. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v. 70, n. 2, p. 555-569, 2006.

SOLLINS, P.; SWANSTON, C.; KLEBER, M.; FILLEY, T.; KRAMER, M.; CROW, S.; CALDWELL, B. A.; LAJTHA, K.; BOWDEN, R. Organic C and N stabilization in a forest soil: evidence from sequential density fractionation. **Soil Biology and Biochemistry**, Elmsford, v. 38, p. 3313–3324, 2006.

SOUZA, E. D.; COSTA, S. E. V. G. A.; ANGHINONI, I.; CARNEIRO, M. A. C.; MARTINS, A. P.; BAYER, C. Soil quality indicators in a Rhodic Paleudult under long term tillage systems. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 139, p. 28-36, 2014.

STRUDLEY, M. W.; GREEN, T. R.; ASCOUGH, J. C. Tillage effects on soil hydraulic properties in space and time: State of the science. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 99, n. 1, p. 4–48, 2008.

TAVANTI, R. F. R.; FREDDI, O. S.; MARCHIORO, V.; TAVANTI, T. R.; GALINDO, F. S.; WRUCK, F. J.; SHIRATSUCHI, L.; BREDA, C. C. Least limiting water as a soil

indicator in an integrated crop-livestock systems of the Cerrado, Brazil. **Geoderma Regional**, Amsterdam, v. 19, p. e00232, 2019.

TRUMBORE, S. Age of soil organic matter and soil respiration: radiocarbon constraints on belowground C dynamics. **Ecological Applications**, Washington, v. 10, n. 2, p. 399-411, 2000.

VAN GENUCHTEN, M. T, 1980. A closed-form equation for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 44, n. 5, p. 892-898, 1980.

VAN LIER, Q. J. Revisiting the s-index for soil physical quality and its use in Brazil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 38, p. 1-10, 2014.

VAN VEEN, J. A.; PAUL, E. A. Organic carbon dynamics in grassland soil. Background simulation and model verification. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, v. 61, p. 185-201, 1981.

WANG, X.; CAMMERAAAT, E. L. H.; CERLI, C.; KALBITZ, K. Soil aggregation and the stabilization of organic carbon as affected by erosion and deposition. **Soil Biology and Biochemistry**, Emsford, v. 72, p. 55–65, 2014.

WANG, X.; JELINSKI, N. A.; TONER, B.; YOO, K. Long-term agricultural management and erosion change soil organic matter chemistry and association with minerals. **Science of the Total Environment**, Amsterdam, v. 648, p. 1500-1510, 2019.

YANG, X.; MENG, J.; LAN, Y.; CHEN, W.; YANG, T.; YUAN, J.; LIU, S.; HAN, J. Effects of maize stover and its biochar on soil CO₂ emissions and labile organic carbon fractions in Northeast China. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, Amsterdam, v. 240, p. 24-31, 2017.

2 DESENVOLVIMENTO DE UMA FUNÇÃO DE PEDOTRANSFERÊNCIA PARA ESTIMAR O ÍNDICE S DE UM LATOSSOLO SOB SISTEMA DE PECUÁRIA EXTENSIVA

2.1 RESUMO

Vários atributos são necessários para construir indicadores de qualidade física do solo. No entanto, a determinação desses atributos é demorada e requer vários dispositivos específicos. Assim, é desejável desenvolver índices que expressem a qualidade do solo com base em atributos de fácil determinação. O objetivo deste estudo foi investigar a variabilidade espacial do índice S e sua correlação com outros atributos físicos e químicos do solo para gerar uma função de pedotransferência para estimá-lo. Foi instalada uma malha georreferenciada de 71 pontos de amostragem, cobrindo uma área de 1,4 hectares. As amostras de solo foram coletadas em camadas de 0,00-0,15 m e 0,15-0,30 m para determinar os atributos físicos e químicos. Os resultados indicaram que o índice S estava correlacionado com porosidade, estoques de carbono, capacidade de troca catiônica e frações granulométricas do solo. Entretanto, a macroporosidade, microporosidade e areia foram os atributos mais adequados para a construção da função de pedotransferência. Uma análise dos componentes principais indicou que o índice S representou 9,4% e 11,5% da variabilidade total no conjunto de dados nas respectivas camadas do solo. Modelos de semivariograma esférico mostraram que o índice S era espacialmente dependente e variava entre 84 e 188 m. Os mapas do índice S estimados pela função de pedotransferência se assemelham aos valores S observados; portanto, a função pode ser aplicada em estudos de variabilidade espacial.

Palavras-chave: Manejo do solo e da água. Geoestatística. Índice de qualidade do solo. Procedimentos stepwise.

2.2 INTRODUÇÃO

A avaliação do manejo do solo pelos agricultores é dificultada devido a obtenção dos atributos físicos do solo, isto é, coleta de amostras indeformadas, laboratórios habilitados nas determinações dos atributos e técnicos treinados para interpretação dos resultados. Além disso, quando a determinação dos atributos é realizada, e um ou mais apresentam-se em níveis críticos/restritivos ao crescimento e desenvolvimento de plantas, é comum o surgimento de dúvidas por parte dos produtores rurais quanto ao momento exato de se realizar o manejo mecânico dos solos. Com isso, a comunidade científica buscou por indicadores de qualidade do solo que facilitasse as tomadas de decisões pelos produtores rurais.

Proposto por Dexter (2004a, 2004b, 2004c), o índice S pode ser calculado a partir dos coeficientes de ajuste da curva de retenção de água do solo (CRA) (VAN GENUCHTEN, 1980). Conceitualmente este índice representa a inclinação da reta tangente ao ponto de inflexão da CRA. Na literatura existem vários estudos, como os de Dexter (2004a), Silva *et al.* (2012), Pereira *et al.* (2011), Cunha *et al.* (2011) e Freddi *et al.* (2009), que comprovam a acurácia do índice S com o estado de compactação dos solos, principalmente por estar correlacionado com a porosidade microestrutural, densidade e matéria orgânica do solo. No entanto, ainda não existe um consenso sobre valores considerados restritivos para solos brasileiros. Dexter (2004a) propôs valores de S acima de 0,035 para áreas com condições favoráveis e, valores de $S < 0,020$ com condições restritivas ao crescimento das plantas em solos de clima temperado. Andrade e Stone (2008), avaliando solos de Cerrado, encontraram valores de índice S de 0,045 como adequado a diferenciação entre solos com boa qualidade estrutural e com tendência a se tornar degradado.

Solos do Cerrado Brasileiro normalmente apresentam-se com baixos teores de argila, muitos são considerados inapropriados para cultivo de culturas anuais por possuir baixa fertilidade natural e baixo teor de carbono orgânico, responsável pela maior parte da capacidade de troca de cátions do solo (REICHERT *et al.*, 2016). Na maioria das vezes, são destinados às práticas pecuaristas (cultivo de pastagens) e silviculturais.

Especificamente em sistemas pecuaristas, além das condições naturais de restrições dos solos, a taxa de lotação e tráfego de animais na área, aliada a deposição de dejetos, atribuem variabilidade aos atributos físicos e químicos do solo

(DALCHIAVON *et al.*, 2017). Neste caso, pressupõe-se que os índices de qualidade atualmente propostos, como por exemplo índice S e IQS (do inglês “*soil quality index*”) (MUKHOPADHYAY *et al.*, 2014), sejam sensíveis as mudanças nos atributos do solo submetido a este tipo de sistema. Alguns estudos existentes sobre o efeito do carbono orgânico na retenção de água no solo gera a hipótese de que esse efeito pode depender não somente da proporção dos componentes texturais (areia:silte:argila), mas também da qualidade do carbono no solo (RAWLS *et al.*, 2003).

Embora o índice S seja bastante utilizado como indicador de qualidade estrutural solo, nenhuma pesquisa relatou sua dependência espacial em áreas agrícolas. Isso é justificável pelo custoso trabalho em se determinar a CRA em todos os pontos amostrais de uma malha georreferenciada, o que se torna inviável em áreas agrícolas comerciais. Outro ponto a ser considerado, é a possibilidade de estimar o índice S através de funções de pedotransferência (XU *et al.*, 2017). Dessa forma, o índice poderia ser determinado e mapeado através de atributos que apresentam maior facilidade de determinação. Em um estudo de Boim *et al.* (2018), os autores utilizaram técnicas de regressão linear múltipla (RLM) como função de pedotransferência para estimar frações reativas e a disponibilidade de Ca, Cr, Cu, Ni, Pb e Zn em solos cultivados com hortaliças no Estado de São Paulo, Brasil. Em outro exemplo, Rodríguez-Lado *et al.* (2015), verificaram o desempenho de RLM, algoritmo *random forest* e redes neurais artificiais para estimar a variabilidade espacial das medidas de densidade dos solos da Galícia, Espanha, utilizando dados de carbono orgânico do solo e frações granulométricas.

Este estudo tem por hipótese que o índice S apresenta dependência espacial e poderia ser estimado por funções de pedotransferência utilizando atributos do solo de fácil determinação. O objetivo do estudo foi investigar a variabilidade espacial do índice S e sua correlação com demais atributos físicos e químicos de um Latossolo Vermelho submetido a um sistema de pecuária extensiva no Cerrado Brasileiro, com isso, gerar uma função de pedotransferência que pudesse estimá-lo.

2.3 MATERIAL E MÉTODOS

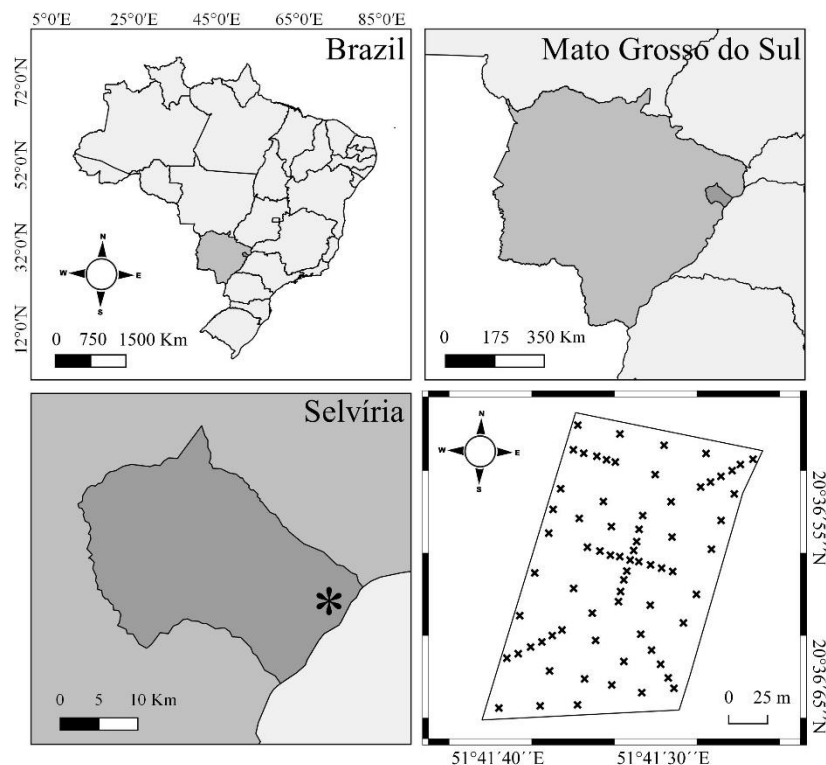
O estudo foi realizado em uma área experimental da Fazenda de Ensino Pesquisa e Extensão (FEPE) da Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” (FEIS/UNESP), localizada no município de Selvíria, Mato Grosso do Sul, Brasil, nas coordenadas geográficas 20° 36' 58,2" Sul, 51° 41' 47,8" Oeste [WGS 84, EPSG: 4326], a 357 m altitude. O clima da região, de acordo com a classificação de Köppen, é definido como Aw (tropical úmido), com verão chuvoso e inverno seco, temperatura média anual de 25° C, precipitação anual de 1330 mm e umidade relativa média de 66%.

O solo do local foi classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo Distrófico, de acordo com a classificação da Embrapa (2018) ou Oxisol, de acordo com a classificação americana Soil Survey Staff (2014), com teor de argila de 130 g kg⁻¹, silte de 60 g kg⁻¹ e areia de 810 g kg⁻¹ na camada de 0,00 a 0,20 m, determinados pelo método da pipeta. Os atributos químicos do solo durante o período de avaliação foram: teor de matéria orgânica de 17,0 g kg⁻¹, pH em CaCl₂ de 4,9, P disponível (resina) de 5,8 mg dm⁻³, K (resina) de 0,6 mmol_c dm⁻³, Ca (resina) de 9,4 mmol_c dm⁻³, Mg (resina) de 10,5 mmol_c dm⁻³, Al de 0,9 mmol_c dm⁻³, capacidade de troca catiônica a pH 7,0 de 40,5 mmol_c dm⁻³ e saturação de base de 50%.

A área de estudo foi desmatada em 1989, quando as árvores de interesse econômico foram removidas e posteriormente queimada a vegetação nativa. O pasto (*Urochloa brizantha* cv. Marandu) foi então semeado para a pecuária, com uma taxa média de lotação de três unidades animais (um animal de 450 kg por unidade animal) por hectare ao longo do ano. Foram utilizados animais machos adultos. Em 2002, 2008 e 2014, a acidez do solo foi corrigida e adubada com 1,5 Mg ha⁻¹ de calcário dolomítico e 350 kg ha⁻¹ de NPK 04-14-08, a partir de fontes de ureia, superfosfato simples e cloreto de potássio.

Uma malha de amostragem georreferenciada com uma dimensão de 1,4 hectares e 71 pontos foi instalada no centro da área (Figura 1). Em cada ponto, amostras com estruturas preservadas e deformadas foram coletadas para determinar os atributos físicos e químicos do solo. As amostras da estrutura preservada foram extraídas com anéis cilíndricos de 100 cm³ e as amostras da estrutura deformada foram extraídas com um trado, tanto nas camadas do solo de 0,00-0,15 m e 0,15-0,30 m.

Figura 1. Localização do local de estudo e representação da malha de amostragem georreferenciada, que continha 71 pontos [WGS 84, EPSG: 4326].



Fonte: Do próprio autor.

As amostras preservadas foram saturadas com água em bandejas plásticas por 48 h e foram submetidas às tensões de 0, 30, 60 e 100 hPa em uma caixa de areia; e 300, 600, 1000, 5000 e 15000 hPa em câmaras de pressão com placa porosa (Klute, 1986); essas amostras foram posteriormente pesadas para determinar seu conteúdo de água. Posteriormente, as amostras foram secas em estufa a 105 °C por 48 h e pesadas novamente. Determinou-se a macroporosidade (MA) pela diferença entre a massa da amostra saturada e da amostra à 100 hPa; a porosidade total (PT) pela diferença entre a massa da amostra saturada e da amostra seca; e a microporosidade (MI) pela diferença entre a PT e o MA. A densidade do solo (DS) foi calculada como a razão entre a massa de solo seca e o volume dos anéis cilíndricos, de acordo com a metodologia proposta por Embrapa (2017).

A CRA em cada ponto de amostragem foi calculada em bases volumétricas e gravimétricas, de acordo com o modelo proposto por Van Genuchten (1980), com restrição de Mualem, onde $m = 1-1/n$, de acordo com a equação 1:

$$\theta = \theta_r + \frac{(\theta_s - \theta_r)}{[(1 + \alpha\Psi)^n]^m} \quad (1)$$

onde θ é o teor de água no solo ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$), θ_r é o teor de água residual ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$), θ_s é o teor de água no ponto de saturação ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$), Ψ é a tensão aplicada (hPa), e α , n e m são os parâmetros de ajuste da equação. As CRAs de cada ponto de amostragem estão representadas na Figura 2.

O índice S de qualidade física do solo, proposto por Dexter (2004a, b, c), que corresponde ao ângulo de inclinação da CRA no ponto de inflexão, foi calculado a partir dos parâmetros de ajuste, usando métodos gravimétricos:

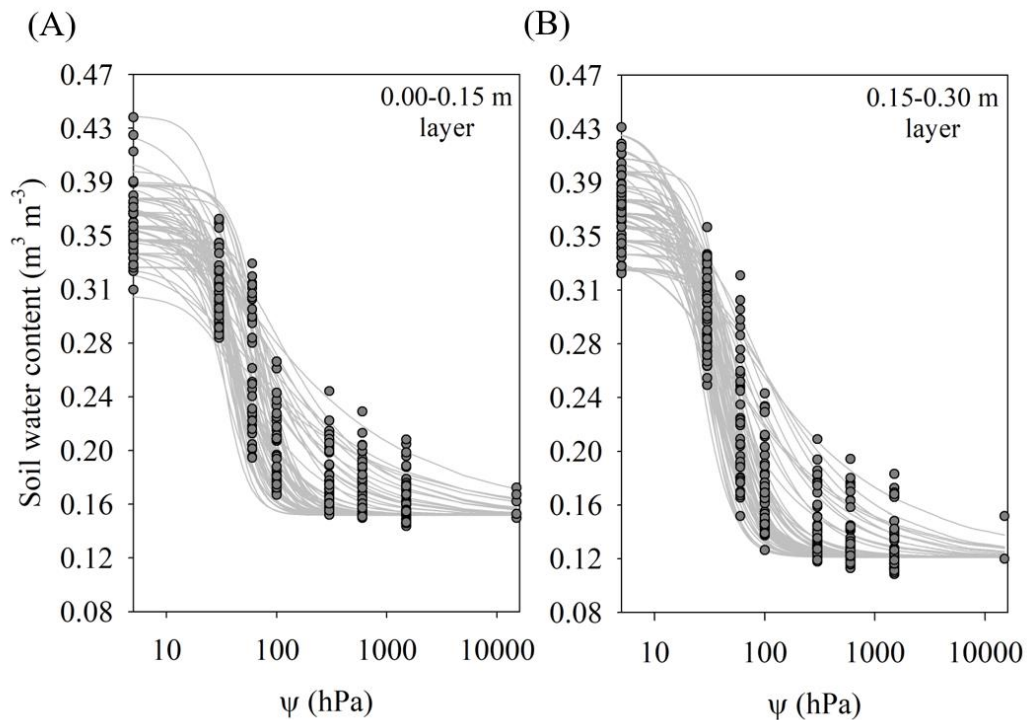
$$S = -n(\theta_s - \theta_r) \left[1 + \frac{1}{m} \right]^{-(1+m)} \quad (2)$$

onde θ_r é o conteúdo de água residual (kg kg^{-1}), θ_s é o conteúdo de água na saturação (kg kg^{-1}) e n e m são os parâmetros de ajuste.

As amostras de estrutura deformada foram analisadas quanto aos teores de areia, silte e argila, pelo método da pipeta, matéria orgânica do solo (MOS) pelo método de oxidação por dicromato de K, capacidade de troca catiônica a pH 7,0 (CTC) pelo método de extração de acetato de Ca e saturação por bases (V%) medindo a % de íons K, Ca e Mg na CTC, de acordo com métodos de Van Raij et al. (2001) O carbono orgânico total (OC) e suas frações, o carbono orgânico particulado (POC) e o carbono orgânico associado à fração mineral (OCAM) foram determinados de acordo com Cambardella e Elliot (1992). Para determinar o conteúdo de OC, 10 mL de HCl 1N foram adicionados a 10 g de solo para remover carbonatos (carbono inorgânico do calcário). Depois disso, o solo foi seco em estufa a 60 °C por 15 h. O solo foi macerado e analisado de acordo com a metodologia proposta por Van Raij et al. (2001). A partir das 10 g de amostra de solo usadas para determinar o OC, 5 g foram usadas para a separação do tamanho de partículas de

OCAM e POC em peneiras de 53 μm . Essas frações foram determinadas seguindo a mesma metodologia usada para o OC.

Figura 2. Curvas de retenção de água no solo em base volumétrica nos respectivos pontos de amostragem e nas camadas (A) de 0,00 a 0,15 m; e (B) de 0,15 a 0,30 m.



Fonte: Do próprio autor.

Os estoques de OC (S-OC), POC (S-POC) e OCAM (S-OCAM) foram calculados multiplicando o teor de C (g kg^{-1}) pela densidade do solo (Mg m^{-3}) e a profundidade da camada avaliada (cm). Para comparar os estoques entre massas iguais de solo, os estoques foram corrigidos para a massa do solo equivalente (ELLERT; BETTANY, 1995), usando a densidade aparente do solo em uma área de referência (floresta nativa ao lado da área experimental) como linha de base.

