

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM QUALIDADE AMBIENTAL

GIULIA FARIA SHIMAMOTO

MODELAGEM MATEMÁTICA DA MATÉRIA ORGÂNICA DO SOLO EM
SISTEMA SILVIPASTORIL BIOFERTILIZADO COM ÁGUA RESIDUÁRIA DA
SUINOCULTURA

UBERLÂNDIA
MINAS GERAIS - BRASIL
2019

GIULIA FARIA SHIMAMOTO

MODELAGEM MATEMÁTICA DA MATÉRIA ORGÂNICA DO SOLO EM
SISTEMA SILVIPASTORIL BIOFERTILIZADO COM ÁGUA RESIDUÁRIA DA
SUINOCULTURA

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Uberlândia, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Qualidade Ambiental-Mestrado, área de concentração em Meio Ambiente e Qualidade Ambiental, para obtenção do título de “Mestre”.

Orientador

Prof. Dr. Beno Wendling

Coorientador

Prof. Dr. Fabrício Pelizer de Almeida

UBERLÂNDIA
MINAS GERAIS – BRASIL
2019

GIULIA FARIA SHIMAMOTO

MODELAGEM MATEMÁTICA DA MATÉRIA ORGÂNICA DO SOLO EM
SISTEMA SILVIPASTORIL BIOFERTILIZADO COM ÁGUA RESIDUÁRIA DA
SUINOCULTURA

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Uberlândia, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Qualidade Ambiental-Mestrado, área de concentração em Meio Ambiente e Qualidade Ambiental, para obtenção do título de “Mestre”.

APROVADA em 27 de março de 2019.

Prof. Dr. Fabrício Pelizer de Almeida
(coorientador)

UNIUBE

Prof. Dr. Leonardo Campos de Assis

UNIUBE

Profa. Dra. Adriane de Andrade Silva

UFU

Prof. Dr. Beno Wendling
ICIAG-UFU
(Orientador)

UBERLÂNDIA
MINAS GERAIS – BRASIL
2019

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

S556 Shimamoto, Giulia Faria, 1993-
2019 Modelagem matemática da matéria orgânica do solo em sistema silvipastoril biofertilizado com água residuária da suinocultura [recurso eletrônico] / Giulia Faria Shimamoto. - 2019.

Orientador: Beno Wendling.

Coorientador: Fabrício Pelizer de Almeida.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia, Pós-graduação em Qualidade Ambiental.

Modo de acesso: Internet.

Disponível em: <http://dx.doi.org/10.14393/ufu.di.2019.2279>

Inclui bibliografia.

Inclui ilustrações.

1. Desenvolvimento sustentável. I. Wendling, Beno, 1972-, (Orient.). II. de Almeida, Fabrício Pelizer, 1979-, (Coorient.). III. Universidade Federal de Uberlândia. Pós-graduação em Qualidade Ambiental. IV. Título.

CDU: 502.33

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:
Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091
Nelson Marcos Ferreira - CRB6/3074



ATA

Ata da defesa de DISSERTAÇÃO DE MESTRADO junto ao Programa de Pós-Graduação em Qualidade Ambiental do Instituto de Ciências Agrárias da Universidade Federal de Uberlândia.

Defesa de Mestrado, 13/2019, PPGMQ

Data: 27 de março de 2019 Hora início: 14:00 horas

Discente / Matrícula: GIULIA FARIA SHIMAMOTO - 11712MQA007

Título do Trabalho: MODELAGEM MATEMÁTICA DA MATÉRIA ORGÂNICA DO SOLO EM SISTEMA SILVIPASTORIL BIOFERTILIZADO COM ÁGUA RESIDUÁRIA DA SUINOCULTURA.

Área de concentração: Meio Ambiente e Qualidade Ambiental

Linha de pesquisa: Processos Ambientais.

Projeto de Pesquisa de vinculação: Valoração ambiental da estocagem de matéria orgânica no solo em sistema silvipastoril biofertilizado com água residuária da suinocultura.

Reuniu-se no bloco B sala 125, *Campus* Glória da Universidade Federal de Uberlândia, a Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em Qualidade Ambiental, assim composta: Prof. Dr. Beno Wendling (Orientador da candidata); Prof. Dr. Fabrício Pelizer de Almeida (Coorientador da candidata); Prof.ª Dr.ª Adriane de Andrade Silva (UFU) e Prof. Dr. Leonardo Campos de Assis (UNIUBE).

Iniciando os trabalhos o presidente da mesa Prof. Dr. Beno Wendling apresentou a Comissão Examinadora e a candidata, agradeceu a presença do público, e concedeu a Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação da Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos examinadores, que passaram a arguir a candidata. Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o conceito final:

(x) APROVADA () REPROVADA

Em face do resultado obtido, a Banca Examinadora considerou a candidata aprovada, mantendo o título originalmente proposto.

Esta defesa de Dissertação de Mestrado é parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre. O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, legislação e regulamentação interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar, foram encerrados os trabalhos às 16:30 horas. Foi lavrada a presente ata que após lida foi assinada pela Banca Examinadora.

Prof. Dr. Beno Wendling (Orientador/UFU) - Conceito: (x) *Aprovada* () *Reprovada*

Prof. Dr. Fabrício Pelizer de Almeida (Coorientador - UNIUBE) - Conceito: (x) *Aprovada* () *Reprovada*

Prof.ª Dr.ª Adriane de Andrade Silva (UFU) - Conceito: (x) *Aprovada* () *Reprovada*

Prof. Dr. Leonardo Campos de Assis (UNIUBE) - Conceito: (x) *Aprovada* () *Reprovada*



Documento assinado eletronicamente por **Beno Wendling, Professor(a) do Magistério Superior**, em 27/03/2019, às 16:36, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Adriane de Andrade Silva, Professor(a) do Magistério Superior**, em 27/03/2019, às 16:39, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Fabício Pelizer Almeida, Usuário Externo**, em 28/03/2019, às 10:45, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Leonardo Campos de Assis, Usuário Externo**, em 01/04/2019, às 10:20, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **1067171** e o código CRC **57F3AA69**.

Dedico aos meus pais, Delma e Ricardo.

E às minhas irmãs, Amanda e Ana Laura.

AGRADECIMENTOS

A Deus!

Ao Dr. Beno Wendling e ao Dr. Fabrício Pelizer de Almeida pela orientação, pelos ensinamentos, paciência, confiança, compreensão e amizade ao longo deste período.

Ao Dr. Ednaldo Carvalho Guimarães pela solicitude e por toda a colaboração no desenvolvimento desta pesquisa.

Ao Dr. Leonardo Campos de Assis e à Dra. Adriane de Andrade Silva pela presteza e gentileza em compor a banca de defesa e contribuir com o trabalho.

À CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) – Código de Financiamento 001 - pelo fomento, apoio financeiro e consolidação do Programa de Pós-Graduação *stricto sensu* em Qualidade Ambiental e demais programas do Brasil.

Universidade Federal de Uberlândia (UFU), a Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação (PROPP – UFU), ao Instituto de Ciências Agrárias (ICIAG) e ao Programa de Pós-Graduação em Qualidade Ambiental (PPGMQ – UFU) pelo incentivo à pesquisa e ao desenvolvimento sustentável e ambiental.

Ao Laboratório de Análises de Solos (LABAS), ao Laboratório de Manejo de Solos (LAMAS), aos docentes, técnicos e funcionários pela ajuda, conversas, conselhos e acolhimento.

Aos proprietários da Fazenda Bonsucesso por disponibilizarem a área experimental para a implantação do sistema silvipastoril e por contribuírem com pesquisas fundamentadas em princípios sustentáveis.

Aos colegas de curso pelas experiências compartilhadas, risadas e desabafos.

À minha mãe, Delma Faria, pela parceria, paciência, carinho e colo.

Às minhas amigas Paula, Laura, Natalia, Maristela, por serem minhas melhores.

À minha família!