Posteriormente, procedeu-se com a análise descritiva para calcular os valores médios, mínimos, máximos e coeficiente de variação (CV) do conjunto de dados. O CV foi classificado de acordo com Wilding e Drees (1983). A hipótese de normalidade foi verificada pelo teste de distribuições de probabilidades de Shapiro e Wilk ($p \geq 0,01$) e, quando foram encontrados outliers, foram removidos aqueles com valores 2,5 vezes maiores que o intervalo interquartílico, limitando-os a 5% do total de observações.

A análise de componentes principais (PCA) foi realizada para selecionar atributos correlacionados com o índice S nos componentes principais (PC). PCs com autovalores ≥ 1 e variância explicada de pelo menos 5% da variação total do conjunto de dados foram examinados. Para converter os valores reais dos atributos do solo em scores, uma equação sigmoide proposta por Mukhopadhyay *et al.* (2014), com uma assíntota tendendo a 0 e a outra tendendo a 1, foi utilizada:

$$\text{Score} = \frac{1}{\left[1 + \left(\frac{x}{x_0}\right)^b\right]} \quad (3)$$

onde x é o valor do atributo do solo (ou seja, valores de CTC, S-OC, argila, etc.), x_0 é o valor médio do atributo do solo e, b é a inclinação da equação. A inclinação foi de 2,5 para o atributo com valores máximos como a melhor condição e -2,5 para o atributo com valores mínimos como a melhor condição (ou seja, DS e θ_r).

Cada PC explicou uma certa quantidade de variação (%) na variação total do conjunto de dados e essa porcentagem foi usada para ponderar as variáveis correlacionadas em um determinado PC e para calcular o índice de qualidade do solo com base na PCA (PCA-IQS) (MUKHOPADHYAY *et al.*, 2014). Esse índice tornou possível verificar a representatividade do índice S dentro da variabilidade total do conjunto de dados.

$$\text{PCA-IQS} = \sum_{i=1}^n W_i \text{score}_i \quad (4)$$

onde W_i é o fator de ponderação extraído do PCA e score_i é a pontuação do atributo i padronizado.

Os atributos físicos e químicos do solo correlacionados com o índice S nos PCs foram testados na construção de uma função de pedotransferência, utilizando técnicas de RLM com um procedimento *stepwise* (*backward* e *forward*) para selecionar os melhores preditores (equação 5). Das observações, 70% foram utilizadas para treinamento de RLM e 30% para validação de função. O treinamento consistiu em ajustar os parâmetros até que o erro entre os padrões de saída gerados pela função atingisse o valor mínimo desejado, ou seja, próximo de zero.

$$\hat{S} = \beta_0 + \beta_1 A_1 + \beta_2 A_2 + \dots + \beta_n A_n \quad (5)$$

onde $\hat{S}$ é o índice S estimado, β_0 é o coeficiente de ajuste linear, β_n é o coeficiente de ajuste associado ao atributo e A_n é o atributo selecionado.

A dependência espacial do índice S foi verificada por análise geoestatística, de acordo com o cálculo da semivariância:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(X_i) - Z(X_i+h)]^2 \quad (6)$$

onde $\gamma(h)$ é a semivariância calculada, $N(h)$ é o par de valores medidos pela distância h , $Z(X_i)$ é o valor do atributo Z no ponto X_i e $Z(X_i+h)$ é o valor do atributo Z no ponto $X_i + h$. O vetor de distância (h) é dado em metros.

Os modelos de semivariogramas esférico, exponencial e gaussiano foram testados e os critérios de seleção foram: a) o número de pares de pontos no primeiro lag ≥ 50 , b) menor raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSQ), c) maior coeficiente de determinação (R^2), d) coeficiente linear próximo a zero e coeficiente angular próximo a um da validação cruzada entre valores observados e estimados pelo semivariograma. Usando os semivariogramas, a interpolação dos dados foi realizada pelo método de krigagem ordinária para construir mapas de distribuição espacial com intervalos equidistantes.

As análises estatísticas descritiva, testes de normalidade Shapiro e Wilk, PCA, RLM com procedimentos stepwise e geoestatística foram realizados usando o software R versão 3.4.3 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2015) e as "agricolae", "nortest", "factoextra" e pacotes "geoR", respectivamente.

2.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados da análise descritiva indicaram maior teor de argila, 148 g kg^{-1} , na camada de 0,15-0,30 m do Latossolo (Tabela 1). Devido a isso, maiores teores de areia e silte foram observados na camada superficial, sendo essa variação entre camadas de pequena magnitude quando comparada as variações granulométricas encontradas dentro da mesma camada. Para argila na camada de 0,00-0,15 m, observou-se amplitude de 69 a 175 g kg^{-1} , e para areia de 773 a 872 g kg^{-1} . Os CVs foram classificados como médio para argila e baixo para areia, nas duas camadas avaliadas. A textura pode modificar a agregação do solo, porosidade, densidade aparente, o volume de água retida e sua disponibilidade para as plantas (Bonetti et al., 2017). Nesse caso, supõe-se que a textura possa ser um fator preponderante na variabilidade espacial dos demais atributos do solo analisados, conforme sugerido na hipótese deste estudo.

Para caracterizar a CTC e V%, foram utilizados os critérios estabelecidos por Sousa e Lobato (2004) para solos de cerrado brasileiro. A CTC foi classificada como baixa ($< 60 \text{ mmolc dm}^{-3}$) nas duas camadas avaliadas e foi 28% menor na camada de 0,15–0,30 m do que na camada superficial (Tabela 1). Os coeficientes de variação foram baixos, indicando uma baixa dispersão dos valores observados em torno da média. Portanto, a variabilidade da CTC na mesma camada é baixa em relação à variabilidade existente entre camadas. No entanto, o V% apresentava uma grande variabilidade de valores na mesma camada, entre 27% e 75% (0,00-0,15 m) e entre 29% e 62% (0,15-0,30 m). Esses resultados indicam que o manejo da acidez do solo e as práticas de fertilização devem considerar a variabilidade espacial da CTC.

Os S-OC foram classificados como satisfatórios para o sistema de pecuária extensiva ($> 12 \text{ Mg ha}^{-1}$), em ambas as camadas avaliadas (CARVALHO *et al.*, 2010) (Tabela 1). Supõe-se que o sistema de manejo adotado (taxa moderada de lotação com três unidades animais hectare ano⁻¹) foi favorável ao acúmulo de carbono nas camadas superficiais do solo. Os altos coeficientes de variação e os valores máximos e mínimos de amplitude obtidos indicaram a existência de locais com valores superiores a 20 Mg ha^{-1} de S-OC. A fração física de S-OC mais evoluída (S-OCAM) correspondeu à maior concentração de carbono encontrada na camada de 0,00–0,15 m, representando 57% do S-OC, com um valor médio de 8,51

Mg ha⁻¹ (Tabela 1). Na segunda camada, essa condição é alterada e a fração particulada (S-POC) representa a maior parte do S-OC, 52%, com 6,37 Mg ha⁻¹. Portanto, é necessário realizar investigações locais onde esses valores discrepantes de S-OCAM e S-POC ocorreram para verificar se essas condições refletem diretamente na retenção de água do solo e os valores do índice S. Os coeficientes de variação de S-OC, S-POC e S-OCAM foram classificados como médios na camada de 0,00 a 0,15 m (Tabela 1), enquanto na camada de 0,15 a 0,30 m, S-OC e S-POC foram classificados como médio e baixo, respectivamente, e S-OCAM foi classificado como médio.

Em contraste com os estoques de carbono orgânico, a densidade aparente do solo (DS) não variou entre as camadas e apresentou média de 1,60 kg dm⁻³ (Tabela 1). No entanto, o valor mais alto, 2,01 Mg m⁻³, foi verificado na segunda camada avaliada (0,15-0,30 m). Usando os coeficientes de variação, ambas as camadas foram classificadas como baixas, mas uma maior variabilidade nos valores de DS foi observada na segunda camada.

O conteúdo de água no solo sob tensões aplicadas de 30, 60, 100, 300, 600 e 1500 hPa foi maior na camada de 0,00–0,15 m (Tabela 1). Isso indica que essa camada está mais exposta à compactação do solo pelo tráfego de animais e tem um maior teor de matéria orgânica. Esses resultados são concomitantes ao teor de água do solo no ponto de saturação (θ_s), que foi maior (0,369 m³ m⁻³) na camada de 0,15 a 0,30 m, indicando que a estrutura dos poros do solo foi mantida em profundidade pelos canais radiculares formados pela pastagem ao longo do tempo (MORAES *et al.*, 2014).

No entanto, o teor de água residual no solo (θ_r) foi de 0,151 m³ m⁻³ na camada de 0,00-0,15 m, sendo essa água considerada indisponível para as plantas (Tabela 1). A compactação da superfície do solo, causada pelo tráfego de animais, pode levar à desestruturação de agregados em microagregados. Esses microagregados possuem microporos, também conhecidos como criptoporos, com diâmetros < 0,0001 mm, nos quais a água pode permanecer retida com energia > - 15000 hPa.

Tabela 1. Estatística descritiva e teste de normalidade Shapiro e Wilk (S-W) para atributos do solo avaliados nas camadas (C1) de 0,00 a 0,15 m e (C2) a 0,15 a 0,30 m.

Atributos ¹	Média		Mínimo		Máximo		CV ²		S-W ³	
	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2
S-index	0,086	0,095	0,025	0,031	0,153	0,174	38,7	30,3	0,039 ^{ns}	0,026 ^{ns}
α	0,028	0,031	0,013	0,014	0,107	0,062	46,8	30,7	0,000*	0,013 ^{ns}
<i>n</i>	2,997	2,885	1,382	1,425	5,016	4,263	30,9	23,0	0,074 ^{ns}	0,016 ^{ns}
θ_s (m ³ m ⁻³)	0,363	0,369	0,313	0,273	0,442	0,469	6,4	10,8	0,016 ^{ns}	0,745 ^{ns}
θ_{30} (m ³ m ⁻³)	0,316	0,293	0,264	0,216	0,380	0,359	8,6	11,2	0,404 ^{ns}	0,277 ^{ns}
θ_{60} (m ³ m ⁻³)	0,241	0,204	0,173	0,137	0,311	0,303	16,5	19,8	0,002*	0,080 ^{ns}
θ_{100} (m ³ m ⁻³)	0,197	0,162	0,155	0,109	0,278	0,261	16,8	22,4	0,000*	0,000*
θ_{300} (m ³ m ⁻³)	0,164	0,131	0,130	0,094	0,235	0,207	12,6	17,5	0,000*	0,000*
θ_{600} (m ³ m ⁻³)	0,157	0,125	0,123	0,092	0,215	0,185	9,7	13,6	0,000*	0,000*
θ_{1500} (m ³ m ⁻³)	0,154	0,122	0,120	0,092	0,196	0,164	7,3	10,5	0,000*	0,036 ^{ns}
θ_r (m ³ m ⁻³)	0,151	0,119	0,112	0,092	0,169	0,150	5,3	8,3	0,000*	0,154 ^{ns}
AD (m ³ m ⁻³)	0,047	0,042	0,005	0,007	0,123	0,136	67,5	76,1	0,001*	0,000*
MA (m ³ m ⁻³)	0,174	0,216	0,080	0,093	0,277	0,283	22,2	18,0	0,862 ^{ns}	0,117 ^{ns}
MI (m ³ m ⁻³)	0,186	0,153	0,067	0,043	0,262	0,239	17,2	19,6	0,017 ^{ns}	0,000*
PT (m ³ m ⁻³)	0,359	0,368	0,147	0,228	0,442	0,432	9,6	8,3	0,000*	0,000*
Argila (g kg ⁻¹)	129,311	149,001	69,208	88,353	175,351	206,607	18,4	17,0	0,178 ^{ns}	0,815 ^{ns}
Silte (g kg ⁻¹)	46,528	41,515	17,435	14,243	95,131	78,987	40,4	37,5	0,003*	0,000*
Areia (g kg ⁻¹)	824,160	809,484	773,869	733,734	872,745	854,564	2,9	2,9	0,267 ^{ns}	0,010 ^{ns}
DS (Mg m ⁻³)	1,599	1,613	1,258	1,268	1,795	2,011	5,1	5,7	0,005*	0,000*
MOS (g kg ⁻¹)	16,475	10,779	10,000	9,000	23,000	15,000	16,1	10,0	0,104 ^{ns}	0,000*
S-OC (Mg m ⁻³)	14,908	12,484	9,049	10,424	20,812	17,373	16,1	10,0	0,104 ^{ns}	0,000*
S-POC (Mg m ⁻³)	6,383	6,508	4,113	5,556	13,338	8,605	29,7	11,2	0,000*	0,001*
S-OCAM (Mg m ⁻³)	8,426	6,005	2,099	2,996	16,401	11,197	26,5	23,6	0,160 ^{ns}	0,002*
CTC (mmolc dm ⁻³)	40,122	28,791	31,500	24,500	51,400	39,200	12,4	10,9	0,048 ^{ns}	0,000*
V (%)	50,075	45,693	27,000	29,000	75,000	62,000	18,4	14,9	0,576 ^{ns}	0,072 ^{ns}

¹ θ_s : Conteúdo de água no solo saturado; θ_{30} , θ_{60} , θ_{100} , θ_{300} , θ_{600} e θ_{1500} : correspondem ao conteúdo de água no solo nas respectivas tensões de 30, 60, 100, 300, 600, 1500 hPa, θ_s : Conteúdo residual de água no solo, AD: Conteúdo de água disponível, MA: Macroporosidade, MI: Microporosidade, PT: Porosidade total, DS: Densidade aparente, MOS: Matéria orgânica do solo, S-OC: Estoque de carbono orgânico total, S-POC: Estoque de carbono orgânico particulado, S-OCAM: Estoque de carbono orgânico associado a fração mineral, T: Capacidade de troca catiônica a pH 7, V: Saturação por bases. ² Erro: Corresponde ao erro padrão da média. ³ p-valor do teste S-W, ns distribuição normal e * distribuição não-normal considerando $p < 0,01$.

Fonte: Do próprio autor.

Os maiores valores de α foram encontrados na camada de 0,15 a 0,30 m (0,031) e variaram de 0,015 a 0,066 (Tabela 1). Na segunda camada, foi observado

um valor α médio de 0,028. Segundo Van Genuchten e Nielsen (1985), esse coeficiente SWRC corresponde à capacidade de drenagem da água e à entrada de ar nos poros do solo. Esse resultado confirma a manutenção da estrutura dos poros do solo na camada de 0,15 a 0,30 m, devido à formação de bioporos criados por raízes decompostas. Portanto, a camada de 0,15 a 0,30 m possui melhores condições de difusividade de gás no sistema em relação à camada superficial do solo.

A variação do coeficiente n entre as camadas de 0,00–0,15 e 0,15–0,30 m foi pequena, entre 2,989 e 2,852, respectivamente, em comparação com as variações na mesma camada, ou seja, entre 1,392 e 5,255 na primeira camada e 1,424 e 4.290 na segunda camada (Tabela 1). Segundo Magalhães *et al.* (2018), o coeficiente n corresponde ao índice de distribuição do tamanho dos poros do solo e, juntamente com o parâmetro α , afeta a forma da CRA, como mostra a Figura 2.

O índice S apresentou altos coeficientes de variação $> 35\%$, o que explica as altas amplitudes dos valores máximo e mínimo, entre 0,025 e 0,174, em ambas as camadas avaliadas (Tabela 1). Além disso, os valores do índice S abaixo de 0,035 indicaram "solo de baixa qualidade estrutural" em locais específicos da área.

O teste de normalidade de Shapiro e Wilk indicou uma distribuição normal para o índice S, n , θ_s , θ_{30} , MA, MI, argila, areia, MOS, S-OC, S-OCAM, V% e CTC na camada de 0,00–0,15 m e, índice S, α , n , θ_s , θ_{30} , θ_{60} , θ_{1500} , θ_r , MA, argila e V% na camada de 0,15 a 0,30 m. Os demais atributos apresentaram distribuições não normais, e o teste indicou que a média e a variância observada não foram estatisticamente iguais aos valores estimados a partir do modelo estatístico.

Sete PCs foram separados na análise de PCA, com valores próprios entre 8.978 e 1.086, o que explica 87,2% da variabilidade total do conjunto de dados (Tabela 2). Os dois primeiros componentes (PC1 e PC2) mantiveram mais de 52% dessa variação e correlacionaram-se positivamente com o índice S, n , MA, areia e MOS e negativamente com os θ_{30} , θ_{60} , θ_{100} , θ_{300} , θ_{600} , θ_{1500} , θ_r , água disponível (AD), MI, argila, S-OC, S-OCAM e CTC. As correlações obtidas para retenção de água no solo, estoques de carbono (S-OC e S-OCAM) e granulometria do solo (conteúdo de argila e areia) podem ser covariáveis importantes para a estimativa do índice S. De acordo com Rawls *et al.* (2003), o conteúdo e a composição da matéria orgânica afetam tanto a estrutura do solo quanto suas propriedades de adsorção; portanto, a retenção de água pode ser alterada por

mudanças na matéria orgânica que ocorrem devido a mudanças climáticas e de manejo.

Tabela 2. Análise dos componentes principais dos atributos físicos e químicos do solo nas camadas de 0,00–0,15 e 0,15–0,20 m.

PCA	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5	PC 6	PC 7
Autovalor	8,978	3,568	2,519	2,080	1,479	1,226	1,086
Variância explicada (%)	37,407	14,868	10,497	8,667	6,164	5,110	4,526
Variância acumulada (%)	37,407	52,275	62,772	71,439	77,603	82,713	87,239
Atributos ¹	Correlação ²						
S-index	<u>0,666*</u>	<u>0,561*</u>	-0,134	-0,355	0,063	-0,055	-0,086
α	0,075	-0,090	-0,439	<u>0,716*</u>	0,063	0,323	0,151
n	<u>0,523*</u>	<u>0,621*</u>	0,176	-0,394	-0,006	-0,008	-0,039
θ_s	0,016	0,091	<u>-0,866*</u>	-0,018	0,145	-0,143	-0,243
θ_{30}	<u>-0,529*</u>	0,137	-0,230	<u>-0,687*</u>	0,050	-0,265	-0,151
θ_{60}	<u>-0,844*</u>	-0,199	-0,037	-0,414	0,006	-0,158	-0,035
θ_{100}	<u>-0,930*</u>	-0,283	-0,091	-0,158	-0,017	0,001	0,023
θ_{300}	<u>-0,938*</u>	-0,074	-0,163	0,011	-0,018	0,196	0,091
θ_{600}	<u>-0,925*</u>	0,107	-0,174	0,005	-0,010	0,225	0,105
θ_{1500}	<u>-0,880*</u>	0,297	-0,177	-0,022	-0,002	0,220	0,101
θ_r	<u>-0,770*</u>	<u>0,506*</u>	-0,167	-0,075	0,004	0,171	0,061
AD	<u>-0,696*</u>	<u>-0,630*</u>	-0,016	-0,150	-0,024	-0,096	-0,007
MA	<u>0,774*</u>	0,147	<u>-0,511*</u>	0,162	-0,007	-0,162	-0,095
MI	<u>-0,830*</u>	-0,143	-0,114	-0,082	-0,121	-0,155	0,273
PT	0,154	0,045	<u>-0,807*</u>	0,130	-0,138	-0,382	0,164
Argila	0,003	<u>-0,788*</u>	-0,024	0,067	0,293	-0,121	-0,090
Silte	-0,214	0,145	0,008	0,087	<u>-0,577*</u>	0,171	<u>-0,625*</u>
Areia	0,148	<u>0,738*</u>	0,020	-0,132	0,094	0,009	<u>0,537*</u>
DS	0,032	-0,191	0,345	0,252	-0,303	<u>-0,569*</u>	0,253
MOS	<u>-0,699*</u>	<u>0,526*</u>	0,171	0,303	0,216	-0,190	-0,096
S-OC	<u>-0,594*</u>	0,390	0,184	0,434	0,285	-0,307	-0,186
S-POC	-0,002	-0,081	0,097	0,016	<u>0,847*</u>	-0,020	-0,161
S-OCAM	<u>-0,556*</u>	0,411	0,136	0,375	-0,253	-0,257	-0,094
CTC	<u>-0,680*</u>	0,430	0,126	0,211	0,137	-0,072	-0,176

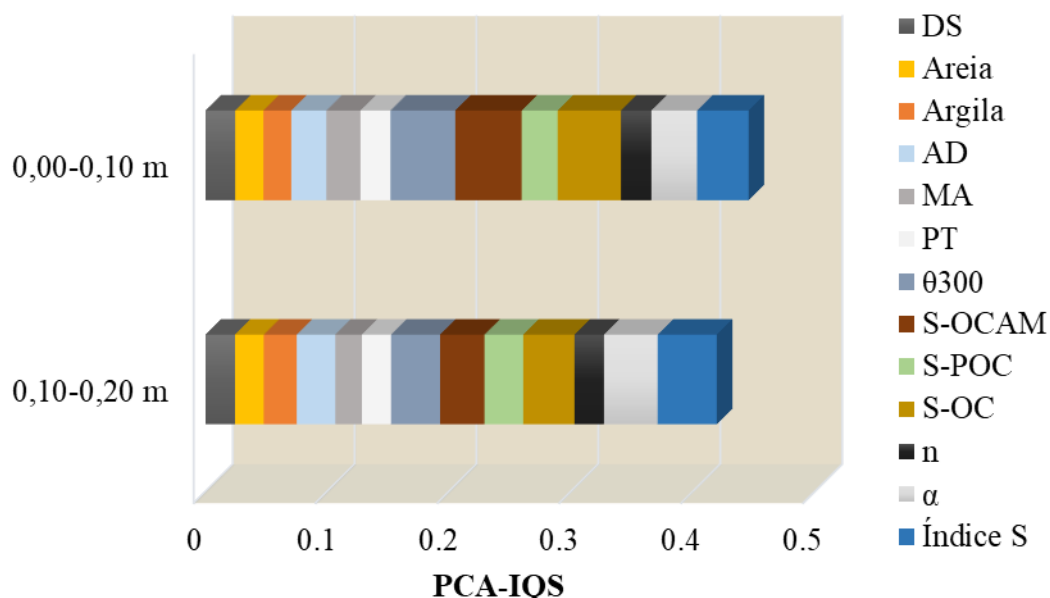
¹ θ_s : Conteúdo de água no solo saturado; θ_{30} , θ_{60} , θ_{100} , θ_{300} , θ_{600} e θ_{1500} : correspondem ao conteúdo de água no solo nas respectivas tensões de 30, 60, 100, 300, 600, 1500 hPa; θ_r : Conteúdo residual de água no solo; DS: Densidade aparente; CTC: Capacidade de troca catiônica a pH 7; S-OC: Estoque de carbono orgânico total; S-POC: Estoque de carbono orgânico particulado; S-OCAM: Estoque de carbono orgânico associado a fração mineral. ² * correlações consideradas na interpretação dos componentes principais. Valores sublinhados indicam os atributos escolhidos para cálculo de IQS.

Fonte: Do próprio autor.

Os demais componentes principais PC3, PC4, PC5, PC6 e PC7, representaram as condições de θ_s e foram influenciados positivamente por MA e PT; as condições α foram negativamente influenciadas por θ_{30} ; e o acúmulo de S-POC foi negativamente influenciado pelo teor de silte (Tabela 2).

Usando o cálculo do PCA-IQS, o índice S, a retenção de água no solo, α , S-OC e S-OCAM foram os atributos que mantiveram a maior parte da variabilidade total do conjunto de dados (Figura 3). No entanto, a representatividade do índice S foi de apenas 9,4% na camada de 0,00–0,15 m e 11,5% na camada de 0,15–0,30 m. Nesse caso, o indicador PCA-IQS sugere que a avaliação conjunta da retenção de água do solo, S-OC e S-OCAM é uma abordagem mais apropriada para determinar a qualidade do solo na camada de 0,00-0,15 m. Na camada de 0,15 a 0,30 m, a expressão do índice S aumentou devido à menor representatividade da retenção de água e dos estoques de carbono, o que confirma os resultados apresentados anteriormente na análise descritiva.

Figura 3. Contribuição dos atributos do solo na variabilidade total do conjunto de dados, obtidos na análise de componentes principais.



Fonte: Do próprio autor.

Usando os valores de PCA-IQS, a qualidade do solo foi melhor na camada de 0,00–0,15 m (0,45), o que pode ser explicado pelos valores mais altos de retenção de água e S-OCAM e S-OC. Na equação usada para calcular o PCA-IQS, esses atributos foram vinculados ao maior coeficiente de ajuste (0,382) (Figura 3). Isso explica a maior preponderância no valor total. Da mesma forma, Rawls *et al.* (2003) relataram os efeitos do teor de carbono orgânico na retenção de água no solo. Os autores descobriram que em solos arenosos com baixo teor de carbono, o aporte inicial de carbono levou a um aumento significativo na retenção de água. Entretanto, quando essa contribuição ocorreu em solos argilosos, a retenção de água no solo diminuiu. Se o teor de carbono orgânico fosse alto, aumentá-lo resultaria em um aumento na retenção de água, independentemente da classe de textura (como observado no presente estudo). Vários estudos, como os de Naderi-Boldaji e Keller (2016) e Van Lier (2014), enfatizam que os índices de qualidade do solo expressam a complexidade do sistema e que o uso de um único indicador (como o índice S) deve ser visto com muita cautela junto com outros indicadores.

Os procedimentos step-wise sugeriram que o conteúdo de MA, PT e areia são atributos apropriados para estimar o índice S porque a RLM era significativa com probabilidade de 0,01, com um R^2 de 0,57, um RMSE abaixo de 0,2 e um critério de informação de Akaike (AIC) de - 711,3 (Tabela 3). As 100 amostras (70% do conjunto de dados) usadas para o treinamento de RLM foram suficientes para ajustar o modelo nas condições do estudo. Os coeficientes de ajuste da RLM foram todos significativos a 5% de probabilidade, com baixos desvios-padrão. Além disso, o coeficiente de correlação obtido ($R = 0,75$) indicou forte relação entre os atributos selecionados e o índice S.

As estimativas do índice S no conjunto de dados de validação (42 amostras) reafirmam a qualidade da função proposta, que apresentou R^2 de 0,61 e R de 0,78 entre os valores estimados e observados, próximos a uma linha 1:1 (Figura 4). O modelo foi significativo com probabilidade de 0,01. As limitações da função de pedotransferência foram expostas nas estimativas dos valores mínimos ($< 0,065$); a função tendia a superestimar os valores mínimos e subestimar os valores máximos ($> 0,120$). No entanto, para valores de S entre 0,065 e 0,120, as estimativas do modelo são consistentes com os valores observados.

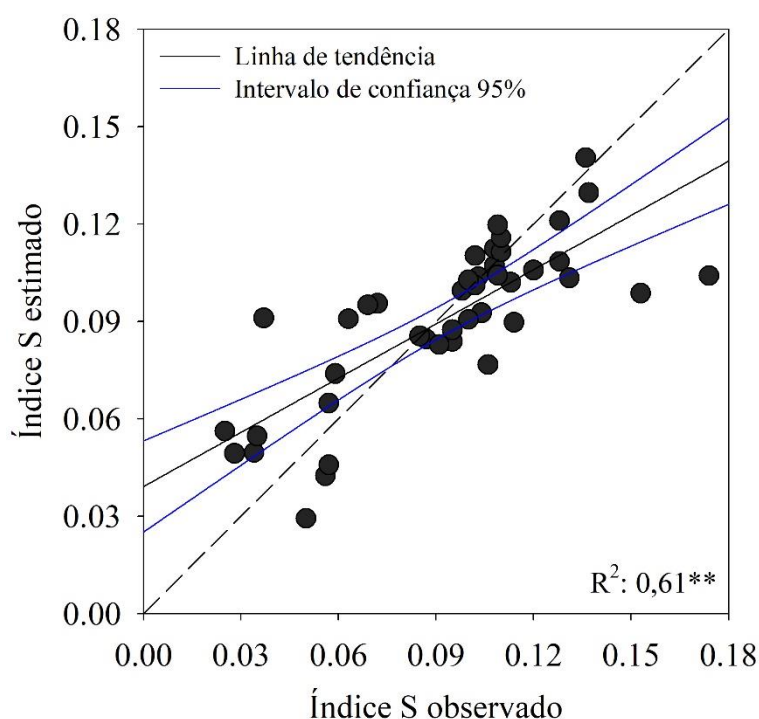
Tabela 3. Resumo estatístico da regressão linear múltipla proposta usada para estimar o índice S em função dos atributos correlatos nos PCs da análise de componentes principais.

Resumo do modelo ¹	$\hat{S} = a + b \text{ (MA)} + c \text{ (MI)} + d \text{ (Areia)}$			
Nº de amostras para treinamento	100			
R ²	0,57			
RMSE	0,174			
F	38,17			
p-valor	8,815e-16**			
AIC	-711,3			
Resumo dos coeficientes ²	a	b	c	d
Valor do coeficiente	-0,2876	0,2045	-0,2827	4,72e-04
Erro padrão	0,0806	0,0816	0,1126	0,0001
t	-3,5680	2,5050	-2,5100	5,6240
p-valor	5,92e-04**	1,41e-02*	1,39e-02*	2,27e-07**

1 RMSE: raiz quadrada do erro quadrático médio; F: Valor de F calculado pelo teste de Fisher; AIC: Critério de informação de Akaike. 2 t: valor de t calculado pelo teste de Student. * e ** indica significância à 0,05 e 0,01 de probabilidade, respectivamente.

Fonte: Do próprio autor.

Figura 4. Valores estimados do índice S por RLM em função dos valores observados do índice S do conjunto de dados de validação (42 amostras).



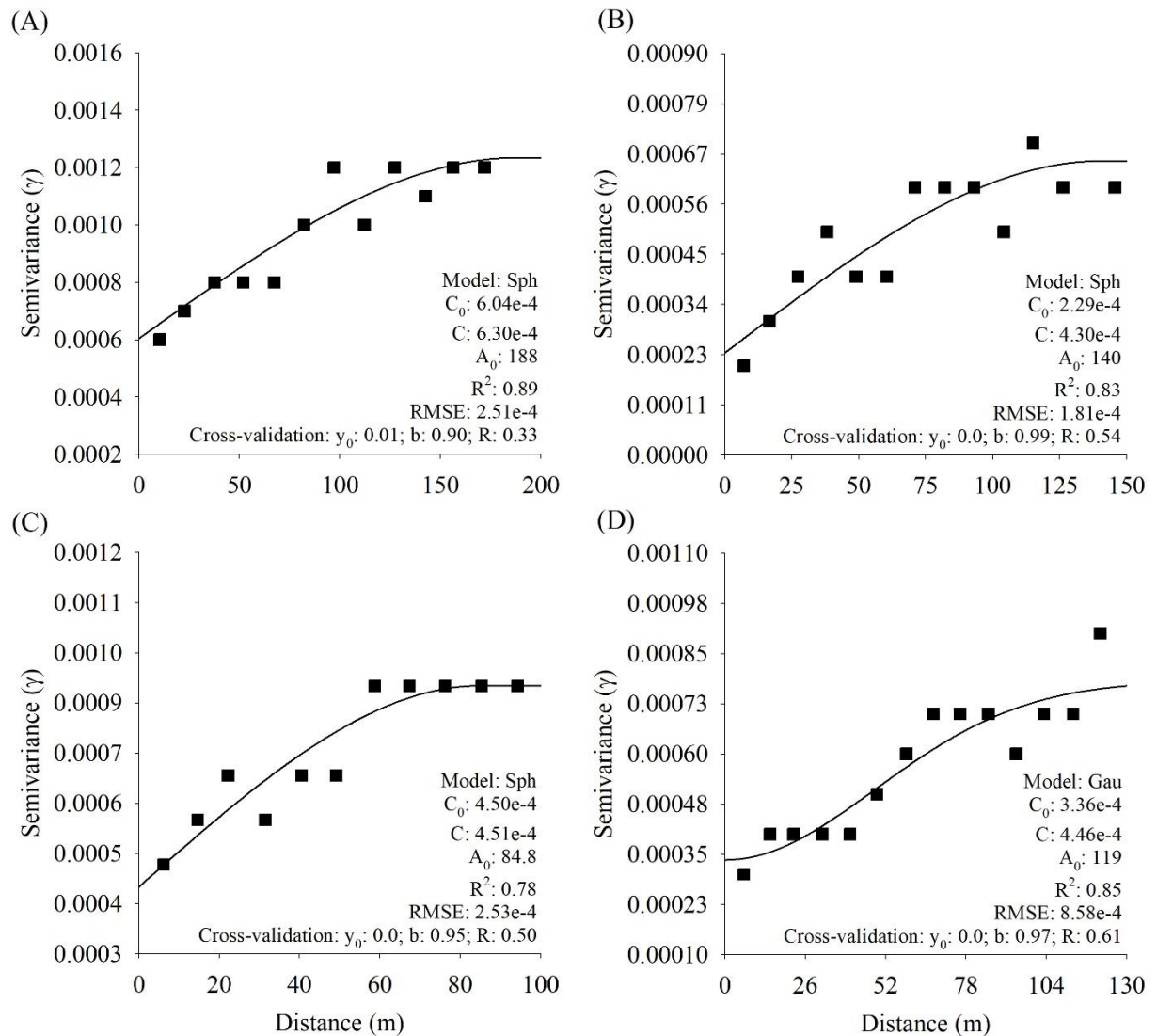
Fonte: Do próprio autor.

A semivariância calculada para o índice S nas camadas de 0,00–0,15 m e 0,15–0,30 m foi ajustada aos modelos teóricos dos semivariogramas esféricos, respectivamente (Figura 5A, C). A qualidade dos ajustes do semivariograma foi confirmada pelos valores do RMSE ($< 2,84e^{-4}$) e pela correlação moderada ($R > 0,30$; $R < 0,50$) na validação cruzada entre os valores observados e os estimados. O grau de dependência espacial (DSD) na camada de 0,00–0,15 m foi de 51,1%, e de 50,1% na camada de 0,15–0,30 m, indicando uma contribuição moderada (C) da semivariância no estabelecimento do patamar ($C_0 + C$) e um efeito de pepita alto (C_0) do semivariograma (CAMBARDELLA *et al.*, 1994). A semivariância foi mais bem ajustada aos modelos esférico e gaussiano para o índice S estimado pela função de pedotransferência, nas camadas de 0,00–0,15 m e 0,15–0,30 m, respectivamente (Figura 5B, D). O R^2 estava acima de 0,80, o RMSE próximo a zero e o valor do DSD foi de 65,3 e 57%, respectivamente, indicando menor dispersão dos valores em relação às estimativas do semivariograma e baixa variação nos valores de S nos pontos de amostragem, em relação aos ajustes obtidos para o índice S determinado pela CRA. As correlações obtidas entre os valores observados e estimados pelos semivariogramas na validação cruzada foram satisfatórias, com $R > 0,50$ e os coeficientes linear e angular próximos de zero e um, respectivamente.

Com base nos mapas de krigagem, foi possível observar os efeitos dos ajustes dos semivariogramas no alcance e no estabelecimento do patamar (Figura 6). Os mapas do índice S da camada de 0,00–0,15 m apresentaram uma continuidade espacial na classe de valores mais baixos, característica dos modelos de semivariograma esférico (Figuras 6A, B). Isso é consistente com o que foi discutido anteriormente; o componente animal atribuiu variabilidade espacial aos atributos do solo na camada superficial, o que ocorre mais efetivamente até 0,05 m de profundidade (MORAES *et al.*, 2014). Sob uma alta taxa de lotação, comum em um sistema pecuário extenso, a distribuição do peso do animal ocorre em uma pequena área, delimitada por seu casco, e gera locais com menos material orgânico e altos valores de DS. Como discutido anteriormente, relacionado à qualidade da função de pedotransferência, ficou evidente no mapa estimado do índice S que as regiões delimitadas pelos valores mínimo (0,070 a 0,075) e máximo (0,100 a 0,105) são menores que o mapa do índice S observado, expondo as limitações da RLM. No entanto, os mapas S para a camada de 0,15 a 0,30 m mostram que as delimitações das classes dos valores mínimos entre 0,080 e 0,085 contrastam em vários locais no

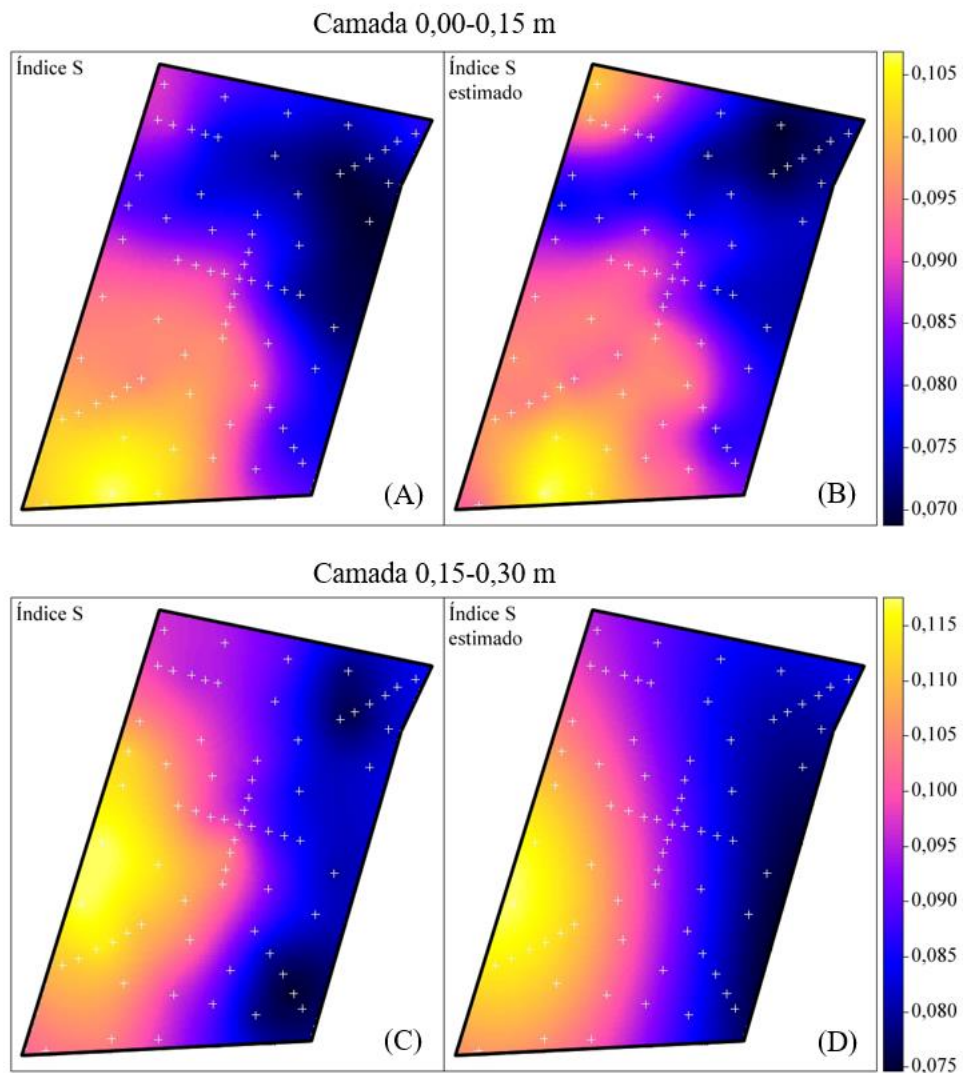
quadrante direito dos mapas (Figura 4A). No entanto, os valores representados pelos valores médio e máximo foram estimados satisfatoriamente nessa camada.

Figura 5. Semivariogramas teóricos experimentais e ajustados para os valores do índice S observados nas camadas de 0,00-0,15 m (A) e 0,15-0,30 m (C) e os valores do índice S estimados por RLM nas camadas de 0,00-0,15 m (B) e 0,15-0,30 m (D). Parâmetros de ajuste do modelo: modelo esférico (Sph) e gaussiano (Gau); pepita (C_0); contribuição (C); alcance (A_0); coeficiente de determinação (R^2); erro quadrático médio da raiz (RMSE). Parâmetros de validação cruzada: coeficiente linear (y_0); coeficiente angular (b) e coeficiente de correlação (R).