E a todos que contribuíram para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS	vii
LISTA DE TABELAS	x
LISTA DE FIGURAS	xii
RESUMO	xiii
ABSTRACT	xiv
CAPÍTULO I.....	2
1. INTRODUÇÃO	2
2. REFERENCIAL TEÓRICO	3
2.1. Panorama da suinocultura brasileira	3
2.2. Água residuária da suinocultura (ARS).....	4
2.3. Sistema silvipastoril (SSP).....	6
2.4. Aproveitamento da água residuária da suinocultura em sistema silvipastoril	9
2.5. Relação entre matéria orgânica, carbono e mudanças climáticas.....	10
2.6. Modelagem matemática aplicada a sistemas naturais.....	13
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	15
CAPÍTULO II: Análise fatorial exploratória das propriedades físico-químicas do solo em sistema silvipastoril biofertilizado com água residuária da suinocultura	24
RESUMO	24
ABSTRACT	25
1. INTRODUÇÃO	26
2. REFERENCIAL TEÓRICO	27
3. MATERIAIS E MÉTODOS	29
3.1. Caracterização da área experimental	29
3.2. Análise físico-química do solo	32
3.3. Análise estatística	33
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	33
5. CONCLUSÃO	45
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	45

CAPÍTULO III: Otimização de resposta da matéria orgânica do solo em sistema silvipastoril biofertilizado com água residuária da suinocultura	51
RESUMO	51
ABSTRACT	52
1. INTRODUÇÃO	53
2. REFERENCIAL TEÓRICO	54
2.1. Modelo Linear Generalizado (GLM).....	54
2.2. Otimização de respostas.....	62
3. MATERIAIS E MÉTODOS	63
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	64
4.1. Aninhamento entre dois fatores	64
4.1.1. Área*Tratamento e Profundidade*Tratamento	64
4.1.2. Área*Profundidade e Tratamento*Profundidade	69
4.1.3. Tratamento*Área e Profundidade*Área.....	72
4.2. Aninhamento entre três fatores	78
4.2.1. Área*Tratamento*Profundidade	81
4.2.2. Tratamento*Profundidade*Área	83
4.2.3. Profundidade*Área*Tratamento	86
4.3. Otimização de resposta	91
5. CONCLUSÃO	96
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	97

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ABCS - Associação Brasileira dos Criadores de Suínos

ABPA - Associação Brasileira de Proteína Animal

ABRAF - Associação Brasileira de Produtores de Florestas Plantadas

IBÁ - Indústria Brasileira de Árvores

Al - Alumínio

ANOVA - *Analysis of variance* (Análise de Variância)

ANODEV - *Analysis of the Deviance* (Análise de Desvio)

ARS - Água Residuária da Suinocultura

B - Boro

Ca - Cálcio

CO - Carbono Orgânico

CO₂ - Dióxido de Carbono, Gás Carbônico

CO₂ eq - Dióxido de Carbono Equivalente, métrica utilizada para comparar as emissões dos vários gases de efeito estufa

CTC - Capacidade de Trocas Catiônicas

Cu - Cobre

C/N - Relação Carbono/Nitrogênio

d - *Desirability* Individual

D - *Desirability* Composta

DGT - *Diffusive Gradients in Thin Films* (Gradientes Difusivos em Filmes Finos)

Ds - Densidade do Solo

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária

F1 - Fator 1

F2 - Fator 2

F3 - Fator 3

F4 - Fator 4

Fe - Ferro

Fx. Ds - Faixa de Densidade do Solo

Fx. PT - Faixa de Porosidade Total do Solo

GLM - *Generalized Linear Model* (Modelo Linear Generalizado)

IPCC - *Intergovernmental Panel on Climate Change*

K - Potássio

KMO - Kaiser-Meyer-Olkin

LD - Linha Dupla

LS - Linha Simples

LTB - *Larged the Best* (Maximização)

MANOVA - *Multivariate Analysis of Variance* (Análise de Variância Multivariada)

Mg - Magnésio

Mn - Manganês

MOS - Matéria Orgânica do Solo

MS - Massa Seca

MCB - *Multiple Comparisons with the Best* (Otimização de Múltiplas Comparações)

N - Nitrogênio

Na - Sódio

Ni - Níquel

NTB - *Nominal the Best* (Alvo específico)

O₂ - Gás Oxigênio

P - Fósforo

PIB - Produto Interno Bruto

pH - Potencial Hidrogeniônico

PS - Pastagem Solteira

S - Enxofre

SSP - Sistema Silvistoril

STB - *Smallest the Best* (Minimização)

TFSE - Terra Fina Seca em Estufa

VIF - *Variance Inflation Factor* (Fator de Inflação da Variância)

Zn - Zinco

LISTA DE TABELAS

TABELA 1: Caracterização química do solo da área experimental da Fazenda Bonsucesso, Uberlândia - MG, em 2014.	30
TABELA 2: Caracterização físico-química do solo da área experimental da Fazenda Bonsucesso, Uberlândia – MG, em 2014.	31
TABELA 3: Caracterização química da ARS da Fazenda Bonsucesso dos meses julho, agosto e setembro de 2015.....	31
TABELA 4: Estatística descritiva das variáveis físico-químicas do solo.	34
TABELA 5: Matriz de correlações das variáveis.	36
TABELA 6: Testes de KMO e Bartlett.	37
TABELA 7: Cargas fatoriais, comunalidades, autovalores e percentuais de variância da análise dos dados.	39
Tabela 8: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Tratamento, para as interações Área*Tratamento e Profundidade*Tratamento.	65
TABELA 9: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Profundidade, para as interações Área*Profundidade e Tratamento*Profundidade.	69
TABELA 10: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Área, para as interações Tratamento*Área e Profundidade*Área.	73
TABELA 11: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando os fatores Profundidade, Área e Tratamento para as interações Área*Tratamento*Profundidade, Tratamento*Área*Profundidade e Profundidade*Tratamento*Área, respectivamente.	78
TABELA 12: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Profundidade, para as interações Tratamento*Profundidade e Área*Tratamento*Profundidade.....	81
TABELA 13: Valor dos coeficientes e das significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Área, para as interações Profundidade*Área e Tratamento*Profundidade*Área.	84

TABELA 14: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Tratamento, para as interações Área*Tratamento e Profundidade*Área*Tratamento.	86
TABELA 15: Interações, coeficientes e significâncias para os aninhamentos entre três fatores.....	89
TABELA 16: Condições dos fatores e predição de múltiplas respostas para a otimização de resposta da MOS.	92
TABELA 17: Amplitude das covariáveis e predição de múltiplas respostas para a otimização da resposta da MOS.....	93

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1: Localização da área experimental da Fazenda Bonsucesso, Uberlândia – MG, em 2015.....	30
FIGURA 2: Scree Plot dos componentes principais.....	38
FIGURA 3: Gráfico de dispersão das cargas fatoriais de F1 (K, Mg, Fe, Cu, Mn e Zn), F2 (P, S, Ca, Al e MOS), F3 (Ds e PT) e F4 (pH e Na), em função de F4 (eixo X) e F1 (eixo Y).....	41
FIGURA 4: Gráficos da função Desirability Composta e de otimização da Matéria Orgânica do Solo (MOS) em função dos teores ótimos das covariáveis Cu, Fe, Mn, Zn, pH, Na e Al.....	94
FIGURA 5: Gráficos da função Desirability Composta e de otimização da Matéria Orgânica do Solo (MOS) em função dos teores ótimos das covariáveis P, S, K, Ca e Mg.....	95
FIGURA 6: Gráficos da função Desirability Composta e de otimização da Matéria Orgânica do Solo (MOS) em função dos teores ótimos dos fatores Área, Tratamento, Profundidade, Fx. Ds e Fx. PT.....	95

RESUMO

SHIMAMOTO, GIULIA FARIA. **Modelagem matemática da matéria orgânica do solo em sistema silvipastoril biofertilizado com água residuária da suinocultura.** 2019. 105 p. Dissertação (Mestrado em Qualidade Ambiental) – Universidade Federal de Uberlândia – UFU, Uberlândia, MG¹.