Fonte: Do próprio autor.

Figura 6. Mapas de krigagem do índice S observado e estimado nas camadas (A) 0,00–0,15 e (B) 0,15–0,30 m.



Fonte: Do próprio autor.

A falta de similaridade entre o índice S e os outros indicadores utilizados na classificação da qualidade do solo, como o PCA-IQS, mostra que os limites críticos propostos para S, como 0,035, geralmente não são válidos e não se aplicam a todas as condições. Para superar esse problema, é necessário conhecer a variabilidade espacial da área, tanto em termos de produtividade das culturas quanto dos atributos do solo. Além disso, o uso do índice S deve ser considerado parte de um conjunto mínimo de indicadores de avaliação da qualidade do solo, como estoques de carbono, distribuição de tamanhos de partículas, densidade aparente, etc., que são muito mais facilmente determinados e consistentes. Os esforços de pesquisa

devem se concentrar na avaliação da qualidade do solo para avaliar a degradação do solo de um ponto de vista mais complexo ou usando uma abordagem mais integrada. Em geral, as estimativas do índice S para a função de pedotransferência e os mapas de distribuição espacial obtidos são semelhantes aos valores e mapas observados do índice S, e a função pode ser aplicada em estudos de variabilidade espacial.

2.5 CONCLUSÕES

O índice S apresentou dependência espacial e seu alcance variou entre 84 e 188 m nos modelos de semivariograma esférico.

O índice S pode ser aplicado em estudos de variabilidade espacial dos atributos do solo e em agricultura de precisão para auxiliar nas decisões relacionadas ao manejo físico do solo.

Entre os atributos de fácil determinação, apenas a macroporosidade, microporosidade e areia foram adequados para a construção de uma função de pedotransferência.

Os mapas do índice S estimados pela função de pedotransferência se assemelham aos valores S observados; comprovando a aplicabilidade da função em estudos de variabilidade espacial.

REFERÊNCIAS

- BOIM, A. G.; RODRIGUES, S. M.; DOS SANTOS-ARAÚJO, S. N.; PEREIRA, E.; ALLEONI, L. R. Pedotransfer functions of potentially toxic elements in tropical soils cultivated with vegetable crops. **Environmental Science and Pollution Research**, New York, v. 25, n. 13, p. 1-11, 2018.
- BONETTI, A. J.; ANGHINONI, I.; DE MORAES, M. T.; FINK, J. R. Resilience of soils with different texture, mineralogy and organic matter under long-term conservation systems. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 174, n. 12, p. 104-112, 2017.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; NOVAK, J. M.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil science society of America journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994.
- CAMBARDELLA, C. A.; ELLIOTT, E. T. Particulate soil organic-matter changes across a grassland cultivation sequence. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 56, n. 3, p. 777-783, 1992.
- CARVALHO, J. L. N.; RAUCCI, G. S.; CERRI, C. E. P.; BERNOUX, M.; FEIGL, B. J.; WRUCK, F. J.; CERRI, C. C. Impact of pasture, agriculture and crop-livestock systems on soil C stocks in Brazil. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 110, n. 1, p. 175-186, 2010.
- DALCHIAVON, F. C.; MONTANARI, R.; ANDREOTTI, M. Production and quality of *Urochloa decumbens* (stapf) r.d. webster forage co-related to the physical and chemical properties of the soil. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 64, n. 3, p. 315-326, 2017.
- DEXTER, R. Soil physical quality Part I. Theory, effects of soil texture, density, and organic matter, and effects on root growth. **Geoderma**, Amsterdam, v. 120, p. 201–214, 2004a.
- DEXTER, A. R. Soil physical quality: Part II. Friability, tillage, filth and hard-setting. **Geoderma**, Amsterdam, v. 120, p. 215-225, 2004b.
- DEXTER, A. R. Soil physical quality: Part III. Unsaturated hydraulic conductivity and general conclusions about S-theory. **Geoderma**, Amsterdam, v. 120, p. 227-239, 2004c.
- ELLERT, B. H.; BETTANY, J. R. Calculation of organic matter and nutrients stored in soils under contrasting management regimes. **Canadian Journal of Soil Science**, Madison, v. 75, n. 4, p. 529-538, 1995.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – Embrapa. **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 2017. 575 p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – Embrapa. **Brazilian soil classification system**. 5. ed. Brasília: Embrapa Solos, 2018. 531 p.

JÚNIOR, A.; MOTA, J. C. A.; FREIRE, A. G.; ALENCAR, T. L. D. Pore network of an Inceptisol under different uses and relativized S-index as an indicator of soil physical quality. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 51, n. 9, p. 1575-1583, 2016.

KLUTE, A Water retention: laboratory methods. In: KLUTE A. **Methods of soil analysis**. Madison: American Society of Agronomy, 1986. p. 635-662.

MAGALHÃES, W. A.; FREDDI, O. S.; WRUCK, F. J.; PETTER, F. A.; TAVANTI, R. F. R. Soil water retention curve and s index as soil physical quality indicators for integrated production systems. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 38, n. 1, p. 64-73, 2018.

MORAES, A.; CARVALHO, P. C. F.; ANGHINONI, I.; LUSTOSA, S. B. C.; ANDRADE, S. E. V. G.; KUNRATH, T. R. Integrated crop–livestock systems in the Brazilian subtropics. **European Journal of Agronomy**, Madison, v. 57, n. 7, p. 4-9, 2014.

MUKHOPADHYAY, S.; MAITI, S. K.; MASTO, R. E. Development of mine soil quality index (MSQI) for evaluation of reclamation success: a chronosequence study. **Ecological Engineering**, Oxford, v. 71, n. 10, p. 10-20, 2014.

NADERI-BOLDAJI, M.; KELLER, T. Degree of soil compactness is highly correlated with the soil physical quality index S. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 159, n. 6, p. 41-46, 2016.

RAWLS, W. J.; PACHEPSKY, Y. A.; RITCHIE, J. C.; SOBECKI, T. M.; BLOODWORTH, H. Effect of soil organic carbon on soil water retention. **Geoderma**, Amsterdam, v. 116, n. 1-2, p. 61-76, 2003.

REICHERT, J. M.; DA ROSA, V. T.; VOGELMANN, E. S.; DA ROSA, D. P.; HORN, R.; REINERT, D. J.; SATTTLER, A.; DENARDIN, J. E. Conceptual framework for capacity and intensity physical soil properties affected by short and long-term (14 years) continuous no-tillage and controlled traffic. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 158, n. 4, p. 123-136, 2016.

RODRÍGUEZ-LADO, L.; MARTÍNEZ-CORTIZAS, A. Modelling and mapping organic carbon content of topsoils in an Atlantic area of southwestern Europe (Galicia, NW-Spain). **Geoderma**, Amsterdam, v. 245, n. 4, p. 65-73, 2015.

ROSSETTI, K. D. V.; CENTURION, J. F. Use of S-index as a structural quality indicator for compacted Latosols cultivated with maize. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 31, n. 2, p. 455-465, 2018.

SOIL SURVEY STAFF. **Keys to soil taxonomy**. 12.ed. Washington DC: United States Department of Agriculture, 2014. 360 p.

SOUSA, D. M. G.; LOBATO, E. **Cerrado**: correção do solo e adubação. 2. ed. Brasília: Embrapa Informações Tecnológicas, 2004. 416 p.

VAN GENUCHTEN, M. T. A closed-form equation for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 44, n. 5, p. 892-898, 1980.

VAN GENUCHTEN, M. T.; NIELSEN, D. R. On describing and predicting the hydraulic properties. **Annales Geophysicae**, Toulouse, v. 3, p. 615-628, 1985.

VAN LIER, Q. J. Revisiting the s-index for soil physical quality and its use in Brazil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 38, p. 1-10, 2014.

VAN RAIJ, B.; CANTARELA, H.; QUAGGIO, J. A.; FURLANI, A. M. C. **Recomendação de adubação e calagem para o estado de São Paulo**. Campinas: Instituto Agrônomo e Fundação IAC, 1996. 285 p.

WILDING, L. P.; DREES, L. R. Spatial variability and pedology. In: WILDING, L. P.; SMECK, N. E.; HALL, G. F. **Pedogenesis and soil taxonomy**: 1. concepts and Interactions. Amsterdam: Elsevier, 1983. p. 83–116.

XU, C.; XU, X.; LIU, M.; YANG, J.; ZHANG, Y.; LI, Z. Developing pedotransfer functions to estimate the S-index for indicating soil quality. **Ecological Indicators**, Amsterdam, v. 83, n. 12, p. 338-345, 2017.

3 QUAL O IMPACTO DA REFORMA DE PASTAGENS NOS ESTOQUES DE CARBONO ORGÂNICO E A EMISSÃO DE CO₂ NO CERRADO BRASILEIRO?

3.1 RESUMO

A emissão de CO₂ do solo em áreas agrícolas é resultante da interação de diversos fatores, dentre eles, as práticas de manejo do solo e das culturas, além das condições edafoclimáticas locais. A dinâmica do carbono (C) orgânico, em meio aos processos de reforma das áreas agrícolas, pode ser utilizada como um indicador de qualidade química do solo; devido à perda de C estar diretamente relacionadas à sua labilidade, qualidade ou capacidade de decomposição. Esse estudo teve por objetivo avaliar o impacto da reforma de pastagens degradadas no compartimento físico da matéria orgânica do solo e seu efeito na mitigação da emissão de CO₂. O estudo foi desenvolvido no município de Selvíria – MS, em duas áreas destinadas à pecuária extensiva de corte, subsidiadas pela planta forrageira *Urochloa brizantha* cv. Marandu. A principal diferença entre as áreas foi o sistema de manejo adotado, visando o cultivo de sorgo forrageiro após correções de acidez e adubação, na época das chuvas, para produção de silagem. Malhas geoestatísticas de 2,7 e 1,4 hectares foram instaladas nas áreas e respectivas 70 e 65 amostras de solo de estrutura deformada e indeformada foram tomadas para avaliação dos atributos físicos e químicos (granulometria, densidade, acidez do solo, macronutrientes, acidez, entre outros). Os resultados indicaram que as práticas de manejo do solo seguidas do cultivo do sorgo consorciado com *U. brizantha* aumentam os estoques de carbono orgânico total, por meio da fração estável (carbono orgânico associado à fração mineral), e da consequente redução das emissões de CO₂ do solo. A emissão de CO₂ e estoques de carbono orgânico total e associado à fração mineral podem ser usados como indicadores de qualidade química do solo, por se correlacionar aos atributos relacionados a fertilidade do solo nos sistemas de manejo estudados.

Palavras-chave: Gases de efeito estufa. Indicador de qualidade química do solo. Sorgo forrageiro. Análise de correlação canônica. Análise multivariada de dados.

3.2 INTRODUÇÃO

Com rebanho comercial de aproximadamente 215,2 milhões de animais, o Brasil é o maior produtor e exportador de carne bovina do mundo (IBGE, 2015). Entretanto, a prática da pecuária de corte extensiva no país, um modelo produtivo pouco tecnificado e lucrativo, têm levado à transição do uso da terra para lavouras, especialmente cana-de-açúcar (*Saccharum officinarum* L.) (SOUZA *et al.*, 2012). Estima-se que em torno de 40 milhões de hectares (ha) de pastagem apresentam algum estágio de degradação no Cerrado Brasileiro (DUPAS *et al.*, 2016). Essa mudança no uso de áreas de pastagens degradadas arrendadas por usinas sucroalcooleiras estimulou o maior descarte de animais, inclusive de matrizes em semiconfinamentos.

Tal condição pode ser justificada por problemas relacionados à qualidade e estrutura do solo, que não dá aporte para máxima expressão produtiva das pastagens. O sistema produtivo extensivo apresenta como características o baixo estoque de carbono (C) nas camadas superficiais do solo (ALMEIDA *et al.*, 2015), gradientes de fertilidade e acidez (SANTOS *et al.*, 2008), e compactação superficial do solo (VALADÃO *et al.*, 2015), que caracterizam essas áreas como sistemas extrativistas e degradados. A conversão de pastagens degradadas em pastagens manejadas, i.e., adequadamente adubadas, com correções periódicas de acidez do solo, rotação e capacidade de lotação animal adequada, pode ser uma alternativa viável à capitalização dos produtores rurais e aumento da produtividade de carne bovina no país.

Desde 1850, entre 60 a 150 Pg C mantidos na matéria orgânica do solo (MOS) foram perdidos, devido à conversão do uso da terra, agricultura e distúrbios (LAL, 2010; SANDERMAN *et al.*, 2017). Normalmente, os solos agricultáveis contêm cerca de 1 a 3% de MOS, enquanto solos de pastagens e florestas geralmente contêm em torno de 4% ± 1 (JENKINS, 1988). Em uma meta-análise de 74 publicações, Guo e Gifford (2002) destacaram a influência das mudanças no uso da terra nos estoques de C do solo. Esses autores sugeriram que a mudança no uso da terra de pastagem para culturas perenes (-10%), floresta nativa para culturas perenes (-13%), floresta nativa para culturas anuais (-42%) e pastagem para culturas anuais (-59%) reduzem o estoque total de C, enquanto as mudanças de floresta nativa para pastagem (+ 8%), culturas anuais para pastagem (+19%),

culturas anuais para culturas perenes (+18%) e culturas anuais para floresta secundária (+53%), aumentaram o estoque total de C. Atualmente, a agricultura é responsável por aproximadamente 6.2 Gt eq-CO₂ ano⁻¹ da emissão global de gases de efeito estufa (MBOW *et al.*, 2017). Nesse sentido, sob o Acordo de Paris em 2015, a iniciativa “4 pour mille” foi lançada (SOUSSANA *et al.*, 2015), como proposta para aumentar o conteúdo de C dos solos agricultáveis no mundo em 0.4% ao ano. Na prática, os ganhos alcançáveis de C são baixos e serão necessárias abordagens inovadoras para obter um aumento anual de 0.4% na massa de C do solo (FUNK *et al.*, 2015).

O processo de emissão de CO₂ do solo está associado ao aumento da atividade microbiana, promovido especialmente pelo preparo do solo e outras atividades de manejo como calagem (FUENTES *et al.*, 2006; ALMARAZ *et al.*, 2009) e adubação (YANG *et al.*, 2017). O preparo do solo durante as operações de reforma das pastagem também aumentam, inicialmente, as taxas de emissão de CO₂ do solo para a atmosfera, pois além da solubilização de carbonatos (oriundos do calcário) e o rompimento dos agregados do solo, parte do C ocluso torna-se mais suscetível à mineralização, devido a sua exposição à ação microbiana, favorecida pelo aumento da oxigenação e temperatura do solo (SILVA *et al.*, 2014; SCHWARTZ *et al.*, 2010). Entretanto, após um curto período de tempo, ocorre a redução das frações lábeis da MOS, e a atividade basal microbiana decresce (SIX *et al.*, 2006).

Por se tratar de um evento ainda recente, há poucos estudos que caracterizem o processo de emissão de CO₂ nestas áreas de reforma de pastagens com transição de culturas. Por exemplo, o plantio simultâneo da planta forrageira de interesse com culturas anuais, como milheto, aveia, sorgo, arroz ou milho, para amortização dos custos de produção, dispondo-se do pastejo animal temporário, para produção de silagem para suplementação animal, ou para venda de grãos. Outro fator a ser destacado, é a dinâmica do C orgânico do solo nos processos de reforma de pastagens. Segundo Singh e Benbi (2018), a posição topográfica, erosão do solo e o uso da terra não apenas alteram a quantidade total de C, mas também sua composição. A perda de C orgânico é diretamente relacionada à sua labilidade ou capacidade de decomposição (MURTY *et al.*, 2002). Com isso, as frações de C orgânico particulado e associado à fração mineral, obtidas a partir do fracionamento granulométrico da MOS, têm sido utilizadas para avaliar os impactos dos sistemas

de manejo agrícola, por serem altamente suscetíveis à oxidação e decomposição (CHEN *et al.*, 2010).

Nesse sentido, a hipótese do estudo é que com a reforma de pastagens, por meio da calagem e adubação, seria possível aumentar o estoque da fração estável de C orgânico no solo, o que irá contribuir para o aumento do estoque de C a longo prazo e assim reduzir a emissão de CO₂ para atmosfera. O objetivo desse estudo foi avaliar o impacto da reforma de pastagem degradada no compartimento físico da MOS e seu efeito na mitigação da emissão de CO₂.

3.3 MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi conduzido no município de Selvíria, Mato Grosso do Sul, Brasil, nas coordenadas geográficas 20° 21' 58.2" Sul, 51° 24' 47.8" Oeste, a 357 m de altitude. O clima da região, segundo a classificação Köppen, é definido como Aw (tropical úmido) com estações chuvosa no verão e seca no inverno, com temperatura média anual de 25 °C, precipitação anual de 1330 mm e umidade relativa de 66%. O solo do local foi classificado como Latossolo Vermelho Distrófico (LVd), segundo Sistema Brasileiro de Classificação do Solo (EMBRAPA, 2018), ou loamy sand Oxisol, segundo Soil Survey Staff (2017), com teores de argila na camada de 0.00-0.20 m de 130 g kg⁻¹, silte de 60 g kg⁻¹ e areia de 810 g kg⁻¹, determinados pelo método da pipeta (EMBRAPA, 2017). As características químicas do solo antes da implantação do experimento foram: teor de matéria orgânica de 17,0 g kg⁻¹, pH em CaCl₂ de 4,9, P de 5,8 mg kg⁻¹, K de 0,6 mmol_c kg⁻¹, Ca de 9,4 mmol_c kg⁻¹, Mg de 10,5 mmol_c kg⁻¹, Al de 0,9 mmol_c kg⁻¹, capacidade de troca de cátions total de 40,5 mmol_c kg⁻¹ e saturação por bases de 50,1%, determinados segundo metodologia proposta por Van Raij *et al.* (2001).