Estudos que comprovem o potencial biofertilizante da água residuária da suinocultura (ARS) são interessantes para reduzir os efeitos decorrentes do seu descarte incorreto, que além de contrariar a legislação ambiental, impacta negativamente o sistema solo-planta-recursos hídricos. Sob esta perspectiva, o estudo foi conduzido na Fazenda Bonsucesso, em Uberlândia, Minas Gerais; após o primeiro ano de aplicação da ARS, em três áreas experimentais: pastagem solteira - PS, e sistema silvipastoril (SSP), em linha simples - LS e dupla - LD, com consórcio das espécies *Corymbia citriodora* e *Urochloa decumbens*, nas camadas 0,0-0,2 m (X) e 0,2-0,4 m (Y). Propõe-se nessa pesquisa avaliar as interações entre as características físico-químicas do solo e seus efeitos sobre os teores de matéria orgânica do solo (MOS), utilizando para isso, a combinação das técnicas de análise fatorial exploratória, do Modelo Linear Generalizado (GLM) e da otimização de respostas. Com a análise fatorial exploratória verificou-se que todas as características físico-químicas analisadas correlacionam-se entre si e, distribuídas em quatro fatores, explicam 66,615% da variância total das variáveis. Grande destaque é conferido aos macro e micronutrientes do solo: potássio, magnésio, cobre, zinco, manganês, fósforo, enxofre, cálcio, além da matéria orgânica, e os elementos ferro e alumínio, por explicarem 49,06% da variância total das variáveis. Os padrões estabelecidos por esta análise permitem considerar que os resultados obtidos são satisfatórios e coerentes com a técnica de biofertilização de solos com ARS. Já nos GLMs, utilizou-se a técnica de aninhamento duplo e triplo dos fatores Área, Profundidade e Tratamento. Em todas as associações duplas, o sódio, o cálcio e o alumínio apresentaram-se significativos e diretamente proporcionais ao comportamento da MOS, da mesma forma que a profundidade X, a dose 400 m³ ha⁻¹ e a área LS. Por outro lado, o potássio, a profundidade Y, a dose 800 m³ ha⁻¹ e as áreas PS e LD evidenciaram-se indiretamente proporcionais aos teores de MOS. Já nos aninhamentos entre três fatores verificou-se que o cálcio, a profundidade X e a área LS são variáveis significativas e positivas, e em contrapartida; o potássio, a profundidade Y, as áreas LD e PS e a dose 800 m³ ha⁻¹ são indiretamente proporcionais à concentração de MOS. Conclui-se, portanto, que os aninhamentos triplos são mais robustos por considerarem todas as situações experimentais e, por isso, complementam as informações obtidas pelas associações entre dois fatores. Com a aplicação da técnica de otimização de resposta determinou-se que o cenário de máxima expressão da MOS resulta da interação da área LS, com a dose 400 m³ ha⁻¹ de ARS, na profundidade X, o que valida os resultados obtidos nos Modelos Lineares Generalizados (GLMs) gerados.

Palavras-chave: Modelos multivariados, sistemas ambientais, *Corymbia citriodora*.

¹ Comitê orientador: Dr. Beno Wendling - UFU e Dr. Fabrício Pelizer de Almeida – UNIUBE

ABSTRACT

SHIMAMOTO, GIULIA FARIA. **Mathematical modeling of soil organic matter in silvipastoral system biofertilized with swine wastewater.** 2019. 105 p. Dissertação (Mestrado em Qualidade Ambiental) – Universidade Federal de Uberlândia – UFU, Uberlândia, MG¹.

Studies that prove the biofertilizing potential of swine wastewater (ARS) are interesting to reduce the effects of its incorrect disposal, which, in addition to contrary to environmental legislation, negatively impacts the soil-plant-water resources system. From this perspective, the study was conducted at Fazenda Bonsucesso, in Uberlândia, Minas Gerais; after the first year of application of ARS, in three experimental areas: single pasture - PS, and silvipastoral system (SSP), in single line - LS, and double line - LD, with consortium of species *Corymbia citriodora* and *Urochloa decumbens*, in layers 0,0-0,2m (X) and 0,2-0,4 m (Y). It is proposed in this research to evaluate the interactions between soil physicochemical characteristics and their effects on soil organic matter (MOS) content, using the combination that techniques of exploratory factor analysis, the Generalized Linear Model (GLM) and response optimization. With the exploratory factor analysis it was found that all the physicochemical characteristics analyzed correlate with each other and, distributed in four factors, explain 66,615% of the total variance of the variables: potassium, magnesium, copper, zinc, manganese, phosphorus, sulfur, calcium, as well as organic matter, and the iron and aluminum elements are the highlight, as they explain 49,06% of the total variance of the variables. The standards established by this analysis allow us to consider that the results obtained are satisfactory and consistent with the soil biofertilization technique with ARS. In GLMs, the technique of double and triple nesting of the factors Area, Depth and Treatment was used. In all double combinations, sodium, calcium and aluminum were significant and directly proportional to the behavior of MOS, as well as depth X, dose 400 m³ ha⁻¹ and area LS, and on the other hand; potassium, depth Y, 800 m³ ha⁻¹ dose and PS and LD areas were indirectly proportional to the MOS contents. Already in the nesting between three factors it was found that calcium, depth X and LS area are significant and positive variables, and in contrast, potassium, depth Y, LD and PS areas and dose 800 m³ ha⁻¹ are indirectly proportional to the concentration of MOS. Therefore, it is concluded that triple nesting is more robust because it considers all experimental situations and, therefore, complement the information obtained by the associations between two factors. With the application of the response optimization technique it was determined that the scenario of maximum expression of MOS results from the interaction of the LS area with the 400 m³ ha⁻¹ dose of ARS, at depth X which validates the results obtained in the Generalized Linear Models (GLMs) generated.

Keywords: multivariate models, environmental systems, *Corymbia citriodora*.

¹ Supervising communittee: orientador: Dr. Beno Wendling - UFU e Dr. Fabrício Pelizer de Almeida - UNIUBE

CAPÍTULO I

1. INTRODUÇÃO

A ascensão suinocultura brasileira está intimamente relacionada com o desenvolvimento de padrões tecnológicos (COSER, 2007). Neste contexto, a quantidade de animais criados sob sistemas intensivos de produção aumentou consideravelmente nos últimos anos, fato que proporciona benefícios socioeconômicos para o Brasil, em contrapartida; acarreta diversos prejuízos à qualidade ambiental. O grande inconveniente dessa atividade consiste no grande volume gerado de seu efluente - também denominado de água residuária da suinocultura (ARS) - em sua caracterização química e no dimensionamento incorreto do sistema de tratamento. A ARS apresenta-se com elevada concentração de compostos orgânicos e metais pesados evidenciando, por isso, seu exorbitante poder poluente. Sendo assim, esse efluente deve ser submetido a processos de tratamento aeróbicos ou anaeróbicos antes que seja devidamente descartado.

O aproveitamento da ARS tratada é uma prática sustentável que favorece a produtividade do solo em longo prazo e possibilita a manutenção da matéria orgânica do solo (MOS). A MOS, por sua vez, condiciona melhoria das condições físico-químicas e biológicas do solo, como atividade microbiana, infiltração e retenção de água, aeração, capacidade de trocas catiônicas (CTC) e balanço de nutrientes do solo e, principalmente, permite que o solo atue como compartimento de estoque de carbono.

Para melhor entendimento da dinâmica do elemento carbono no solo é necessário maiores esclarecimentos sobre seus fluxos no sistema solo-planta-atmosfera. A entrada de carbono no solo, de maneira expressiva, acontece por meio do processo de fotossíntese realizado pelas plantas. Já a sua perda, saída para a atmosfera, resulta de processos metabólicos que oxidam o carbono orgânico a gás carbônico (CO_2). O solo pode atuar, portanto, como dreno de carbono ao reduzir as emissões de CO_2 , importante gás de efeito estufa (GEE) (BAYER et al., 2006), fator que corrobora para a mitigação do aquecimento global.

Tendo em vista a relevância da MOS para a funcionalidade e qualidade do ecossistema e, principalmente, frente às mudanças climáticas, ainda poucas pesquisas científicas têm sido voltadas para a compreensão de sua dinâmica em sistemas

silvipastoris biofertilizados. Em função disso, e na intenção de fornecer maiores inferências a respeito do comportamento da MOS, optou-se neste estudo, pela aplicação de modelos matemáticos associados à metodologia de otimização de respostas.

Sob a ótica da modelagem matemática, pesquisas científicas têm direcionado a compreensão de que sistemas naturais, por englobarem diversas variáveis ambientais, relacionam-se de maneira multidisciplinar com sistemas econômicos e climáticos (PAUSTIAN et al., 2001). Por isso, é uma ferramenta metodológica útil e relevante para gerar inferências entre políticas de mitigação de emissão de GEEs e o estoque de carbono no solo.

Esta pesquisa será desenvolvida em duas linhas gerais e complementares, no formato de capítulos. O capítulo I consistirá no levantamento bibliográfico sobre o tema, formando o referencial teórico. Já no capítulo II será aplicada a análise fatorial exploratória como ferramenta para investigar o comportamento e as interações dos atributos físico-químicos do solo, sem distinções amostrais acerca da área experimental, tratamentos e profundidades do solo. Finalmente, o capítulo III, por ser uma extensão do capítulo II, consistirá na execução dos modelos matemáticos e na otimização de respostas, com a finalidade de evidenciar o cenário cujo teor de MOS seja máximo, considerando para isso as variáveis principais evidenciadas pela análise fatorial, o arranjo experimental (pastagem solteira e dois arranjos experimentais de sistema silvipastoril, em linha simples e linha dupla), a dosagem aplicada de ARS tratada e a profundidade do solo.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Panorama da suinocultura brasileira

O século XX foi marcado pelo aumento da produção de proteínas de origem animal. Em 2015, a carne suína representou cerca de 38% do total de carnes produzidas no mundo, alcançando a segunda colocação de carnes mais produzidas e consumidas no mundo, estando atrás somente de pescados segundo dados da Associação Brasileira dos Criadores de Suínos (ABCS, 2016). A produção mundial de carne suína elevou-se nos últimos dez anos, acima do crescimento verificado em carne bovina, mas inferior em

relação a pescados e à carne de frango. Já a produção brasileira de carne suína cresceu entre 2005 e 2015, cerca de 3% a.a. (ABCS, 2016).

Em 2016, o Brasil foi o quarto maior produtor e exportador mundial de carne suína, arrecadando a receita de US\$ 1.483 milhões (ABPA, 2017). No mesmo ano, a produção brasileira chegou a 3.731 mil toneladas, sendo 19,6% deste total destinados à exportação. Ainda no mesmo ano, o mercado interno respondeu por 80,4% da demanda. Justifica-se a elevação do consumo pelo aumento do poder aquisitivo das classes econômicas menos favoráveis e, ainda pela redução do preço da carne suína em relação às carnes bovina e de frango (ABCS, 2017). A carne suína é a terceira mais consumida no país sendo a média de consumo nacional em torno de $14,4 \text{ kg}^{-1} \text{ per capita}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ (ABPA, 2017).

Segundo a Associação Brasileira de Proteína Animal (ABPA, 2017), a região sul foi responsável por cerca de 69% dos abates com algum tipo de fiscalização, seja por órgãos federais, estaduais ou municipais. O estado de Santa Catarina destacou-se com 26% do total de abates, seguido por Paraná e Rio Grande do Sul (ABPA, 2017).

A ascensão dessa atividade está associada aos padrões tecnológicos desenvolvidos nas áreas de genética, nutrição, biosseguridade e manejo dos animais (COSER, 2007). Segundo o mesmo autor, a suinocultura está disseminada em todas as regiões do Brasil e passa a ser, de maneira geral, coordenada como sistemas agroindustriais e regida, sobretudo, por contratos de integração de suínos, os quais proporcionam alinhamento entre a produção e o mercado, e ainda mais, a predisposição de crescimento da atividade. O ritmo de crescimento da atividade suinícola é, portanto, extremamente importante nos aspectos econômico e social no cenário brasileiro (ABCS, 2016).

2.2. Água residuária da suinocultura (ARS)

A suinocultura é referência no agronegócio brasileiro e com a expansão da produção intensiva, há maior geração de resíduos provenientes dos sistemas confinados. O passivo ambiental desta atividade é decorrente da destinação inadequada do seu efluente, denominado água residuária da suinocultura (ARS), tanto pelo elevado volume gerado quanto pela sua caracterização química (SMANHOTTO et al., 2010).

O volume de ARS está relacionado com o manejo, tipo de bebedouro, sistema de higienização das baias, bem como a quantidade de animais e sua respectiva unidade de produção (MATIAS, 2006). Menezes et al. (2003) estimam que as unidades de ciclo completo de criação de suínos geram de 140 a 170 L dia⁻¹ por fêmea, e as unidades de terminação geram de 12 a 15 L animal⁻¹ dia⁻¹.

Vivian et al. (2010) explicam que a ARS é constituída por fezes, urina e água proveniente dos bebedouros e da limpeza das baias, além de restos de ração e pêlos dos animais, por isso, macro e micronutrientes, em que matéria orgânica e metais pesados estão presentes em sua composição. Diante da composição química da ARS esclarece-se a preocupação dos órgãos ambientais quanto ao seu tratamento para descarte e possível reutilização, a fim de evitar degradação do solo, da cobertura vegetal e dos recursos hídricos superficiais e subterrâneos (CAOVILLA et al., 2010).

O descarte inadequado desse efluente, isto é, em locais e concentrações não permitidas pela legislação ambiental, e ainda, sem ser submetido ao tratamento correto impacta negativamente o sistema solo-planta, citam-se efeitos de contaminação por metais pesados (GIROTTO et al., 2010), saturação por nutrientes (SCHERER; NESI; MASSOTTI, 2010), perda de fertilidade (BERWANGER, 2006), salinização do solo, toxicidade às plantas (CERETTA et al., 2003), entre outros.

Ceretta et al. (2003) explicam que a contaminação de recursos hídricos pode ocorrer pelo processo de lixiviação ou pelo escoamento superficial de ARS das lavouras ou pastagens fertilizadas, ou ainda, pela disposição da ARS em corpos hídricos, práticas capazes de desencadear processos de eutrofização, como mencionam Maggi et al. (2011).

Diante do elevado potencial poluidor da ARS, normas ambientais como CONAMA nº 430/2011, estabelece diretrizes para que o tratamento desse resíduo seja eficiente e seu descarte tanto em corpos receptores como no solo ocorra sem comprometer sua qualidade e desencadear prejuízos ambientais.

Dal Bosco (2007) ressalta que para a aplicação da ARS em culturas são necessárias análises físico-químicas do efluente e do solo, e da necessidade nutricional da cultura, para que sejam potencializados os benefícios e evitados riscos de contaminação, distúrbios na comunidade microbiana do solo e demais desequilíbrios na funcionalidade do ecossistema.

Em contrapartida, o aproveitamento da ARS tratada proporciona vantagens ao ecossistema por ser um efluente com elevado poder nutricional e ainda ampara a

atividade suinícola em princípios sustentáveis. As técnicas de tratamento da ARS consistem em processos biológicos que reduzam o poder poluente do efluente e dos seus subprodutos (CHERNICARO, 2007). Segundo Laslowski (2004), biodigestores, esterqueiras e lagoas de estabilização são os instrumentos mais comuns e eficientes utilizados com este propósito.

Estudos apontam que a aplicação da ARS em áreas cultiváveis pode proporcionar melhoria das características físicas, químicas e biológicas do solo, bem como elevar a fertilidade e produtividade das áreas, e reduzir o uso de adubos minerais convencionais (SCHERER; NESI; MASSOTTI, 2010; CABRAL et al., 2011). Ainda, consiste em uma prática que enquadra-se como alternativa de disposição final ambientalmente correta desse resíduo.

Arruda et al. (2010) ressaltam que o aproveitamento desse resíduo como biofertilizante deve ocorrer mediante tratamento eficiente da ARS, além de estudos quanto ao tipo de cultivo, aos métodos de aplicação e aos riscos ambientais. Dal Bosco et al. (2008) defendem ainda que a disposição da ARS em solo agricultável também favorece seu tratamento, visto que, o aporte de matéria orgânica intensifica a atividade microbiana no solo e os processos de mineralização. A aplicação da ARS é, portanto, uma alternativa para a fertilização de pastagens degradadas e de áreas cultiváveis. Diversos estudos relacionam a aplicação de ARS e sua atuação no solo, principalmente aos atributos que medem a sua qualidade (ASSMANN et al., 2007; MEDEIROS et al., 2007; AITA; GIACOMINI, 2008).