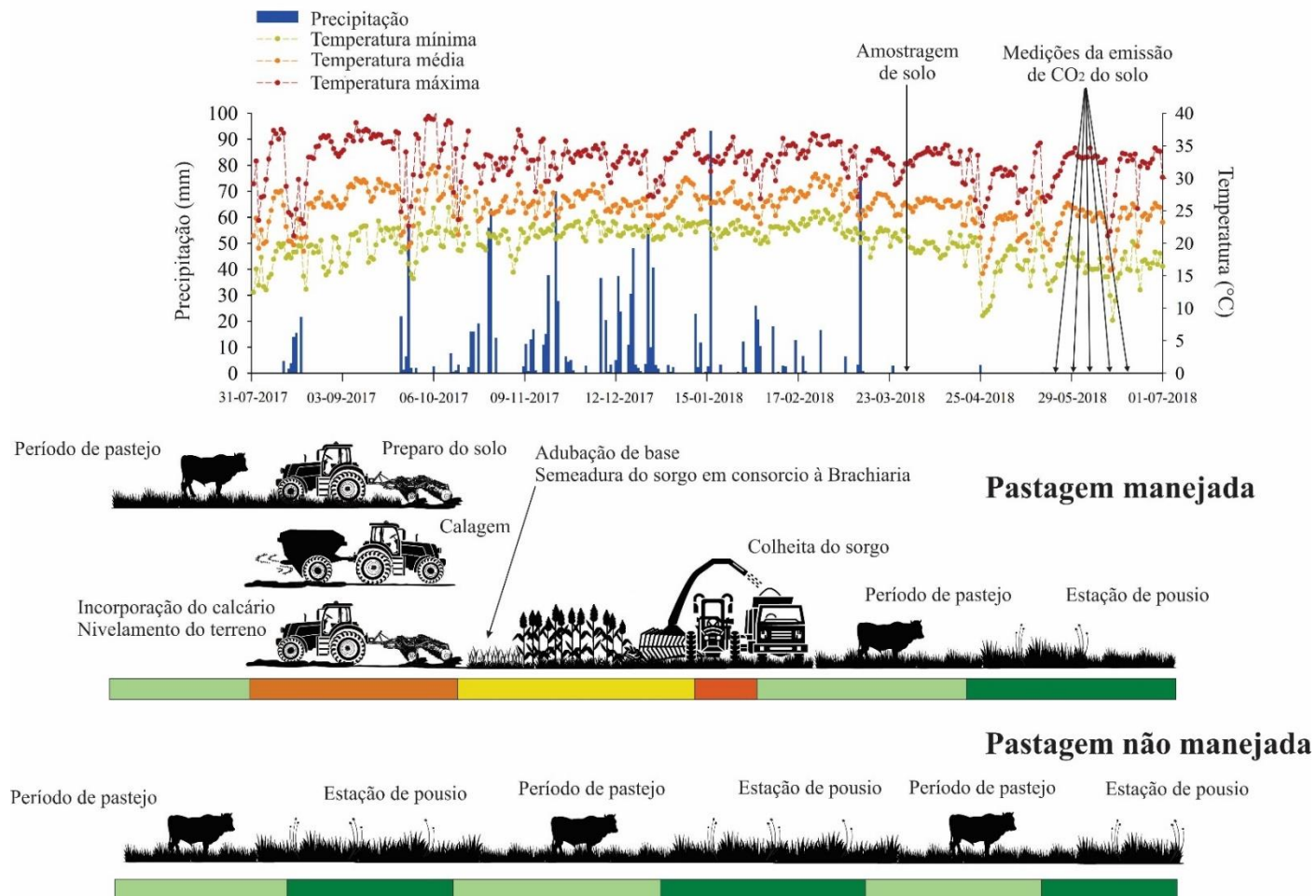
Em 1989, a área de estudo foi aberta, mecanizada e, posteriormente, dividida em 11 talhões com dimensões variando de 1,0 a 3,0 ha. Esses talhões foram destinados à exploração da pecuária extensiva de corte, com plantio e pastejo de capim Marandu (*Urochloa brizantha* cv. Marandu). Nos anos 2002, 2008 e 2013 houveram correções da acidez do solo e aplicação de insumos nas áreas; 1,5 t ha⁻¹ de calcário dolomítico e 31 kg ha⁻¹ de ureia (45% de N), 123 kg ha⁻¹ de superfosfato triplo (40% de P₂O₅ e 10% de Ca) e 47 kg ha⁻¹ de cloreto de potássio (60% de K₂O). Em 2017, o sistema de manejo de pastagens foi alterado em alguns dos talhões da fazenda, visando o cultivo do sorgo forrageiro (*Sorghum bicolor* L. Moench) após as correções de acidez e adubação, na época das chuvas, para produção de silagem (Figura 1). Para isso, a pastagem foi removida com uso da grade de discos pesada e, posteriormente, aplicado o calcário dolomítico na dose de 1,0 t ha⁻¹, conforme a necessidade calculada para elevação de saturação por bases a 60%. Em seguida, o calcário foi incorporado com grade intermediária e o terreno nivelado com a grade de discos leve. Realizou-se a adubação de base com 45 kg ha⁻¹ de ureia (45% de N), 175 kg ha⁻¹ de superfosfato triplo (40% de P₂O₅ e 10% de Ca) e 67 kg ha⁻¹ de cloreto de potássio (60% de K₂O) no sistema a lanço e, posteriormente, semeou-se o sorgo

em consorcio com a *U. brizantha*, também no sistema a lanço. A densidade populacional de plantas de sorgo calculada foi de 150 mil plantas ha⁻¹.

Dentre os 11 talhões, dois foram selecionados para determinação e mapeamento dos atributos físicos e químicos do solo. A principal diferença entre as áreas escolhidas foi o sistema de manejo da pastagem adotado. Uma das áreas foi reformada, conforme descrito anteriormente, visando o cultivo do sorgo para produção de silagem em consorcio à *U. brizantha*, e outra área permaneceu com o sistema de manejo inalterado, desde o ano de 2013 (Figura 1). Em ambas as áreas a taxa média de lotação de animais foi de três unidades animais ha⁻¹ ano⁻¹. Durante o cultivo do sorgo, em aproximadamente 100 dias, não houve pastejo animal. Após a colheita do sorgo, a área voltou a ser pastejada pelos animais.

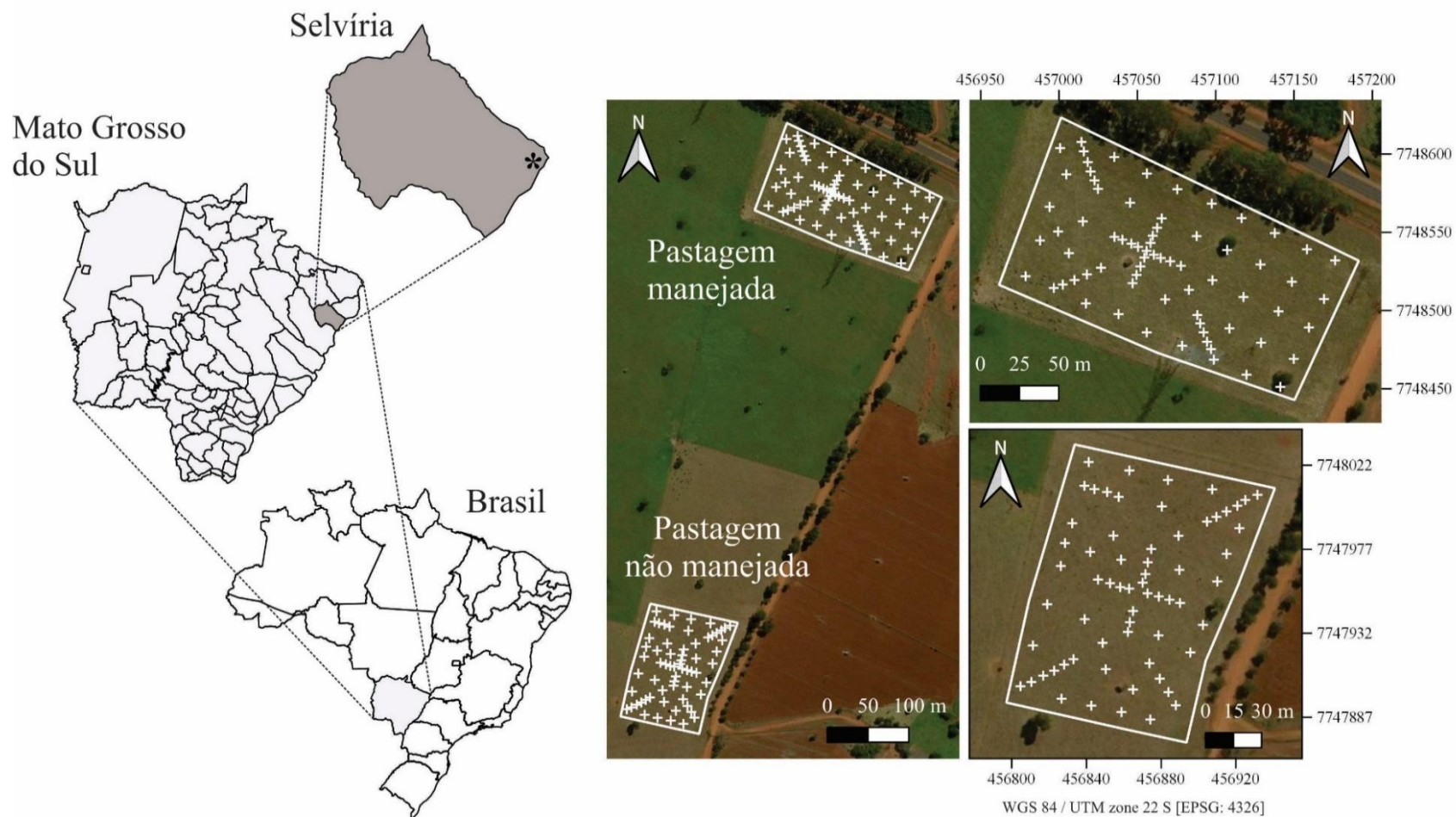
Duas malhas de amostragens georreferenciadas foram instaladas em cada uma das áreas, com dimensões equivalentes a 2,7 e 1,4 ha, contendo 70 e 65 pontos, respectivamente, distribuídos e espaçados de forma arbitrária, conforme demonstrado na Figura 2. A amostragem foi irregular visando detalhar a dependência espacial dos atributos do solo a curtas e longas distâncias.

Figura 1. Precipitações e temperaturas mínima, média e máxima diárias durante o período de condução do experimento em um Latossolo Vermelho-Amarelo Distrófico. As ilustrações abaixo do gráfico correspondem aos históricos de manejo das áreas, bem como suas respectivas datas de realização, conforme exposto no eixo X do gráfico.



Fonte: Do próprio autor.

Figura 2. Localização do estudo e representação das malhas de amostragens com respectivos pontos georreferenciados (+) nas áreas de pastagem manejada e pastagem não manejada.



Fonte: Do próprio autor.

Amostras de estrutura deformada foram coletadas com auxílio de um trado holandês na camada de 0,00-0,15 m, para determinação dos teores de fósforo disponível (P), potássio (K), cálcio (Ca) e magnésio (Mg) trocáveis, potencial hidrogeniônico em CaCl_2 (pH), alumínio trocável (Al), acidez potencial a pH 7,0 (H+Al), capacidade de troca catiônica a pH 7,0 (CTC), saturação por bases (V%) e saturação por alumínio (m%), conforme metodologia proposta por Van Raij *et al.* (2001). Os teores de argila, silte e areia foram determinados pelo método da pipeta, conforme metodologia proposta por Embrapa (2017).

O teor de C orgânico foi determinado seguindo o método descrito por Cambardella e Elliott (1992). Após a passagem das amostras de solo por uma peneira de 0,053 mm, o carbono orgânico particulado (POC) foi separado do carbono orgânico associado à fração mineral (OCAM), no qual apenas o POC foi determinado, e o OCAM foi obtido pela diferença entre OC total e POC. Para determinar o teor de OC, foram adicionados 10 mL de HCl 1 mol L⁻¹ em 10 g de solo para remover carbonatos (carbono inorgânico do calcário). Após este procedimento, o solo foi seco em estufa a 60°C por 15 horas. Assim, o solo foi macerado e analisado de acordo com a metodologia proposta por Van Raij *et al.* (2001). Das amostras de 10 g usadas para a determinação total de OC, foram retirados 5 g para a separação granulométrica de OCAM e POC. Essas frações foram determinadas seguindo a mesma metodologia usada para o total de OC. Os estoques de OC (S-OC), POC (S-POC) e OCAM (S-OCAM) foram calculados de acordo com a metodologia de Soares *et al.* (2020), em que o conteúdo de cada fração foi multiplicado pela densidade do solo e profundidade do solo, conforme a equação 1:

$$\text{Estoques de C (Mg ha}^{-1}\text{)} = \text{C (\%)} \times \text{Profundidade do solo (m)} \times \text{Densidade aparente (Mg m}^{-3}\text{)} \times 100 \quad (1)$$

Para comparar os estoques de carbono entre massas iguais de solo, as correções foram calculadas com base no método equivalente de massa do solo (ELLERT; BETTANY, 1995), usando a densidade aparente do solo das áreas de floresta nativa como referência. O ajuste foi utilizado para estimar os estoques corrigidos, nos quais a profundidade corrigida (ProfCor) (m) foi obtida pela equação 2:

$$\text{ProfCorr} = (\text{DSr} / \text{DSc}) \times \text{Prof} \quad (2)$$

onde: DSr é a densidade do solo (Mg m^{-3}) da área de referência (floresta nativa) próxima à área do experimento; DSc é a densidade do solo (Mg m^{-3}) a ser corrigida; e Prof é a profundidade de referência para massas equivalentes (m).

Medições da emissão de CO_2 do solo ($\text{CO}_2\text{-F}$) foram realizadas no campo por um período de aproximadamente um mês (25/05/2018; 31/05/2018; 05/06/2018; 14/06/2018 e 20/06/2018), utilizando-se dois sistemas portáteis LiCor (LI-8100) (Figura 1), conforme descritos em Rigon *et al.* (2018). Os sistemas foram acoplados em colares de PVC de 8,5 cm de altura e 10 cm de diâmetro, previamente instalados nos pontos de amostragem das malhas geoestatísticas. O sistema monitora as alterações na concentração de CO_2 dentro de uma câmara utilizando espectroscopia de absorção óptica no espectro infravermelho (IRGA). A câmara é um sistema fechado com um volume interno de $854,2 \text{ cm}^3$ e uma área circular de contato com o solo de $83,7 \text{ cm}^2$. As médias de $\text{CO}_2\text{-F}$ foram obtidas considerando todo período de avaliação, estimadas pelo método da área abaixo das curvas de emissão. Os valores médios das emissões ao longo dos dias de avaliação constam nos documentos suplementares (Documento suplementar 1).

Análises descritivas e teste de normalidade de Shapiro e Wilk à 5% de probabilidade ($p > 0,05$), foram realizados para o conjunto de variáveis analisadas. As médias entre os sistemas de manejo de pastagens foram comparadas pela técnica de bootstrap, incluindo 1000 reamostragens aleatórias com reposição, de acordo com o método proposto por Tavanti *et al.* (2019). A partir dos 1000 valores existentes, também foi possível estabelecer os limites superiores e inferiores no intervalo de confiança para as médias, compreendendo 95% de probabilidade. Esses intervalos de confiança foram úteis para comparação posterior de médias. Assim, médias com valores comuns dentro dos mesmos intervalos de confiança, cujas barras de erros se tocaram, não diferiram entre si, enquanto a ausência de valores comuns indicou diferenças significativas (com probabilidade de 5%; $p < 0,05$).

Em seguida, os dados foram padronizados para média 0 e variância 1, e então submetidos à análise de correlação canônica (CCA), para estudo da relação multivariada entre os atributos do solo. Os escores do primeiro par de variáveis canônicas, que explicaram a máxima variação total do conjunto de dados, foram examinados de acordo com Cruz e Regazzi (1994). A CCA foi utilizada para

quantificar a relação de causa e efeito entre o conjunto de atributos físicos e químicos do solo (preditor) e um conjunto de atributos relacionados ao carbono orgânico do solo (predito). O objetivo foi maximizar a correlação existente entre conjuntos de variáveis de saída (HAIR *et al.*, 2005). Para isso, considerou-se X como um vetor aleatório cuja dimensão é $(p + q \times 1)$, com a matriz de covariância da amostra $S_{(p+q) \times (p+q)}$. Seja $X^{(1)}$ $(p \times 1)$ e $X^{(2)}$ $(q \times 1)$ os vetores definidos como as partições do vetor original X , representando um grupo com p variáveis (atributos físicos e químicos do solo: argila, silte, areia, pH, P, K, Ca, Mg, Al, H+Al, CTC, BS, m%) e outro com q (atributos relacionados ao carbono orgânico: S-OC, S-OCAM, S-POC e CO2-F), respectivamente. Para o vetor aleatório X , a matriz de covariância é representada da seguinte forma:

$$S_{(p+q) \times (p+q)} = \begin{bmatrix} S_{(p \times p)}^{(11)} & S_{(p \times q)}^{(12)} \\ S_{(q \times p)}^{(21)} & S_{(q \times q)}^{(22)} \end{bmatrix} \quad (3)$$

As covariâncias entre pares de variáveis pertencentes a ambos grupos, $X(1)$ e $X(2)$, estão contidos em $S_{(p \times q)}^{(12)}$ e $S_{(q \times p)}^{(21)}$, e os elementos “pq” que os compõem, medem a associação entre os dois grupos. O estudo dessas associações ocorre por meio de variáveis canônicas, que são construídas a partir de combinações lineares de atributos relacionados ao carbono orgânico, representados por U , e os atributos físicos e químicos do solo, representados por V , que são definidos como:

$$U = a^T X^{(1)} \quad (4)$$

$$V = b^T X^{(2)} \quad (5)$$

onde: a e b são vetores obtidos a partir dos coeficientes lineares das combinações escolhidas para maximizar a correlação entre as variáveis do par canônico. Assim, pares canônicos mínimos (p , q) são obtidos. Para melhor visualização do primeiro par de variáveis canônicas extraído, um gráfico biplot foi criado, mostrando a carga de cada atributo (setas) e as pontuações de cada tratamento (pontos).

A variabilidade espacial dos atributos avaliados e dos escores do primeiro par de variáveis canônicas (U_1 , V_1) foi caracterizada pela análise geoestatística

(ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989; MATHERON, 1963). O semivariograma experimental foi estimado de acordo com a teoria da hipótese intrínseca, utilizando a seguinte equação:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(X_i) - Z(X_i + h)]^2 \quad (6)$$

onde: $\hat{\gamma}(h)$ é a semivariância na distância h , $N(h)$ é o número de pares de pontos usados para calcular a semivariância, $Z(X_i)$ é o valor da variável Z do ponto X_i , $Z(X_i+h)$ é o valor da variável Z do ponto X_i separado pela distância h .

Os modelos de semivariogramas (gaussiano, exponencial ou esférico) e o número ideal de vizinhos foram escolhidos para predição com base no melhor ajuste obtido através da validação cruzada. Nesse contexto (ajustes com coeficientes angulares próximos a 1 e coeficiente linear próximo a 0), foram ajustados os semivariogramas, realizando-se a krigagem ordinária dos dados e a composição de mapas de contorno com intervalos equidistantes. Os critérios de seleção dos modelos foram: menor raiz da soma de quadrado dos resíduos, maior R^2 , coeficientes lineares próximos de zero, coeficiente angular próximo a um (TAVANTI *et al.*, 2019). A classificação da dependência da variabilidade espacial (SVD) foi realizada com base na razão pepita e patamar ($C / C+C_0$), em que $SVD \leq 20\%$ corresponde a dependência espacial muito fraca; $20\% < SVD \leq 40\%$ fraca dependência espacial; $40\% < SVD \leq 60\%$ dependência espacial moderada; $60\% < SVD \leq 80\%$ forte dependência espacial; e $SVD > 80\%$ dependência espacial muito forte (CAMBARDELLA *et al.*, 1994).

Todas as análises estatísticas foram realizadas no software R versão 3.6.2 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2019) utilizando os respectivos pacotes "agricolae", "nortest", "cca" e "geoR". Os mapas de krigagem ordinária foram editados no software Quantum Gis 3.10.

3.4 RESULTADOS

De acordo com a análise descritiva (Tabela 1), alta amplitude de valores foi verificada para quase todas as variáveis avaliadas. Os coeficientes de variação também foram altos (acima de 30%), exceto para teores de argila, areia, pH, K, Ca, Mg, H+Al, CTC, BS, S-OC, S-OCAM, S-POC e CO₂-F. Altas amplitudes de P, Al, m% devem ser destacadas, uma vez que variaram de 1,0 a 11,0 mg kg⁻¹, 0,0 a 2,0 mmol_c kg⁻¹ e 0,0 a 6,0%, respectivamente. O teste de Shapiro e Wilk confirmou a distribuição do tipo não-normal para a maioria dos atributos avaliados. Apesar de tais resultados, considerou-se que os dados de argila, silte, pH, P, K, Ca, H+Al, BS e CO₂-F apresentaram uma distribuição tendendo à normalidade, devido à semelhança entre valores médios e medianos e aos valores de assimetria e curtose próximos a zero. Embora a normalidade não seja um requisito para análise multivariada e geoestatística, os valores discrepantes foram removidos do conjunto de dados.

Comparando os sistemas de manejo de pastagens, os teores de macronutrientes e acidez do solo foram melhorados pela adubação e calagem. Tal fato pôde ser confirmado pelos valores médios de pH e teores de K, P, Ca e Mg, que foram maiores no sistema de pastagem manejada (Tabela 1). Este aumento se deu em até 9,6% para pH, 42% para K, 89% para P, 59,3% para Ca e 13% para Mg. Apesar destes incrementos, os teores de P e K ainda estiveram próximos do nível crítico estabelecido para este tipo de solo, que são de 10 mg dm⁻³ para P e 0,61 mmol_c dm⁻³ para K (SOUSA; LOBATO, 2004).