2.3.Sistema silvipastoril (SSP)

Frente à questão da ocupação intensiva do Cerrado brasileiro pelas atividades agropecuárias; novas formas de cultivo, manejo do solo e de gestão de resíduos vêm sendo aplicadas. Os sistemas agroflorestais destacam-se nesse sentido por fundamentarem-se no consórcio entre floresta, pecuária e/ou cultivos agrícolas realizados de maneira simultânea, consecutiva ou rotacionada, na mesma área (EMBRAPA, 2004). Tais sistemas diversificados de produção mimetizam a conformação ecossistêmica natural, objetivando potencializar a incidência solar, umidade e o teor de nutrientes do solo (NARDELE; CONDE, 2011), otimizando assim, a eficiência do uso da terra.

Os sistemas silvipastoris (SSPs) são uma modalidade dos sistemas agroflorestais que contemplam a associação de pastagens, espécies lenhosas e animais na mesma unidade produtiva e, de maneira consorciada, proporcionam diversos benefícios ambientais (MANGABEIRA et al., 2009; BARCELLOS et al., 2011).

Dentre as vantagens ambientais dos SSPs, estudos apontam: (i) a interrupção do ciclo de pragas e doenças (BARCELLOS et al., 2011); (ii) alternativa de recuperação de áreas degradadas (BARCELLOS et al., 2011); (iii) melhoria das propriedades físicas, químicas e biológicas do solo (RADOMSKI; RIBASKI, 2012); (iv) aumento dos teores de carbono orgânico no solo (TRACY; ZHANG, 2008); (v) maior aporte de matéria orgânica no solo e maior ciclagem de nutrientes (TRACY; ZHANG, 2008); (vi) aumento da taxa de infiltração de água no solo (RADOMSKI; RIBASKI, 2012); (vii) maior controle de processos erosivos (RADOMSKI; RIBASKI, 2012); (viii) melhoria no desempenho da atividade pecuária (RADOMSKI; RIBASKI, 2012); (ix) aumento da rentabilidade e competitividade do empreendimento no setor produtivo (BALBINO; BARCELLOS; STONE, 2011; RADOMSKI; RIBASKI, 2012).

O gênero *Eucalyptus* é bastante empregado em SSP devido a sua versatilidade e por apresentar arquitetura de copa que permite a consorciação com culturas anuais, pastagens e com a criação de animais (VIANA et al., 2012). Além disso, trata-se do componente florestal do SSP, que influencia na luminosidade, temperatura e umidade do solo, fatores que determinam a qualidade da vegetação em consórcio e interferem no desempenho dos animais.

O Relatório 2017 da Indústria Brasileira de Árvores (IBÁ, 2017) expõe que, em 2016, as florestas plantadas ocuparam 7,84 milhões de hectares do território nacional, sendo que cerca de 5,7 milhões de hectares dessa área foram destinados aos plantios de eucalipto. O estado de Minas Gerais destaca-se nesta estimativa por contemplar a maior área de eucalipto (24%), seguido por São Paulo (17%) e Mato Grosso do Sul (15%) (IBÁ, 2017).

Sob a perspectiva econômica, o setor de árvores plantadas encerrou 2016 com participação de 1,1% de toda a riqueza gerada no país, alcançando R\$71,1 bilhões, e 6,2% do PIB industrial. Além disso, o Brasil ocupou a primeira posição no ranking global de produtividade florestal, com média de $35,7 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$ para os plantios de eucalipto e empregou cerca de 3,7 milhões de trabalhadores (IBÁ, 2017).

De acordo com a IBÁ (2017), o pioneirismo brasileiro no setor de florestas plantadas e os investimentos na base florestal e na indústria contribuem para a

diversificação nos usos da madeira de forma sustentável e guiam o Brasil para o desenvolvimento de uma economia de baixo carbono. Neste contexto, a IBÁ (2017) afirma que os 7,84 milhões de hectares de árvores plantadas no Brasil foram responsáveis pelo estoque de aproximadamente 1,7 bilhão de toneladas de dióxido de carbono equivalente (CO₂ eq), em função dos ciclos produtivos das plantações.

A silvicultura é, portanto, uma atividade em evidência quanto à geração de renda, tributos, empregos e bem-estar (ABRAF, 2013) e ainda, é alternativa de redução da exploração de florestas naturais (IBÁ, 2017). Nesse sentido, a introdução de espécies do gênero *Eucalyptus* tem a acrescentar na formação de estoques de carbono, conservação do solo e da biodiversidade, ciclagem de nutrientes, entre outros serviços ecossistêmicos (IBÁ, 2017).

Neste contexto, a espécie *Corymbia citriodora* tem se destacado por apresentar características fisionômicas e morfológicas satisfatórias para a atividade produtora. A boa adaptação a diferentes condições edafoclimáticas, o crescimento rápido e a boa qualidade de sua madeira, são algumas dessas características (MORAIS et al., 2010; ARAÚJO; MAGALHÃES; OLIVEIRA, 2012). Dogenski (2013) esclarece que a madeira dessa espécie pode ser utilizada para diversas finalidades como a produção de carvão, postes, serraria, mourões, entre outros, e suas folhas são comumente utilizadas para a extração de óleo essencial.

Os SSPs apresentam-se também como alternativa de melhorar a qualidade do ecossistema, incluindo áreas degradadas (RADOMSKI; RIBASKI, 2012). Barcellos et al. (2011) estimam que cerca de 80% das áreas de pastagem no Brasil encontram-se em algum estágio de degradação. Diante dessa estimativa e da importância dessas áreas para o desenvolvimento da atividade pecuária, torna-se evidente a necessidade da adoção de medidas que preservem e conservem sua qualidade e funcionalidade.

As espécies do gênero *Urochloa* ocupam cerca de 80% das pastagens brasileiras (EL-NEMARI NETO et al., 2009) e, em função disso, são bastante estudadas. A boa adaptação dessas espécies a solos intemperizados e com acidez acentuada, como os solos do Cerrado, justifica a sua cobertura em extensas áreas. Portanto, essas espécies possuem considerável importância para a produção de carne e de leite, uma vez que constitui a base alimentar para a pecuária bovina.

Neste contexto, situações que elevem a produção dessas forrageiras e melhorem sua qualidade, são bem vistas sob o cenário de desenvolvimento da atividade pecuária,

justamente por possibilitarem o aumento de animais pastejando numa mesma área (SERAFIM, 2010).

2.4. Aproveitamento da água residuária da suinocultura em sistema silvipastoril

A utilização de ARS tratada em áreas cultiváveis proporciona vantagens ao ecossistema e à capacidade produtiva da atividade, tendo em vista que as características físicas, químicas e biológicas do solo são potencializadas em função do poder nutricional desse biofertilizante (ASSMANN et al., 2007; MEDEIROS et al., 2007; SCHERER; NESI; MASSOTTI, 2007; GIACOMINI; AITA, 2008). As áreas de pastagem, por sua vez, também são elencadas como áreas propícias de aplicação de ARS, e bons resultados têm sido apresentados quanto à qualidade do solo e do ecossistema (VIELMO, 2008).

Diversas pesquisas atestam que ARS pode ser aplicada em cultivos do gênero *Eucalyptus*. No entanto, em estudo da espécie *Urograndis* GG100, clone deste gênero, Nascimento e Magalhães (2012) verificaram que a ARS deve ser diluída para ser utilizada como fertilizante. O estudo de Batista et al. (2014) apresenta resultados semelhantes, a diluição de 50% de ARS configura as melhores características morfológicas das mudas de *Eucalyptus urophylla*. Ao analisar a produção de mudas de *Corymbia* em Santa Tereza do Oeste, no Paraná, Pelissari et al. (2009) verificaram que tal biofertilizante pode reduzir o tempo de produção de mudas de 90 para 60 dias, aproximadamente.

Dal Bosco et al. (2008) estudando áreas sob pastagem natural constataram aumento das características nutricionais do solo, principalmente quanto aos teores de cálcio, magnésio e fósforo. Condé et al. (2013) em estudo com *Brachiaria decumbens* cv. Basilisk, em Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico, concluíram que a ARS proporcionou aumento de nutrientes do solo e aumento da disponibilidade de fósforo para a planta.

A produção de massa seca também é um parâmetro estudado por diversos autores. A relação positiva entre a produção de massa seca e a aplicação de ARS é explicada pelo aumento dos teores de nutrientes no solo, que permite maior extração destes pelo sistema radicular das plantas, que, por sua vez, favorecem o crescimento

vegetal (KONZEN, 2003; ROSA; BARNABÉ; HEINEMANN, 2004; SERAFIM, 2010).

Serafim (2010) analisando doses crescentes de ARS na ordem de 100, 200, 300 e 600 m³ em *Brachiaria brizantha* cv. Marandu constatou produção acumulada de matéria seca igual a 15.044, 17.237, 19.644 e 22.779 kg MS ha⁻¹ ano⁻¹, respectivamente. Menezes et al. (2009) também encontraram relação positiva entre a produção de massa seca de Tifton 85 e a aplicação de 150 m³ de ARS, tal dosagem possibilitou que a produção de massa seca fosse 32,6% superior ao tratamento testemunha.

Castelini, Santos e Amaral (2009) por sua vez, estudando diferentes fontes de adubação em *Brachiaria brizantha* cv. Marandu verificaram que a produção de massa seca foi maior com o uso de biofertilizante (2,92 t ha⁻¹), comparada à adubação mineral (1,84 t ha⁻¹) e ao tratamento testemunha (1,32 t ha⁻¹), e explicaram o resultado obtido em função da maior disponibilidade de nutrientes no solo. Estudando a *Brachiaria decumbens*, Silva et al. (2009) verificaram aumento de até 175% na produção de matéria seca quando utilizado a adubação por meio de ARS, e de até 60% por meio de adubação mineral, quando comparada com o tratamento testemunha.

Tais estudos subsidiam, portanto, a ideia de que as áreas de pastagem adubadas com ARS permitem que haja mais animais pastejando, devido ao aumento da produção de forrageiras e melhoria da sua qualidade (SERAFIM, 2010), possibilitando assim, o desenvolvimento da atividade pecuária. Cabe ressaltar que o aumento da capacidade suporte dessas áreas de pastagem está intimamente relacionado com análises criteriosas sobre o sistema solo-planta e a caracterização química da ARS.

2.5. Relação entre matéria orgânica, carbono e mudanças climáticas

A matéria orgânica do solo (MOS) é constituída por carbono (C), oxigênio (O), hidrogênio (H), nitrogênio (N), enxofre (S) e fósforo (P). Grande destaque é conferido ao C por representar cerca de 58% da composição total da MOS (SANTOS; LIMA; CARVALHO, 2002). O material orgânico do solo é composto por organismos vivos e mortos em diferentes estágios de decomposição, resíduos vegetais e animais, biomassa microbiana e húmus (BERG; LASKOWSKI, 2006; PRIMO; MENEZES; SILVA, 2011). As substâncias húmicas, isto é, as frações orgânicas mais estáveis constituem

majoritariamente a MOS, por compreender cerca de 80% do carbono orgânico total (MOREIRA; SIQUEIRA, 2006; PRIMO; MENEZES; SILVA, 2011).

A MOS apresenta estreita relação com os parâmetros físico-químicos e biológicos, e por isso, atua significativamente sobre a nutrição de plantas e a produtividade dos solos (MOREIRA; SIQUEIRA, 2006). Por esses motivos, Bayer et al. (2006) e Primo, Menezes e Silva (2011), consideram a MOS como um indicador de qualidade do solo.

Anders et al. (2010) esclarecem que a matéria orgânica em interação com os minerais do solo constitui complexos organominerais que interagem com o sistema radicular das plantas e com hifas de fungos, por meio da produção de exsudatos e aproximação de partículas. A partir dessa interação, originam-se as partículas secundárias, estáveis física e quimicamente, denominadas de macro e microagregados. A estrutura mais consolidada do solo favorece a acumulação de compostos orgânicos, uma vez que, reduz o efeito da ação dos microrganismos decompositores e de demais agentes intempéricos (NOELLEMAYER et al., 2008; MULUMBA; LAL, 2005).

Bayer e Mielniczuk (2008) explicam que solos sob vegetação natural, quando comparados a solos manejados para cultivos agrícolas, apresentam equilíbrio no balanço de carbono orgânico, o que favorece o potencial de dreno de carbono, que por sua vez, é decorrente do maior aporte de matéria orgânica. A MOS é fundamental para estabelecer o equilíbrio desse balanço, além disso, é componente estrutural do solo e contribui para o fornecimento de nutrientes às plantas, infiltração e retenção de água, atividade microbiana, complexação de elementos tóxicos, e ainda, eleva o potencial de produtividade do solo (SILVA; MENDONÇA, 2007).

Dessa maneira, processos ambientais promovidos pelos cultivos florestais como fotossíntese, respiração e deposição de materiais orgânicos são relevantes para a dinâmica do carbono no solo. A quantidade de carbono estocado no solo é bastante variável e determinada em função da quantidade e da qualidade do material decomposto, além da interação entre fatores que condicionam o ciclo do carbono, como: temperatura, umidade, relevo, condições de drenagem, tipo e manejo do solo (LAL, 2005; FALLOON et al., 2007; SMITH, 2008).

Sob esta perspectiva, Wang et al. (2004) esclarecem que os fatores climáticos são aspectos relevantes no comportamento do elemento carbono no solo. Os mesmos autores, ao estudarem os solos sob campo, pastagem nativa e florestas, constataram que conforme elevam-se a temperatura média anual e a precipitação, reduz-se a quantidade

de carbono estocado. Ainda, concluíram que 40% do estoque total de carbono encontrava-se até um metro de profundidade. E, os solos sob florestas destacaram-se com estoques mais expressivos.

Diversas pesquisas científicas têm abordado as relações entre estoque de carbono e sistemas florestais. Neves et al. (2004) estudando sistemas agrossilvipastoris na região do cerrado de Minas Gerais constataram aumento na armazenagem de carbono no solo ao longo do tempo, o que afirma a eficiência do sistema em capturar e manter o carbono no solo e na biomassa. Madeira et al. (2002) verificaram aumento de carbono estocado em áreas reflorestadas e fertirrigadas de *Eucalyptus globulus*, com 14 anos de idade, na camada 0,0-0,2 m de profundidade, tal resultado foi justificado pelos autores em virtude da maior produção de raízes finas. Zinn, Resck e da Silva (2002) estudando plantações de *Eucalyptus grandis* em Minas Gerais constataram variações no estoque de carbono em função da textura e da classe de solo. Assim, as áreas de Latossolos, com 36% de argila, apresentaram estoque de carbono 44% maior comparado a áreas de Cambissolos, com 17% de argila. Turner e Lambert (2000) encontraram decréscimo de carbono orgânico no solo em plantações de *Eucalyptus grandis*, com idades de 0 a 35 anos, na Austrália, na camada 0,0-0,5 m de profundidade. Os autores explicam que até o estabelecimento completo da floresta tal resultado é esperado, mas ressaltam que a adoção de práticas de manejo que contribuam para o maior acúmulo de carbono no solo é fundamental. Tais estudos atestam, portanto, a influência positiva da cobertura vegetal sobre o estoque de carbono no solo. O que permite informar que boas práticas de gestão do solo e da vegetação favorecem melhores condições de acúmulo de carbono no solo, quando comparadas às práticas convencionais.

Fischlin, Midgley e Price (2007), Reichstein et al. (2007) e Schwalm et al. (2012) ressaltam que as alterações climáticas estão fortemente associadas ao ciclo do carbono. Nesse sentido, Friedlingstein et al. (2006) e Frank et al. (2010) salientam que o sistema climático é influenciado pela adição de carbono no ecossistema terrestre e sua perda para a superfície atmosférica.

As mudanças climáticas, segundo Walker e King (2008), podem ser decorrentes do efeito estufa, que provoca o aquecimento global. Segundo o *Intergovernmental Panel on Climate Change* (IPCC, 2013), sob o cenário de aquecimento gradual, essas alterações climáticas interferem na severidade, frequência e natureza de eventos extremos.

Segundo Seneviratne et al. (2012), Reichstein et al. (2013) e Frank et al. (2015) extremos climáticos tais como: precipitação intensa, secas extremas, geadas, ondas de calor, tempestades de ventos, afetam o ciclo regional e global do carbono e causam efeitos na organização e funcionamento dos ecossistemas terrestres, uma vez que os fluxos de oxigênio (O_2) e gás carbônico (CO_2) no solo são alterados (GOLDSMITH et al., 2008; SCHWALM et al., 2012; DINSMORE; BILLET; DYSON, 2013).