As concentrações de H+Al e Al reafirmam a melhoria da condição edáfica do solo na área de pastagem manejada. Observou-se redução de até 25,6% na concentração de H+Al, essencialmente atribuída à complexação do Al trocável (Tabela 1). Dessa forma, valores médios de m% foram 91% menores na área de pastagem manejada. Suportando tais resultados, os efeitos do manejo químico do solo não foram evidentes sobre a CTC, que não diferiu entre sistemas de manejo, podendo o valor de 41,6 mmol_c kg⁻¹ (média geral) ser usado para representar a condição atual das duas áreas.

Tabela 1. Análise descritiva dos atributos do solo, teste de normalidade e comparação de médias em função dos sistemas de manejo das pastagens.

Atributos ¹	Média geral	Mediana	Mínimo	Máximo	Coeficientes			S-W $\geq$ Pr	F p-value	Pastagem não manejada	Pastagem manejada
					Variação (%)	Curtose	Assimetria				
Argila (g kg ⁻¹)	128,36	126,54	98,80	164,81	7,95	0,19	1,47	0,00 ^{NN}	0,06	131,01 A	126,13 A
Silte (g kg ⁻¹)	61,43	68,17	17,43	95,13	31,74	-0,56	-0,74	0,00 ^{NN}	< 0,001*	47,20 B	73,47 A
Areia (g kg ⁻¹)	810,62	808,90	764,99	872,75	2,75	0,26	-0,37	0,26 ^{NO}	< 0,001*	822,16 B	800,86 A
pH	5,16	5,10	4,40	6,30	7,58	0,41	-0,44	0,00 ^{NN}	< 0,001*	4,91 B	5,38 A
P (mg dm ⁻³)	5,22	5,00	1,00	11,00	51,82	0,12	-0,78	0,00 ^{NN}	< 0,001*	3,52 B	6,65 A
K (mmol _c dm ⁻³)	0,55	0,50	0,20	0,94	29,59	0,22	-0,66	0,00 ^{NN}	< 0,001*	0,45 B	0,64 A
Ca (mmol _c dm ⁻³)	12,13	12,00	5,00	19,00	29,41	-0,04	-1,01	0,00 ^{NN}	< 0,001*	9,18 B	14,63 A
Mg (mmol _c dm ⁻³)	10,65	11,00	6,00	15,00	18,45	0,07	-0,23	0,02 ^{NO}	< 0,001*	9,95 B	11,25 A
H+Al (mmol _c dm ⁻³)	17,23	18,00	10,00	25,00	21,52	0,45	-0,28	0,00 ^{NN}	< 0,001*	20,00 A	14,89 B
Al (mmol _c dm ⁻³)	0,51	0,00	0,00	2,00	140,10	1,07	-0,23	0,00 ^{NN}	< 0,001*	0,90 A	0,18 B
CTC (mmol _c dm ⁻³)	41,56	41,50	31,50	54,80	11,99	0,34	-0,28	0,07 ^{NO}	< 0,001*	40,24 B	42,68 A
BS (%)	58,51	59,00	37,00	78,00	17,43	-0,19	-0,74	0,03 ^{NO}	< 0,001*	49,96 B	65,73 A
m (%)	1,42	0,00	0,00	6,00	147,28	1,04	-0,61	0,00 ^{NN}	< 0,001*	2,82 A	0,24 B
S-OC (Mg ha ⁻¹)	16,67	16,71	14,79	18,86	4,73	-0,04	0,03	0,72 ^{NO}	< 0,001*	16,24 B	17,02 A
S-OCAM (Mg ha ⁻¹)	6,50	6,43	5,26	8,06	9,68	0,31	-0,68	0,02 ^{NO}	< 0,001*	9,72 B	10,55 A
S-POC (Mg ha ⁻¹)	10,17	10,26	7,72	11,98	7,61	-0,53	0,37	0,05 ^{NO}	0,68	6,52 A	6,48 A
CO ₂ -F (μmol m ⁻² s ⁻¹)	1,17	0,98	0,94	1,54	18,90	0,22	-1,90	0,00 ^{NN}	< 0,001*	1,40 A	0,97 B

¹ CTC: capacidade de troca de cátions à pH 7,0, BS: base saturation, m: aluminum saturation, S-OC: estoque de carbono orgânico total, S-OCAM: estoque de carbono orgânico associado à fração mineral, S-POC: estoque de carbono orgânico particulado, CO₂-F: emissão de CO₂ do solo. Letras maiúsculas classificam sistemas de manejo das pastagens pelos intervalos de confiança obtidos no teste de bootstrap a 0,05 de probabilidade.

Fonte: Do próprio autor.

Os estoques de carbono orgânico foram classificados como satisfatórios, $S-OC > 12 \text{ Mg ha}^{-1}$, nos dois sistemas avaliados (CARVALHO *et al.*, 2010), havendo maior acúmulo de C na área de pastagem manejada em até 5% ($\sim 0,8 \text{ Mg ha}^{-1}$) (Tabela 1). O sistema de manejo das pastagens adotado (pecuária extensiva com moderada taxa de lotação) foi favorável para o acúmulo de C nas camadas superficiais do solo. Por consequência, este aumento se deu pela fração física mais decomposta (S-OCAM), ou fração pesada, que correspondeu a maior parte do S-OC, representando 59.9% na área de pastagem não manejada e 62% na área de pastagem manejada. Por outro lado, os estoques de S-POC não diferiram entre sistemas de manejo de pastagens avaliados. Quanto à respiração do solo ($\text{CO}_2\text{-F}$), houve menor emissão na área de pastagem manejada, com média de $0,97 \mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$ (Tabela 1). A redução de $\text{CO}_2\text{-F}$ observada, em relação à área de pastagem não manejada, se deu em até 31%

Ambas as áreas estudadas apresentaram classe de textura média com variações mínimas no teor de argila (131 e 126 g kg^{-1}) (Tabela 1). Portanto, o teor de argila, que poderia atuar como controlador do teor de C do solo, em função da proteção física que exerce sobre a MOS (BRUN *et al.*, 2015; MIRANDA *et al.*, 2016) deixou de ser um fator preponderante no presente estudo.

As correlações canônicas obtidas entre conjuntos de atributos do solo selecionados são apresentadas na Tabela 2, com seus respectivos coeficientes de determinação canônicos (R^2) e testes de significância. Todas as correlações canônicas obtidas mostraram-se significativas ($p < 0,05$), apresentando valores entre 0,94 e 0,38. O primeiro par de correlações canônicas explicou aproximadamente 57% da variação conjunta dos atributos, sendo assim o par mais importante para a interpretação.

Tabela 2. Autovalores e correlações canônicas para os atributos do solo estudado.

Pares de variáveis canônicas ^a	Correlação R^2 canônico canônica (autovalor)		DF ^b	Aproximação de F^c			
				Wilks' Lambda	Hotelling-Lawley Trace	Pillai-Bartlett Trace	Roy's largest root
(U1, V1)	0,935	0,873	52	9,27**	16,92**	5,66**	217,32**
(U2, V2)	0,591	0,349	36	2,86**	2,93**	2,67**	
(U3, V3)	0,423	0,179	22	2,03**	2,04**	1,93**	
(U3, V4)	0,379	0,143	10	1,96**	1,98**	1,83**	

^aUn: variável canônica para atributos relacionados ao carbono orgânico do solo, Vn: variável canônica para atributos físicos e químicos do solo. ^bDF corresponde ao grau de liberdade. ^c** significativo a 0.01 de probabilidade.

Fonte: Do próprio autor.

Pela significância das correlações apresentadas, pode-se concluir que os grupos selecionados não são independentes. O R^2 canônico encontrado foi igual a 0,87 para o primeiro par canônico e 0,35 para o segundo par. Portanto, o U_k foi a melhor combinação linear na predição de V_k e vice-versa, com $k = 1$ e 2 , respectivamente (Tabela 2). Assim, os valores padronizados do par de variáveis canônicas com a maior correlação (U_1 e V_1) podem ser vistos na Figura 4. Pode-se inferir que os altos valores da variável canônica que representou os atributos físicos e químicos do solo (V_1) estiveram associados aos altos valores da variável canônica que representaram os atributos relacionados ao carbono orgânico (U_1).

As correlações entre as variáveis do componente canônico que as representa (U_k e V_k), denominadas carregamentos canônicos, bem como as correlações dessas variáveis com outro componente canônico, conhecidas como carregamentos canônicos transversais, são apresentados na Tabela 3. Tais valores são úteis para entender o significado das variáveis canônicas; quanto maior o valor absoluto de uma carga canônica, maior a representação do atributo do solo no respectivo componente canônico. Para tanto, observou-se que a variável canônica U_1 representou 88,4% da variação total do grupo de atributos relacionados às frações de carbono orgânico, e V_1 representou 17,6% da variação total do grupo de atributos físicos e químicos do solo. Para os atributos físicos e químicos do solo, os maiores valores de correlação canônica (em módulo) foram observados para concentração de Ca no solo (0,85), BS% (0,85), teor de silte (0,71), acidez potencial (-0,75) e m% (-0,67) (Tabela 4). Os atributos relacionados ao carbono orgânico apresentaram maiores associações com CO_2 -F (-0,92), S-OC (0,55) e S-OCAM (0,51), respectivamente. Portanto, os altos valores de V_1 (melhor condição de fertilidade do solo) foram associados a baixos valores de CO_2 -F e altos valores de S-OC e S-OCAM, respectivamente.

Tabela 3. Cargas canônicas e carregamentos canônicos cruzados entre os atributos relacionados ao carbono orgânico e atributos físicos e químicos do solo, a partir da análise de correlação canônica.

Atributos Dependentes	Cargas canônicas				Carregamentos cruzados canônicos			
	U1	U2	U3	U4	V1	V2	V3	V4
S-OC	0,55	-0,19	0,30	-0,10	0,59	-0,32	0,70	-0,25
S-POC	0,06	-0,59	0,04	-0,01	0,06	-0,99	0,09	-0,02
S-OCAM	0,51	0,29	0,27	-0,09	0,55	0,48	0,63	-0,25
CO ₂ -F	-0,92	-0,08	0,03	0,00	-0,99	-0,14	0,08	0,00
EP (%)	88,39	6,56	3,09	1,96	-	-	-	-
IR	39,14	-	-	-	-	-	-	-
Atributos independentes	Cargas canônicas				Carregamentos cruzados canônicos			
	V1	V2	V3	V4	U1	U2	U3	U4
Argila	-0,21	0,19	0,10	0,39	-0,20	0,11	0,04	0,15
Silte	0,71	0,33	0,06	-0,24	0,66	0,20	0,02	-0,09
Areia	-0,52	-0,51	-0,21	-0,07	-0,48	-0,30	-0,09	-0,03
P	0,65	-0,66	-0,08	-0,12	0,61	-0,39	-0,03	-0,05
pH	0,66	-0,04	0,29	0,37	0,62	-0,03	0,12	0,14
K	0,65	-0,15	0,04	-0,29	0,61	-0,09	0,02	-0,11
Ca	0,85	-0,03	0,24	-0,07	0,79	-0,02	0,10	-0,03
Mg	0,40	-0,13	0,58	0,09	0,37	-0,08	0,24	0,04
H+Al	-0,75	0,10	0,04	-0,45	-0,70	0,06	0,02	-0,17
Al	-0,56	0,01	-0,08	-0,12	-0,53	0,01	-0,03	-0,05
CTC	0,33	-0,29	0,76	-0,17	0,31	-0,17	0,32	-0,07
BS	0,85	-0,10	0,10	0,16	0,79	-0,06	0,04	0,06
m	-0,67	-0,07	-0,21	-0,14	-0,63	-0,04	-0,09	-0,05
EP (%)	17,64	10,53	9,37	4,65	-	-	-	-
IR	60,86	-	-	-	-	-	-	-

S-OC: estoque de carbono orgânico total, S-OCAM: estoque de carbono orgânico associado à fração mineral, S-POC: estoque de carbono orgânico particulado, CO₂-F: emissão de CO₂ do solo, CTC: capacidade de troca de cátions à pH 7,0, BS: base saturation, m: aluminum saturation. EP: corresponde à porcentagem explicada. IR ao índice de redundância.

Fonte: Do próprio autor.

A dispersão dos escores em relação as cargas canônicas é claramente observada na Figura 4A. O diagrama de ordenação do primeiro par de variáveis canônicas indicou que os atributos S-OCAM e S-OC tiveram suas concentrações opostas a CO₂-F. Semelhantemente, o teor de silte, pH em CaCl₂, V%, CTC e concentrações de Ca, Mg, K e P, estiveram opostos aos teores de H+Al, Al, m%, argila e areia. Uma clara separação dos escores dos sistemas de manejo de pastagens, pôde ser observada no diagrama. Os pontos verdes representados pelo sistema de pastagem manejada, foram ordenados em maior grau de correlação positiva aos atributos relacionados à fertilidade do solo (CCA dimensão 1), S-OC e

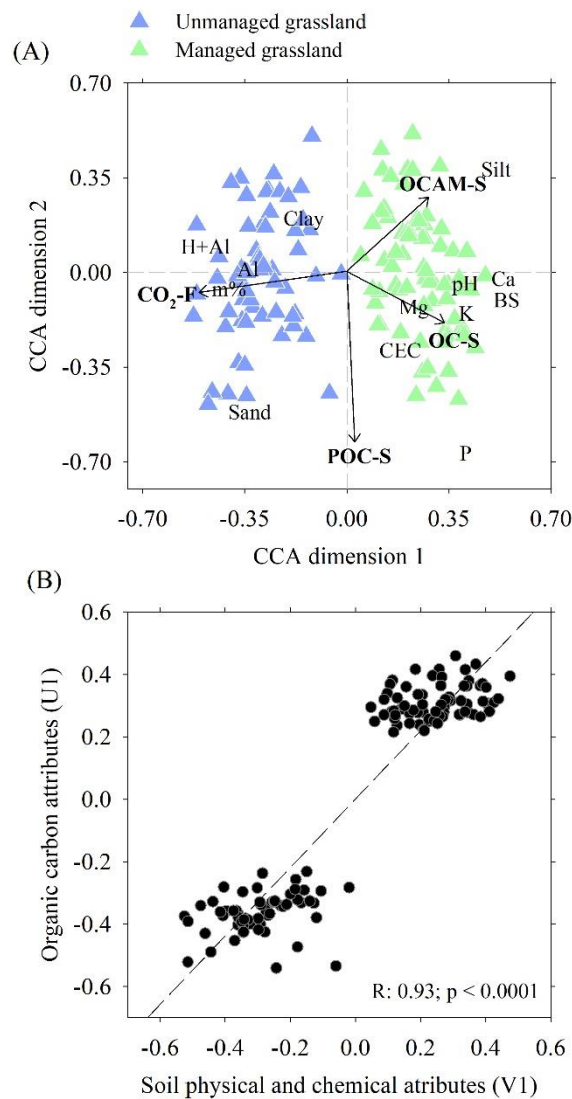
S-OCAM (CCA dimensão 2), por outro lado, os pontos azuis, representados pelo sistema de pastagem não manejada, foram ordenados em maior grau de correlação negativa a H+Al, Al e m% (CCA dimensão 1) e CO₂-F (CCA dimensão 2).

Os resultados da análise espacial dos atributos do solo e carregamentos canônicos são apresentados na Tabela 4. Todos os atributos avaliados, com exceção dos teores de K, Ca, CTC, BS e m% da área de pastagem degradada e teores de silte, areia, H+Al e m% da área de pastagem manejada, apresentaram dependência espacial. A qualidade de ajuste dos modelos de semivariogramas pôde ser confirmada pelos coeficientes de determinação acima de 0,50 e pelas raízes dos erros quadráticos médios (RMSE) próximos de zero. A validação cruzada de todos os atributos avaliados indicou coeficientes lineares próximos a zero, com exceção dos atributos relacionados à granulometria do solo, e coeficientes angulares próximos a um, com coeficientes de correlação (R) variando de 0,15 a 0,90, entre valores estimados pelos semivariogramas e valores observados.

O alcance (A₀) do semivariograma indica a estabilização da semivariância quando o patamar (C₀+C) é atingido. Por meio desse parâmetro, foi possível observar que os carregamentos canônicos U1 e V1, de ambas as áreas, apresentaram valores de A₀ variando de 5,8 a 74,0 m (Tabela 4). Os carregamentos V1, apresentaram A₀ menores que U1, indicando que a continuidade espacial dos atributos físicos e químicos do solo é menor em relação aos atributos relacionados ao carbono orgânico. Com base nos semivariogramas ajustados, os carregamentos canônicos foram interpolados pela krigagem ordinária (Figura 4).

Pelos mapas de V1 e U1, ficou clara a separação dos scores nas áreas de pastagem manejada e não manejada. No sistema de pastagem não manejada, em locais de baixa fertilidade (representados pelos scores negativos nos mapas de V1), a CO₂-F atingiu 1,64 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ e os estoques de S-OCAM estiveram abaixo de 8,0 Mg ha⁻¹ (Figura 4A). Em contrapartida, em locais com S-OC próximos a 18,0 Mg ha⁻¹, a CO₂-F foi de 0,97 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, igualando-se a condição de pastagem manejada. Os mapas de CO₂-F, S-OC e S-OCAM confirmam essa correspondência espacial na área de pastagem não manejada (Documento suplementar 2).

Figura 3. Diagrama de ordenação do primeiro par de variáveis canônicas representado pelos atributos físicos e químicos do solo (CCA dimension 1) e atributos relacionados ao carbono orgânico (CCA dimension 2) (A); e gráfico de dispersão do primeiro par de variáveis canônicas padronizadas (B).



Fonte: Do próprio autor.

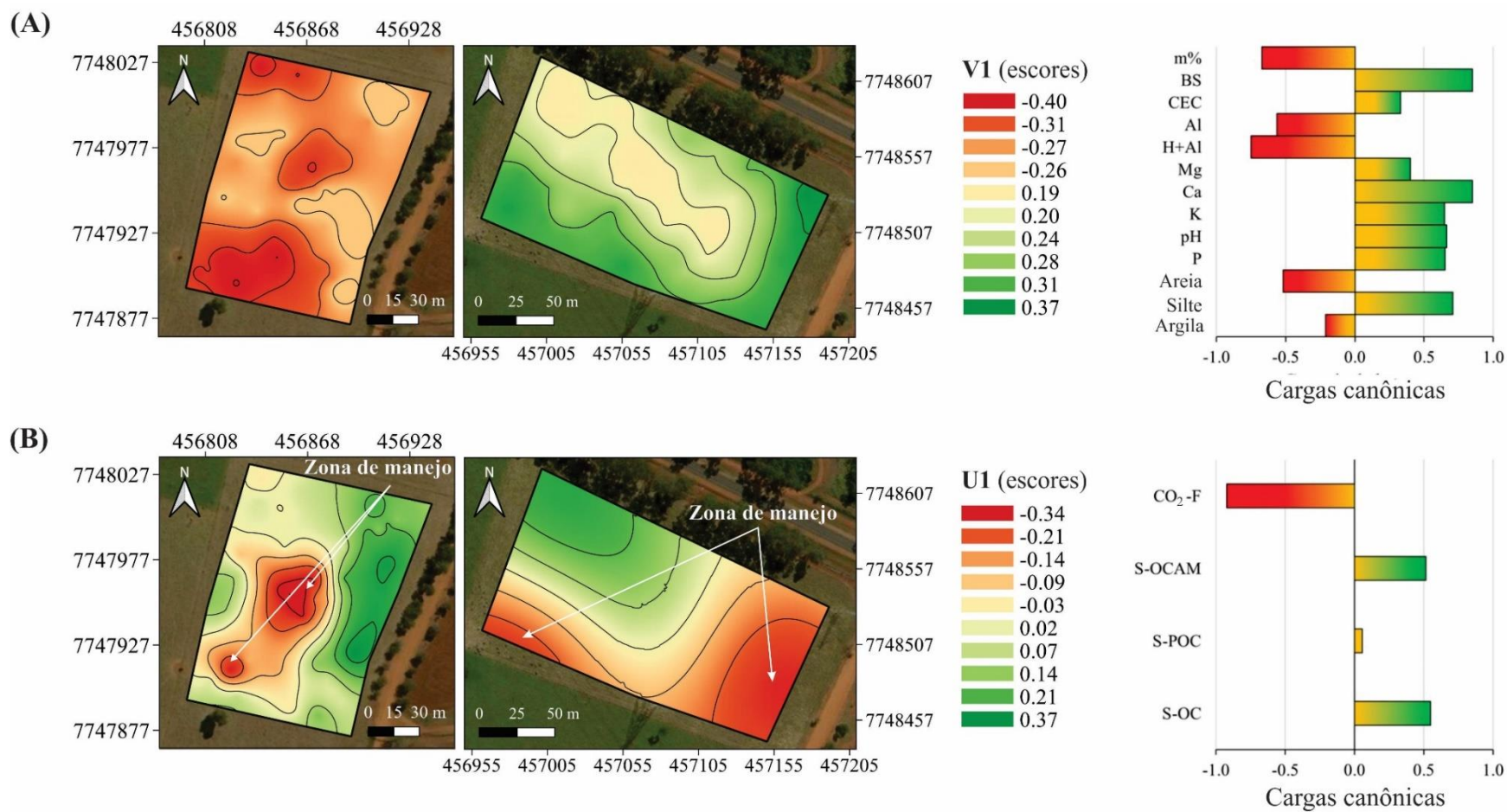
Tabela 4. Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os componentes canônicos obtidos e atributos do solo submetido a dois sistemas de manejo de pastagens.