Rocha (2000) afirma que o Brasil tem potencial para desenvolver sistemas produtivos limpos que visam à redução das emissões de gases de efeito estufa (GEEs), como preconiza o Protocolo de Kyoto. Dentre essas práticas, o autor enfatiza o reflorestamento, o plantio direto e os sistemas agroflorestais, considerando que são práticas capazes de condicionar a manutenção da MOS e, por isso, acumular e conservar o carbono no solo, evitando, assim, a emissão de CO_2 para a atmosfera.

2.6. Modelagem matemática aplicada a sistemas naturais

A manutenção da qualidade e da funcionalidade dos ecossistemas são tópicos importantes em estudos, cujo foco principal é a questão climática (FRANK et al., 2015). Nesse contexto, tornam-se relevantes conhecimentos aprofundados acerca de temas como ciclos biogeoquímicos e estocagem de compostos orgânicos. Sendo assim, estudar o comportamento de variáveis ambientais, bem como as interações entre os fatores bióticos e abióticos possibilitam a adoção de medidas mitigadoras de fenômenos impactantes, como o aquecimento global.

Tendo em vista a importância de maiores esclarecimentos sobre o comportamento de sistemas ambientais, a modelagem matemática configura-se como instrumento satisfatório e interessante. Este recurso possibilita a compreensão sobre a dinâmica local de determinado fenômeno a partir de modelos de resposta que abordam tanto as variáveis espaciais quanto as interações entre cada uma delas, quais sejam: recursos hídricos, uso e ocupação do solo, cobertura vegetal, fatores climáticos, entre outras. Os modelos matemáticos demonstram, portanto, o comportamento de fatores ambientais, a partir de análises de suas interações, através de sistemas equacionais.

Paustian et al. (2001) explicam que a modelagem voltada para fenômenos ambientais de forma individualizada não traz referências substanciais para a compreensão de todo o sistema natural. Para que isso ocorra, são necessárias

averiguações de interações mais complexas, ou seja, dentro de um mesmo modelo e entre modelos diferentes, mesmo que esses contemplem outras variáveis, como aspectos climáticos e econômicos (PAUSTIAN et al., 2001). Diante disso, é possível salientar conexões entre sistemas pormenorizados e diversas interações entre as variáveis em questão (MCCULLAGAH; NELDER, 2019).

Os modelos matemáticos são constituídos a partir de duas proposições distintas. A primeira, denominada empírica, segundo McCullagah e Nelder (2019); consiste na observação direta das variáveis de interesse e sua associação quanto ao comportamento do sistema, no entanto, não há explicação sobre o mecanismo causal entre as variáveis e sua resposta no sistema. A partir das análises estatísticas é possível averiguar as relações existentes entre as observações e, por através da atribuição de valores para as variáveis preditoras (variáveis independentes), estima-se o valor da variável de interesse ou resposta (variável dependente) (MCCULLAGAH; NELDER, 2019).

A segunda proposta abrange os processos internos e as interações das variáveis do fenômeno estudado. De acordo com McCullagah e Nelder (2019), a abordagem mecanicista apresenta a decomposição do sistema em componentes principais e fluxos internos, para que sejam modelados de maneira individual. A resposta desses modelos é obtida, portanto, a partir da simulação dos processos e da interação entre eles (MCCULLAGAH; NELDER, 2019). Tal modelagem é criticada quanto à conformação empírica dos sistemas e seus fluxos, uma vez que, há dificuldades de medições diretas das variáveis analisadas (NELDER; WEDDERBURN, 1972).

De maneira a complementar a modelagem matemática, a técnica de otimização de respostas é adotada avaliando as interações das variáveis e sua significância (PAIVA, 2006), com a finalidade de descobrir a capacidade ótima; seja máxima, mínima ou específica, de um sistema para determinado fenômeno estudado (BRATCHELL, 1989).

Tedeschi (2006) confirma a relevância da modelagem matemática ao esclarecer que quando bem estruturados, subsidiam o conhecimento científico e são importantes em processos de tomada de decisão, principalmente através de análises de cenários e técnicas de otimização (ARAH; GAUNT, 2001).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AITA, C.; GIACOMINI, S. J. Nitrato no solo com a aplicação de dejetos líquidos de suínos no milho em plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, n. 5, p. 2101-2111, jul. 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S010006832008000500031>. Disponível em: <https://www.redalyc.org/pdf/1802/180214065031.pdf>. Acesso em: 05 ago. 2018.

ANDERS, M. M. *et al.* Soil aggregates and their associated carbon and nitrogen content in winter annual pastures. **Soil Water Management Conservation**, [s.l.], v. 74, n. 4, p. 1339-1347, 2010. DOI: <https://doi.org/10.2136/sssaj2009.0280>. Disponível em: <https://dl.sciencesocieties.org/publications/sssaj/abstracts/74/4/1339>. Acesso em: 23 ago. 2019.

ARAH, J. R. M.; GAUNT, J. L. Questionable assumptions in current soil organic matter transformation models. *In*: REES, R. M.; CAMPBELL, C. D.; WATSON, C. A. **Sustainable management of soil organic matter**. Wallingford: CAB International, 2001. p. 83-89.

ARAÚJO, H. J. B. D.; MAGALHÃES, W. L. E.; OLIVEIRA, L. C. D. Durabilidade de madeira de eucalipto citriodora (*Corymbia citriodora* (Hook.) K.D. Hill; L.A.S. Johnson) tratada com CCA em ambiente amazônico. **Acta Amazônica**, Amapá, v. 42, n. 1, p. 49-58, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0044-59672012000100006>. Disponível em: https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/bitstream/doc/951810/1/Durabilidade_damadeira_de_eucalipto.pdf. Acesso em: 05 ago. 2018.

ARRUDA, C. A. O. *et al.* Aplicação de dejetos suíno e estrutura de um latossolo vermelho sob semeadura direta. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 34, n. 4, p. 804-809, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-70542010000400002>. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/cagro/v34n4/v34n4a02>. Acesso em: 05 ago. 2018.

ASSMANN, T. S. *et al.* Desempenho da mistura forrageira de aveia-preta mais azevém e atributos químicos do solo em função da aplicação de esterco líquido de suínos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG. v. 31, n. 6, p. 1515-1523, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832007000600028>. Disponível em: <https://www.redalyc.org/pdf/1802/180214061028.pdf>. Acesso em: 05 ago. 2018.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS CRIADORES DE SUÍNOS. **Mapeamento da suinocultura brasileira**. 2016. Disponível em: http://data.novo.gessulli.com.br/file/2016/12/06/H15_1515-F00000-B617.pdf. Acesso em: 10 de jan de 2018.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS CRIADORES DE SUÍNOS. **Mapeamento da suinocultura brasileira**. 2017. Disponível em : <http://data.novo.gessulli.com.br/file/2016/12/06/H151515-F00000-B617.pdf>. Acesso em: 10 de jun de 2018.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS. 2013. **Anuário estatístico da ABRAF 2013**: ano base 2012. Disponível em: <http://www.ipef.br/estatisticas/relatorios/anuario-abraf13-br.pdf>: Acesso em 30 de jul. de 2018.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PROTEÍNA ANIMAL. **Relatório anual 2017**. Disponível em: <http://abpa-br.com.br/setores/suinocultura/publicacoes/relatorios-anuais>. Acesso em 10 de jan de 2018.

BALBINO, L. C.; BARCELLOS, A. O.; STONE, L. F. (ed.). Marco referencial: integração lavoura-pecuária-floresta. Brasília: Embrapa, 2011. 130p.

BARCELLOS, A. O. *et al.* Base conceitual, sistemas e benefícios da iLPF. *In*: BALBINO, L. C., BARCELLOS, A. O., STONE, L. F. (ed). **Marco referencial Integração Lavoura-Pecuária-Floresta**. Brasília,DF: EMBRAPA, p. 23-40, 2011.

BATISTA, R. O. *et al.* O efeito da água residuária da suinocultura no desenvolvimento e qualidade de mudas de *Eucalyptus urophylla*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 24, n. 1, p. 127-135, 2014. DOI: <https://doi.org/10.5902/1980509813330>. Disponível em: <https://periodicos.ufsm.br/index.php/cienciaflorestal/article/view/13330>. Acesso em: 09 set. 2019.