Atributos ¹	Modelo	C ₀	C ₀ +C	A ₀	R ²	RMSE	DSD ² (%)	Validação-cruzada ³		
								a	b	R
Pastagem não manejada										
V1	Exp	7,5×10 ⁻⁴	0,01	5,80	0,52	5,2×10 ⁻⁴	93,1	0,01	1,04	0,44
U1	Sph	0,01	0,06	55,00	0,91	1,5×10 ⁻³	73,1	0,00	0,93	0,69
Argila	Exp	1,60	218,20	23,50	0,90	8,91	99,3	-0,99	1,01	0,66
Silte	Sph	1,00	383,50	40,50	0,81	22,14	99,7	2,23	0,97	0,71
Areia	Exp	1,00	692,80	31,50	0,97	13,27	99,9	-62,0	1,07	0,79
P	Gau	2,55	5,78	37,70	0,72	0,35	55,6	0,03	0,98	0,50
pH	Gau	0,01	0,04	13,90	0,65	4,6×10 ⁻¹¹	63,6	0,06	0,99	0,30
K	Nug	0,01	0,01	-	-	-	-	-	-	-
Ca	Nug	4,77	4,77	-	-	-	-	-	-	-
Mg	Exp	0,31	2,94	10,30	0,93	0,05	89,4	1,85	0,81	0,20
H+Al	Sph	0,55	9,90	39,40	0,93	0,27	94,5	0,99	0,95	0,63
Al	Gau	0,11	0,66	11,80	0,91	0,02	84,0	-0,05	1,09	0,19
CTC	Nug	18,70	18,70	-	-	-	-	-	-	-
BS	Nug	43,53	43,53	-	-	-	-	-	-	-
m%	Nug	5,58	5,58	-	-	-	-	-	-	-
S-OC	Exp	1,0×10 ⁻³	0,52	13,30	0,89	0,01	99,8	-1,22	1,07	0,43
S-POC	Sph	0,03	0,40	72,50	0,95	0,01	93,5	0,46	0,93	0,75
S-OCAM	Sph	0,01	0,75	51,70	0,97	0,01	97,8	1,07	0,89	0,70
CO ₂ -F	Exp	3,9×10 ⁻⁴	2,3×10 ⁻³	30,40	0,94	5,5×10 ⁻⁵	83,6	-0,03	1,02	0,76
Pastagem manejada										
V1	Exp	5,7×10 ⁻³	0,01	35,20	0,70	3,2×10 ⁻⁴	50,4	-0,01	1,09	0,35
U1	Gau	0,03	0,07	74,00	0,90	1,5×10 ⁻³	58,2	-0,01	1,01	0,72
Argila	Sph	2,56	17,47	43,50	0,76	0,85	85,3	13,71	0,89	0,37
Silte	Nug	89,29	89,29	-	-	-	-	-	-	-
Areia	Nug	202,62	202,62	-	-	-	-	-	-	-
P	Gau	1,83	6,61	64,80	0,90	0,22	72,3	0,07	1,00	0,66
pH	Exp	1,0×10 ⁻⁴	0,14	10,05	0,84	5,1×10 ⁻³	99,9	0,04	0,99	0,25
K	Exp	0,01	0,02	19,30	0,63	6,5×10 ⁻⁴	50,2	0,00	0,99	0,21
Ca	Sph	3,07	6,14	44,00	0,84	0,13	50,0	0,23	0,99	0,41
Mg	Exp	0,48	3,00	13,40	0,73	0,10	84,0	0,42	0,98	0,36
H+Al	Nug	5,29	5,29	-	-	-	-	-	-	-
Al	Gau	0,02	0,21	16,91	0,80	0,01	86,4	0,00	0,93	0,15
CTC	Exp	6,96	28,83	39,40	0,93	0,64	75,9	-2,43	1,06	0,61
BS	Exp	17,89	39,40	18,60	0,81	0,83	54,6	4,08	0,94	0,36
m%	Nug	0,38	0,38	-	-	-	-	-	-	-
S-OC	Sph	0,08	0,48	143,00	0,94	0,01	83,3	0,87	0,95	0,65
S-POC	Exp	1,0×10 ⁻⁴	0,24	29,90	0,93	6,2×10 ⁻³	99,9	-0,07	1,01	0,90
S-OCAM	Exp	0,04	0,22	15,20	0,76	0,01	78,9	0,08	0,99	0,57
CO ₂ -F	Sph	5,0×10 ⁻⁵	1,8×10 ⁻⁴	141,90	0,94	4,5×10 ⁻⁶	69,6	0,13	0,86	0,52

¹V1 e U2 correspondem aos primeiros pares de variáveis canônicas, CTC: capacidade de troca de cátions à pH 7,0, BS: base saturation; m: aluminum saturation; S-OC: estoque de carbono orgânico total, S-OCAM: estoque de carbono orgânico associado à fração mineral, S-POC: estoque de carbono orgânico particulado, CO₂-F: emissão de CO₂ do solo. Modelo: esférico (Sph), gaussiano (Gau); exponencial (Exp) e efeito pepita (Nug). C₀, C₀+C e A₀ são, respectivamente: pepita, patamar e alcance. RMSE: raiz quadrada do erro quadrático médio. DSD: Classificação da dependência da variabilidade especial.

Fonte: Do próprio autor.

Figura 4. Mapas de distribuição espacial do primeiro par de variáveis canônicas representado pelos atributos físicos e químicos do solo – V1 (A) e atributos relacionados ao carbono orgânico – U1 (B). Ao lado dos mapas contam os gráficos com a respectiva carga canônica de cada atributo relacionado na variável canônica.



Fonte: Do próprio autor.

Os atributos que estiveram relacionados ao carbono apresentaram comportamento distinto na área de pastagem manejada (Figura 4B). Em locais com a melhor condição de fertilidade (representada pelos scores acima de 0,24 nos mapas de V1), foram registradas emissões de $0,99 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, sendo esses valores os mais elevados no sistema de pastagem manejada. Os valores de $\text{CO}_2\text{-F}$ flutuaram entre 0,94 e $0,99 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ nesse sistema (Figura 4B). Estoques de S-OC entre 15,5 e $18,5 \text{ Mg ha}^{-1}$, corresponderam a locais com S-POC entre 5,5 e $8,0 \text{ Mg ha}^{-1}$ e S-OCAM entre 9,0 e $12,0 \text{ Mg ha}^{-1}$, sendo os locais de maior aporte de C e também maior emissão de CO_2 . Os mapas de $\text{CO}_2\text{-F}$, S-OC e S-OCAM confirmam essa correspondência espacial na área de pastagem não manejada (Documento suplementar 2).

3.5 DISCUSSÃO

A carga líquida negativa do solo e o potencial elétrico negativo superficial são as principais alterações eletroquímicas ocasionadas pela calagem em solos tropicais de caráter ácido com predomínio das cargas variáveis (SOARES; ALLEONI, 2008). O aumento da CTC é uma consequência da desprotonação de grupos ferrol e aluminol presentes em óxidos e hidróxidos, nas arestas quebradas de argilominerais 1:1, e da ionização de grupamentos funcionais da matéria orgânica (grupos fenólicos e carboxílicos), ocasionado pela adsorção de hidroxilas (RIBEIRO *et al.*, 2011). Com base nos resultados obtidos, constatou-se que a aplicação de 1,0 t ha⁻¹ de calcário dolomítico foi suficiente para remoção do Al trocável, todavia, não causou aumento substancial na CTC. Pressupõe-se que tal fato pôde estar relacionado a qualidade do C aportado no solo nos últimos anos.

A maior parte da CTC em solos tropicais é proveniente da matéria orgânica do solo (REICHERT *et al.*, 2016), ocasionada pela protonação e desprotonação de grupos funcionais carboxílicos e fenólicos (PETTER *et al.*, 2017). Em sistemas agrícolas que realizam a pecuária extensiva de corte, o material aportado é basicamente proveniente dos restos culturais das pastagens, podendo em alguns casos ocorrer o plantio de outras culturas para reforma das pastagens, como ocorrido nesse estudo. O material proveniente dos restos culturais de pastagens apresenta características de elevada relação C:N (> 20:1) (TORRES *et al.*, 2005; GUO *et al.*, 2012), altas concentrações de lignina, entre 60 e 80 g kg⁻¹ (método KMnO₄), e celulose, entre 245 e 340 g kg⁻¹ (HERRERO *et al.*, 2001). Nessas condições há maior probabilidade de formação de ácidos húmicos no processo de humificação da matéria orgânica do solo, devido à alta resistência na quebra das ligações de hidrocarbonetos pelos microrganismos (BIKOVENS *et al.*, 2010).

Durante o processo de humificação da matéria orgânica, há formação de grupos funcionais que interagem com o meio (BAI *et al.*, 2015). Dentre os grupos funcionais, destaca-se os grupos carboxílicos e fenólicos – grupos carboxílicos possuem pKa próximo de três, com isso desprotonam em condições de pH mais baixo (entre 4.0 e 5.0) enquanto grupos fenólicos desprotonam em condições de pH mais alto (acima de 7.0) (BAI *et al.*, 2015). Nos ácidos fúlvicos predominam cadeias alifáticas (compostos fenólicos), e ácidos húmicos predominam cadeias aromáticas (compostos carboxílicos). Por essa razão, pode não haver aumento na CTC mesmo

em condições de aumento de matéria orgânica humificada, como observado em nosso estudo.

Em nosso estudo, a fração humificada da matéria orgânica (S-OCAM) pôde ser usada como um indicador sensível às práticas de manejo e preparo agrícola realizado. Como visto, S-OCAM foi preponderante sobre acúmulo de S-OC na área de pastagem manejada (Tabela 1; Documento suplementar 2). Pressupõe-se que o compartimento de S-OCAM observado na área de pastagem manejada foi originado dos materiais orgânicos recém adicionados ao solo, como por exemplo os restos culturais do sorgo. Assim como o aumento pretendido na biomassa das pastagens, a adição de palhada ao solo advinda do cultivo do sorgo e insumos (calagem e adubação), possivelmente melhoraram as condições edáficas e reduziram a respiração do solo. A tendência de CO₂-F sobre os estoques de carbono foi evidente nos mapas de U1 (Figura 4). Aproximadamente 69,4% da área de pastagem manejada correspondeu a locais com maiores valores de S-OCAM, S-OC e menores valores de CO₂-F. Os outros 30,6% da área apresentaram emissões entre 0,97 e 0,99 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$. Já na área e pastagem manejada, 50,1% da área de pastagem não manejada correspondeu a locais com menores valores de S-OCAM, S-OC e maiores valores de CO₂-F. Dessa forma, foi possível identificar a área "problemática" com maior emissão de CO₂ (1,36 a 1,49 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$), determinando zonas de manejo em função do S-OCAM (Figura 4; Documento suplementar 2).

Semelhantemente, Yang *et al.* (2017) verificaram os efeitos da aplicação de fertilizantes NPK, palhada de milho e biochar nas emissões de CO₂ e frações de carbono orgânico do solo. A aplicação de palhada do milho e o biochar, ao longo de três anos consecutivos, proporcionaram aumento substancial da fração não lábil de carbono (OCAM), a uma taxa média de 0,57 g kg⁻¹ ano⁻¹. Em contrapartida, o fertilizante NPK (120 kg N ha⁻¹, 60 kg P₂O₅ ha⁻¹ e 60 kg K₂O ha⁻¹ na forma de ureia, superfosfato simples e sulfato de potássio), mantiveram as concentrações de C lábil inalteradas.

Observou-se que na área de pastagem manejada, fora da zona de manejo a condição de fertilidade era pior, mesmo com valores mais baixos de emissão de CO₂ (Figura 4A). Portanto, pode-se afirmar que S-OC não estava limitando a CO₂-F. Nesse caso, deve-se levar em consideração o possível efeito da solubilização de carbonatos do calcário nas leituras de CO₂-F, que apesar de não terem sido quantificados nos estoques de C (pelo efeito do tratamento com HCl), as emissões

podem ter ocorrido de forma mais intensa nessa parte da área. Os mapas de CTC e teor de argila podem apoiar essa observação, pelo efeito de maior reatividade do solo e, possivelmente, maior retenção de água e porosidade do solo nessa localidade.

Estudos realizados por Carvalho *et al.* (2018) em diferentes sistemas agrícolas (áreas de pastagem degradada e pastagem reformada com *U. brizantha*, área de cultivo de arroz, área de cultivo de cana-de-açúcar e área de reflorestamento com eucalipto), relatam que a atividade microbiana do solo (parametrizada pela respiração do solo) é geralmente limitada pela disponibilidade de C e fortemente modulada pelas condições edáficas do solo. A abordagem multivariada feita pelos autores destacou a sensibilidade do carbono da biomassa microbiana às mudanças iniciais nos atributos físicos e químicos do solo, como a saturação por concentrações de alumínio, cálcio e magnésio no solo.

Em nosso estudo, é importante ressaltar que as leituras de CO₂-F foram realizadas em um período de baixa precipitação, com aproximadamente 3 mm acumulados no período (Figura 1). Tal fato pode ter alterado substancialmente a atividade microbiológica do solo em um estado latente, ou seja, de baixa atividade (DELBEM *et al.*, 2011), assim como as práticas mecânicas de revolvimento do solo (ÁLVARO-FUENTES *et al.*, 2007), que foram realizadas a curto prazo na área de pastagem manejada. Sabe-se que o revolvimento do solo, no processo de reforma das pastagens, aumenta inicialmente as taxas de CO₂-F para a atmosfera (SILVA *et al.*, 2014). Com o possível rompimento dos agregados do solo, parte do carbono ocluso torna-se mais suscetível à mineralização, devido a sua exposição à ação microbiana, favorecida pela maior oxigenação e elevação da temperatura do solo (LA SCALA *et al.*, 2008; SCHWARTZ *et al.*, 2010). Após um curto período, ocorre a redução das frações lábeis da matéria orgânica, e a atividade basal microbiana decresce (SIX *et al.*, 2006). Os resultados de CO₂-F obtidos em nosso estudo esclarecem os efeitos da reforma da pastagem e dos inputs de insumos sobre a emissão de CO₂, ocorrido a um curto prazo, sendo suficientes para distinguir os sistemas de manejo estudados.

Nesse contexto, devemos observar o sistema como um todo, por um lado, tem-se os inputs de MOS, dado pelo cultivo do sorgo, e consequente aumento de S-OC, dado por S-OCAM, através da produção de biomassa das culturas (Tabela 2). Por outro lado, a calagem e fertilização nitrogenada, que favorecem a emissão de

CO₂ pela solubilização de carbonatos, e redução da relação C:N da matéria orgânica, possivelmente pela atividade de microrganismos (SAINJU *et al.*, 2008). Segundo Soussana *et al.* (2007), os efeitos do nitrogênio em pools de carbono orgânico variaram entre os locais, devido à variação no pH, granulometria do solo (teor de argila) e clima. Outro fator que deve ser levado em consideração é a realização da calagem, que leva a uma maior produção de exsudatos radiculares, e muitas vezes têm efeitos não intencionais nas propriedades microbianas e suas atividades, que influenciam os processos de decomposição da matéria orgânica do solo (ALONSO *et al.*, 2012; HOFFMANN *et al.*, 2014; SOUSSANA *et al.*, 2007). Essas atividades de manejo, portanto, têm implicações no armazenamento e sequestro de carbono no solo.

A fim de se assegurar a provisão sustentável de vários serviços ecossistêmicos por pastagens tropicais, particularmente aporte de forragem para alimentação animal e a mitigação das mudanças climáticas via sequestro de C, novos estudos são necessários para melhor entendimento de como as alterações climáticas (i.e., aquecimento, seca e condições mais úmidas) influenciarão o armazenamento e os fluxos do C dos ecossistemas. Os efeitos das mudanças climáticas em pastagens de clima tropical ainda são pouco compreendidos e isso ressalta a necessidade de novas pesquisas. Como as pastagens tropicais apresentam longos regimes de manejo (i.e., intervalos de reformas), se faz necessário a condução de mais experimentos específicos no local, que considerem os efeitos das mudanças climáticas e das atividades de manejo, como aplicação de fertilizantes e calagem sob diferentes regimes de chuvas e intensidade de pastejo dos animais. Isso fornecerá uma melhor compreensão dos mecanismos que operam nessa região e ajudará a informar as tomadas de decisões apropriadas.

3.6 CONCLUSÕES

As práticas de manejo do solo seguidas do cultivo do sorgo consorciado com *U. brizantha* aumentam os estoques de carbono orgânico total, por meio da fração estável (carbono orgânico associado à fração mineral do solo), e da consequente redução das emissões de CO₂ do solo.

A emissão de CO₂ e estoques de carbono orgânico total e associado à fração mineral, funcionaram, nessa pesquisa, como indicadores de qualidade química do solo, por se correlacionar aos atributos relacionados a fertilidade do solo nos sistemas de manejo estudados.

O manejo das pastagens no Cerrado Brasileiro proporciona maior aproveitamento do sistema agrícola, construção da fertilidade do solo e redução dos gases do efeito estufa, além disso, altera a dinâmica do carbono orgânico do solo, como sendo uma área importante e frutífera para futuras pesquisas de manejo e conservação do solo.

REFERÊNCIAS

- ALMARAZ, J. J.; ZHOU, X.; MABOOD, F.; MADRAMOOTOO, C.; ROCHETTED, P.; MA, B. L.; SMITH, D.L. Greenhouse gas fluxes associated with soybean production under two tillage systems in Southwestern Quebec. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v. 104, n.1, p. 134-139, 2009.
- ALMEIDA, E. J.; LUIZÃO, F.; RODRIGUES, D. J. Litterfall production in intact and selectively logged forests in southern of Amazonia as a function of basal area of vegetation and plant density. **Acta Amazônica**, Manaus, v. 45, n. 2, p. 157–166, 2015.
- ALONSO, I.; WESTON, K.; GREGG, R.; MORECROFT, M. Carbon storage by habitat–Review of the evidence of the impacts of management decisions and condition on carbon stores and sources. **Natural England Research Reports**, London, v. 30, n. 1, 2012.
- ÁLVARO-FUENTES, J.; CANTERO-MARTÍNEZ, C.; LÓPEZ, M. V.; ARRÚE, J. L. Soil carbon dioxide fluxes following tillage in semiarid Mediterranean agroecosystems. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 96, n. 1-2, p. 331-341, 2007.
- BAI, Y.; WU, F.; XING, B.; MENG, W.; SHI, G.; MA, Y.; GIESY, J. P. Isolation and characterization of Chinese standard fulvic acid sub-fractions separated from forest soil by stepwise elution with pyrophosphate buffer. **Scientific Reports**, Tokyo, n. 5, p. 8723, 2015.
- BIKOVENS, O.; TELYSHEVA, G.; IYAMA, K. Comparative studies of grass compost lignin and the lignin component of compost humic substances. **Chemistry and Ecology**, New York, v. 26, n. 2, p. 67-75, 2010.
- BRUUN, T. B.; ELBERLING, B.; DE NEERGAARD, A.; MAGID, J. Organic carbon dynamics in different soil types after conversion of forest to agriculture. **Land Degradation Development**, Chichester, v. 26, p. 272–283, 2015.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; NOVAK, J. M.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p.1501-1511, 1994.
- CAMBARDELLA, C. A.; ELLIOTT, E. T. Particulate soil organic-matter changes across a grassland cultivation sequence. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 56, n. 3, p. 777-783, 1992.
- CARVALHO, J. L. N.; RAUCCI, G. S.; CERRI, C. E. P.; BERNOUX, M.; FEIGL, B. J.; WRUCK, F. J.; CERRI, C. C. Impact of pasture, agriculture and crop-livestock systems on soil C stocks in Brazil. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 110, n. 1, p. 175-186, 2010.

CARVALHO, M. A. C.; PANOSSO, A. R.; TEIXEIRA, E. E. R.; ARAÚJO, E. G.; BRANCAGLIONI, V. A.; DALLACORT, R. Multivariate approach of soil attributes on the characterization of land use in the southern Brazilian Amazon. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 184, n. 1, p. 207-215, 2018.

CHEN, H. L.; ZHOU, J. M.; XIAO, B. H. Characterization of dissolved organic matter derived from rice straw at different stages of decay. **Journal of Soils and Sediments**, New York, v. 10, p. 915– 922, 2010.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento**. Viçosa: UFV, 1994.

DELBEM, F. C.; SCABORA, M. H.; SOARES FILHO, C. V.; HEINRICHS, R.; CROCIOLLI, C. A.; CASSIOLATO, A. M. R.. Fontes e doses de adubação nitrogenada na atividade microbiana e fertilidade do solo cultivado com *Brachiaria brizantha*. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 33, n. 2, p. 361-367, 2011.

ELLERT, B. H.; BETTANY, J. R. Calculation of organic matter and nutrients stored in soils under contrasting management regimes. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, v. 75, n. 4, p. 529-538, 1995.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – Embrapa. **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 2017. 575 p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – Embrapa. **Brazilian Soil Classification System**. 5. ed. Brasília: Embrapa Solos, 2018. 531 p.

FUENTES, J. P.; BEZDICEK, D. F.; FLURY, M.; ALBRECHT, S.; SMITH, J. L. Microbial activity affected by lime in a long-term no-till soil. **Soil Tillage and Research**, Amsterdam, v. 88, n. 1-2, p. 123-131, 2006.

FUNK, R.; PASCUAL, U.; JOOSTEN, H.; DUFFY, C.; PAN, G.; LA SCALA, N.; OELLMENYER, E. From potential to implementation: an innovation framework to realize the benefits of soil carbon. In: BANWART, S. A.; NOELMEYER, E.; MILNE, E. (ed.). **Soil carbon: science, management and policy for multiple benefits**. Wallingford : CABI, 2015. p. 47–59.

GUO, R.; LI, G.; JIANG, T.; SCHUCHARDT, F.; CHEN, T.; ZHAO, Y.; SHEN, Y. Effect of aeration rate, C/N ratio and moisture content on the stability and maturity of compost. **Bioresource Technology**, v. 112, p. 171-178, 2012.

HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L. **Multivariate data analysis**. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 2006.

HERRERO, M.; DO VALLE, C. B.; HUGHES, N. R. G.; DE O SABATEL, V.; JESSOP, N. S. Measurements of physical strength and their relationship to the chemical composition of four species of *Brachiaria*. **Animal Feed Science and Technology**, Amsterdam, v. 92, n. 3-4, p. 149-158, 2001.

HOFFMANN, U.; HOFFMANN, T.; JURASINSKI, G.; GLATZEL, S.; KUHN, N. J. Assessing the spatial variability of soil organic carbon stocks in an alpine setting (Grindelwald, Swiss Alps). **Geoderma**, Amsterdam, v. 232, p. 270-283, 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **40 produção da pecuária municipal**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015. 47 p. Disponível em: http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/84/ppm_2015_v43_br.pdfhttp://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/84/ppm_2015_v43_br.pdf. Acesso em: 19 fev. 2019.

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

JENKINS, D. S. The turnover of organic matter in soil. In: WILD, A. (ed.). **Russell's soil conditions and plant growth**. Harlow: Longman Scientific and Technical, 1988. p. 564–607.

LA SCALA, N.; LOPES, A.; SPOKAS, K.; BOLONHEZI, D.; ARCHER, D. W.; REICOSKY, D.C. Short-term temporal changes of soil carbon losses after tillage described by a first-order decay model. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v. 99, n. 1, p. 108-118, 2008.

LAL, R. Managing soils and ecosystems for mitigating anthropogenic carbon emissions and advancing global food security. **Bioscience**, Washington, v. 60, n. 9, 708–721, 2010.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Lancaster, v. 58, n. 8, p. 1246-1266, 1963.

MBOW, H. O. P.; REISINGER, A.; CANADELL, J.; O'BRIEN, P. **Special Report on Climate Change, Desertification, Land Degradation, Sustainable Land Management, Food Security, and Greenhouse Gas Fluxes in Terrestrial Ecosystems (SR2)**. viewed 05/11/2019. Intergovernmental panel on climate change, United Kingdom. Disponível em: <https://pdfs.semanticscholar.org/184e/09a5cc9d30b366500705192449c72db413f0.pdf><https://pdfs.semanticscholar.org/184e/09a5cc9d30b366500705192449c72db413f0.pdf>. Acesso em: 16 dez. 2019.

MIRANDA, E.; CARMO, J.; COUTO, E.; CAMARGO, P. Long-Term in soil carbon stocks in the Brazilian Cerrado under commercial soybean. **Land Degradation Development**, Chichester, v. 27, n. 1, p. 1586–1594, 2016.

MURTY, D.; KIRSCHBAUM, M. U. F.; MCMURTRIE, R. E.; MCGILVRAY, H. Does conversion of forest to agricultural land change soil carbon and nitrogen? A review of the literature. **Global Change Biology**, Oxford, v. 8, n. 2, p. 105–123, 2002.

PETTER, F. A.; LIMA, L. B.; MORAIS, L. A.; TAVANTI, R. F. R.; NUNES, M. E.; FREDDI, O. S.; MARIMON JR., B. H. Carbon stocks in oxisols under agriculture and

forest in the southern Amazon of Brazil. **Geoderma Regional**, Amsterdam, v. 11, p. 53-61, 2017.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **A language and environment for statistical computing**. Vienna: R foundation for statistical computing, 2019. Disponível em: <http://www.R-project.org/>. Acesso em: 12 jan. 2020.

REICHERT, J. M.; ROSA, V. T.; VOGELMANN, E. S.; ROSA, D. P.; HORN, R.; REINERT, D. J.; SATTTLER, A.; DENARDIN, J. E. Conceptual framework for capacity and intensity physical soil properties affected by short and long-term (14 years) continuous no-tillage and controlled traffic. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 158, n. 4, p. 123-136, 2016.

RIBEIRO, B. T.; LIMA, J. M. D.; CURTI, N.; OLIVEIRA, G. C. D.; LIMA, P. L. T. Surface charge of clay fraction as affected by vinasse and phosphorus. **Química Nova**, São Paulo, v. 34, n. 1, p. 5-10, 2011.

RIGON, J. P. G.; CALONEGO, J. C.; ROSOLEM, C. A.; LA SCALA JR, N. L. Cover crop rotations in no-till system: short-term CO₂ emissions and soybean yield. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 75, n. 1, p. 18-26, 2018.

SAINJU, U. M.; JABRO, J. D.; STEVENS, W. B. Soil carbon dioxide emission and carbon content as affected by irrigation, tillage, cropping system, and nitrogen fertilization. **Journal of Environment Quality**, Madison, v. 37, n. 1, p. 98–106, 2008.

SANDERMAN, J.; HENGL, T.; FISKE, G. J. Soil carbon debt of 12,000 years of human land use. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, Allahabad, v. 114, n. 36, p. 9575-9580, 2017.

SANTOS, D. R.; GATIBONI, L. C.; KAMINSKI, J. Fatores que afetam a disponibilidade do fósforo e o manejo da adubação fosfatada em solos sob sistema plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 38, n. 2, p. 576–586, 2008.

SCHWARTZ, R. C.; BAUMHARDT, R. L.; EVETT, S. R. Tillage effects on soil water redistribution and bare soil evaporation throughout a season. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 110, n. 2, p. 221–229, 2010.

SILVA, E. D. F.; MOITINHO, M. R.; TEIXEIRA, D. D. B.; PEREIRA, G. T.; LA SCALA JUNIOR, N. Emissão de CO₂ do solo associada à calagem em área de conversão de laranja para cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 34, n. 5, p. 885-898, 2014.

SINGH, P.; BENBI, D. K. Soil organic carbon pool changes in relation to slope position and land-use in Indian lower Himalayas. **Catena**, Amsterdam, v. 166, p. 171-180, 2018.

SIX, J.; FREY, S. D.; THIES, R. K.; BATTEN, K. M. Bacterial and fungal contributions to carbon sequestration in agroecosystems. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v. 70, n. 2, p. 555-569, 2006.

SOARES, M. B.; FREDDI, O. S.; MATOS, E. D. S.; TAVANTI, R. F.; WRUCK, F. J.; DE LIMA, J. P.; MARCHIORO, V.; FRANCHINI, J. C. Integrated production systems: An alternative to soil chemical quality restoration in the Cerrado-Amazon ecotone. **Catena**, Amsterdam, v. 185, p. 1-10, 2020.

SOARES, M. R.; ALLEONI, L. R. F. Contribution of soil organic carbon to the ion exchange capacity of tropical soils. **Journal of Sustainable Agriculture**, Binghamton, v. 32, n. 3, p. 439-462, 2008.

SOIL SURVEY STAFF. Keys to soil taxonomy. **Soil Conservation Service**, Sydney, v. 12, p. 410, 2014.

SOUSA, D. D.; LOBATO, E. **Cerrado**: correção do solo e adubação. 2. ed. Planaltina: Embrapa Cerrados, 2004. 420 p.

SOUSSANA, J. F.; ALLARD, V.; PILEGAARD, K.; AMBUS, P.; AMMAN, C.; CAMPBELL, C.; CESCHIA, E.; CLIFTON-BROWN, J.; CZÓBEL, S. Z.; DOMINGUES, R.; FLECHARD, C. Full accounting of the greenhouse gas (CO₂, N₂O, CH₄) budget of nine European grassland sites. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, Amsterdam, v. 121, n. 1-2, p. 121-134, 2007.

SOUSSANA, J. F.; SAINT-MACARY, J. F.; CHOTTE, J. L. Carbon sequestration in soils: the 4 per mil concept. *In*: AGRICULTURE AND AGRICULTURAL SOILS FACING CLIMATE CHANGE AND FOOD SECURITY CHALLENGES: PUBLIC POLICIES AND PRACTICES, UN CLIMATE CHANGE CONFERENCE, 2015, Paris. **Conference** [of the...]. Paris: [s.n.], 2015. Disponível em: <http://www.ag4climate.org/pro-gramme/ag4climate-session-2-3-soussana.pdf>. Acesso em: 22 jan. 2020.

SOUZA, S. P.; DE ÁVILA, M. T.; PACCA, S. Life cycle assessment of sugarcane ethanol and palm oil biodiesel joint production. **Biomass and Bioenergy**, Oxford, v. 44, p. 70-79, 2012.

TAVANTI, R. F. R.; FREDDI, O. S.; MARCHIORO, V.; TAVANTI, T. R.; GALINDO, F. S.; WRUCK, F. J.; SHIRATSUCHI, L.; BREDA, C. C. Least limiting water as a soil indicator in an integrated crop-livestock systems of the Cerrado, Brazil. **Geoderma Regional**, Amsterdam, v. 19, p. e00232, 2019.

TORRES, J. L. R.; PEREIRA, M. G.; ANDRIOLI, I.; POLIDORO, J. C.; FABIAN, A. J. Decomposição e liberação de nitrogênio de resíduos culturais de plantas de cobertura em um solo de cerrado. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 29, n. 4, p. 609-618, 2005.

VALADÃO, F. C.; SANTOS WEBER, O. L.; JÚNIOR, D. D. V.; SCAPINELLI, A.; DEINA, F. R.; BIANCHINI, A. Adubação fosfatada e compactação do solo: sistema radicular da soja e do milho e atributos físicos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 39, n. 1, p. 243-255, 2015.

VAN RAIJ, B.; CANTARELA, H.; QUAGGIO, J. A.; FURLANI, A. M. C.

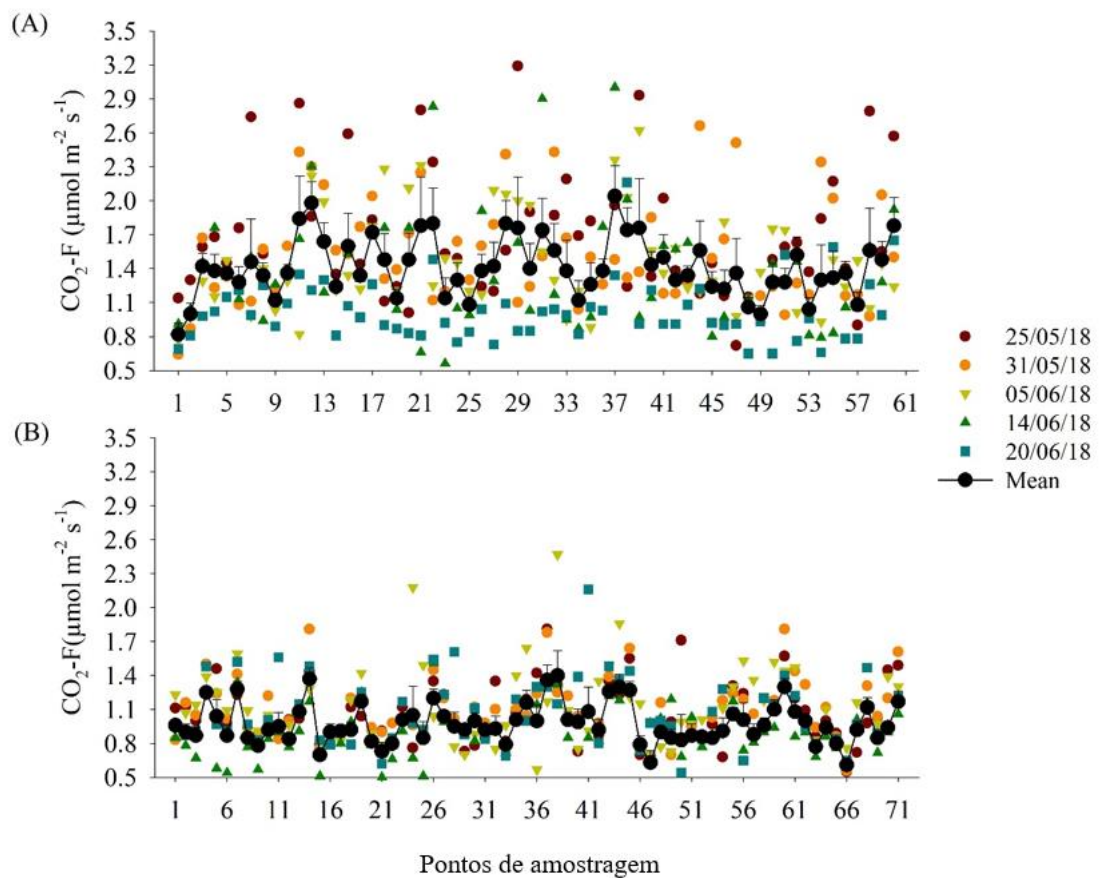
Recomendação de adubação e calagem para o estado de São Paulo. Campinas: Instituto Agrônomo e Fundação IAC, 1996. 285 p.

YANG, X.; MENG, J.; LAN, Y.; CHEN, W.; YANG, T.; YUAN, J.; LIU, S.; HAN, J.

Effects of maize stover and its biochar on soil CO₂ emissions and labile organic carbon fractions in Northeast China. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, Amsterdam, v. 240, p. 24-31, 2017.

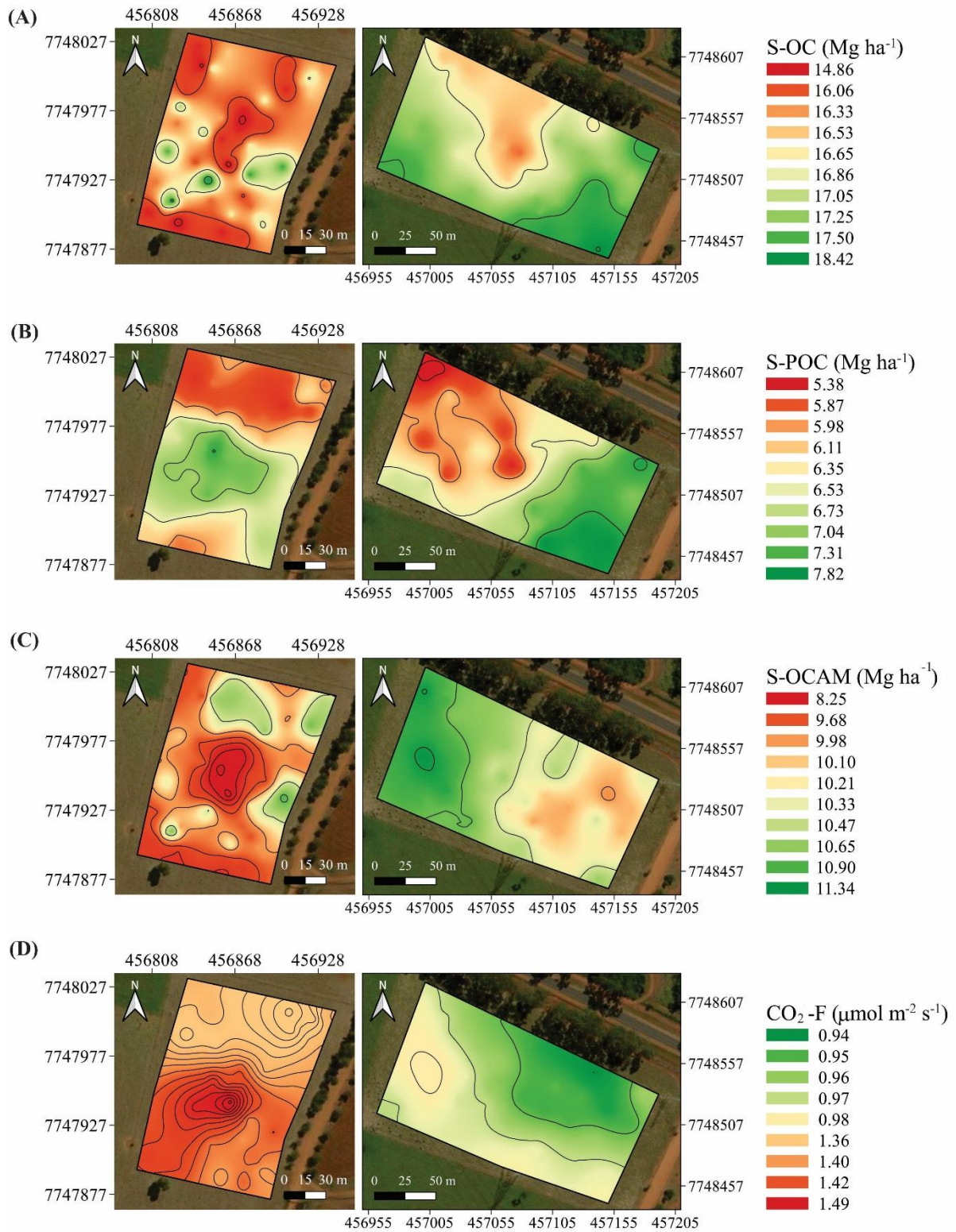
DOCUMENTOS SUPLEMENTARES

Documento suplementar 1. Leituras de CO₂ realizadas no campo nos dias 25/05/2018; 31/05/2018; 05/06/2018; 14/06/2018 e 20/06/2018, por meio de sistemas portáteis LiCor (LI-8100).



Fonte: Do próprio autor.

Documento suplementar 2. Mapas de distribuição espacial dos estoques de S-OC (A), S-POC (B) e S-OCAM (C), e emissões de CO₂ – CO₂-F (D).



Fonte: Do próprio autor.