BAYER, C. *et al.* Carbon sequestration in two Brazilian Cerrado soils under no-till. **Soil and Tillage Research**, [s.l.], v. 86, p.237-245, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.stil.2005.02.023>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167198705000723>. Acesso em: 09 set. 2019.

BAYER, C.; MIELNICZUK, J. Dinâmica e função da matéria orgânica. *In*: SANTOS G. A. *et al.* (ed.) **Fundamentos da matéria orgânica do solo**. 2. ed. Porto Alegre: Metrópole, 2008. p.7-18.

BERG, B.; LASKOWSKI, R. Advances in ecological research. Litter decomposition: a guide to carbon and nutrient turnover. **Academic Press**, [s.l.], v. 38, n. p. 1-19, 2006. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0065-2504\(05\)38002-0](https://doi.org/10.1016/S0065-2504(05)38002-0). Disponível em: <https://ruj.uj.edu.pl/xmlui/handle/item/2770>. Acesso em: 09 set. 2019.

BERWANGER, A. L. **Alterações e transferências de fósforo do solo para o meio aquático com aplicação de dejetos líquidos de suínos**. Tese (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006. 102 p.

BRATCHELL, N. Multivariate Response Surface Modelling by Principal Components Analysis, **Journal of Chemometrics**, [s.l.], v. 3, n. 4, p. 579-588, 1989. DOI: <https://doi.org/10.1002/cem.1180030406>. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/cem.1180030406>. Acesso em: 09 set. 2019.

CABRAL, J. R. *et al.* Impacto da água residuária de suinocultura no solo e na produção de capim- elefante. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.15, n. 8, p.823-831, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S141543662011000800009>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-43662011000800009&lng=en&nrm=iso. Acesso em: 05 mai. 2018.

CAOVILLA, F. A. *et al.* Características químicas de solo cultivado com soja e irrigado com água residuária da suinocultura. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.14, n. 7, p.692-697, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-43662010000700002>. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?Script>

=sci_arttext&pid=S1415-43662010000700002&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 05 mai. 2018.

CASTELINI, F. R.; SANTOS, T. M. B.; AMARAL, P. N. C. 2009. Viabilidade de *Brachiaria brizantha* cv *Marandu* mediante ao uso de fertilizantes orgânicos na região do Alto Pantanal do M.S. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE GERENCIAMENTO DE RESÍDUOS DE ANIMAIS, 1., 2009. Florianópolis. **Anais [...]**. Florianópolis: SIGERA. p. 400-405.

CERETTA, C. A. *et al.* Características químicas de solo sob aplicação de esterco líquido de suínos em pastagem natural. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, v. 38, n. 6, p. 729-735, 2003. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/%0D/pab/v38n6/18222.pdf>. Acesso em: 05 mai. 2018.

CHERNICHARO, C. A. L. **Reatores anaeróbios**. 2. ed. Belo Horizonte: Departamento de Engenharia Sanitária e Ambiental/UFMG, 2007. 379 p.

CONDÉ, M. S. *et al.* Influência da aplicação de águas residuárias de criatórios de animais no solo: atributos químicos e físicos. **Revista Brasileira de Agropecuária Sustentável**, Viçosa, MG, v. 2, n. 1, p. 99-106, Jul., 2013. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/ojs/rbas/article/view/2662/1146>. Acesso em: 05 mai. 2018.

CONSELHO NACIONAL DO MEIO AMBIENTE (Brasil). **Resolução do CONAMA Nº 430, de 13 de maio de 2011**. Dispõe sobre as condições e padrões de lançamento de efluentes, complementa e altera a Resolução n. 357, de 17 de março de 2005, do Conselho Nacional do Meio Ambiente – Conama. Brasília, DF, 16 maio, 2011.

COSER, F. J. **Contrato de integração de suínos: formatos, conteúdos e deficiências da estrutura de governança predominante na suinocultura brasileira**. 2010. Tese (Mestrado em Agronegócios) – Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, Universidade de Brasília. Brasília, DF, 2010.

DAL BOSCO, T. C. **Poluição difusa decorrente da aplicação de água residuária da suinocultura em solo cultivado com soja sob condições de chuva simulada**. 2007. Dissertação (Mestrado em Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascavel, 2007.

DAL BOSCO, T. C. *et al.* Utilização de água residuária de suinocultura em propriedade agrícola - Estudo de caso. **Irriga**, Botucatu, v.13, n. 1, p.139-144, 2008. DOI: <https://doi.org/10.15809/irriga.2008v13n1p139-144>. Disponível em: <http://irriga.fca.unesp.br/index.php/irriga/article/view/3350>. Acesso em 05 mai. 2018.

DINSMORE, K. J.; BILLETT, M. F.; DYSON, K. Temperature and precipitation drive temporal variability in aquatic carbon and GHG concentrations and fluxes in a peatland catchment. **Global Change Biology**, [s.l.], v. 19, n. 7, p. 2133–2148, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1111/gcb.12209>. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/gcb.12209>. Acesso em 20 set. 2018.

DOGENSKI, M. **Extração do óleo essencial e oleoresina das folhas de *Corymbia citriodora* utilizando CO₂ em condições sub e supercríticas**. 2013. Dissertação

(Mestrado em Ciências) – Faculdade de Zootecnia e Engenharia de Alimentos de São Paulo, Pirassununga, 2013.

EL-MEMARI NETO, A. C. *et al.* Características químicas e estruturais do capim *Brachiaria brizantha* e seus efeitos sobre a qualidade da forragem. **PUBVET**, Londrina, 2009.

EMBRAPA. **Soluções tecnológicas**. Sistemas Agroflorestais (SAFs). 2004. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-solucoes-tecnologicas/-/produto-servico/112/sistemas-agroflorestais-safs>. Acesso em: 03 de mar de 2018.

FALLOON, P. *et al.* Climate change and its impact on soil and vegetation carbon storage in Kenya, Jordan, India and Brazil. **Agric. Ecosyst. Environ.** [s.l.], v. 122, n. 1, p. 114-124, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agee.2007.01.013>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167880907000424?via%3Dihub>. Acesso em 10 dez. 2018.

FISCHLIN, A.; MIDGLEY, G. F.; PRICE, J. T. Ecosystems, their properties, goods, and services. In: PARRY, M. L. *et al.* (ed.) **Climate Change 2007: Impacts, Adaptation and Vulnerability Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change**. Cambridge: Cambridge University Press, 2007. p. 211-272.

FRANK, D. *et al.* Effects of climate extremes on the terrestrial carbon cycle: concepts, processes and potential future impacts, **Global Change Biology**, [s.l.], v. 21, n. 2, p. 2861–2880, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1111/gcb.12916>. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/gcb.12916>. Acesso em 10 dez. 2018.

FRANK, D. C. *et al.* Ensemble reconstruction constraints on the global carbon cycle sensitivity to climate. **Nature**, [s.l.], v. 463, n. 7280, p. 527–530, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1038/nature08769>. Disponível em: <https://www.nature.com/articles/nature08769>. Acesso em 10 set. 2018.

FRIEDLINGSTEIN, P. *et al.* Climate-carbon cycle feedback analysis: Results from the (CMIP)-M-4 model intercomparison. **Journal of Climate**, [s.l.], v. 19, n. 14, p. 3337–3353, 2006. Disponível em: <https://journals.ametsoc.org/doi/full/10.1175/JCLI3800.1>. Acesso em 10 jan. 2019.

GIACOMINI, S. J.; AITA, C. Cama sobreposta e dejetos líquidos de suínos como fonte de nitrogênio ao milho. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, n. 1, p. 195-205, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832008000100019>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832008000100019&lng=pt&tlng=pt. Acesso em 05 mai. 2018.

GIROTTO, E. *et al.* Acúmulo e formas de cobre e zinco no solo após aplicações sucessivas de dejetos líquidos de suínos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 34, n. p. 955-965, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832010000300037>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832010000300037&lng=pt&tlng=pt. Acesso em 05 mai. 2018.

GOLDSMITH, S. T. *et al.* Extreme storm events, landscape denudation, and carbon sequestration: Typhoon Mindulle, Choshui River, Taiwan. **Geology**, [s.l.], v. 36, n. 3, p. 483–486, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1130/G24624A.1>. Disponível em: <https://pubs.geoscienceworld.org/gsa/geology/article-abstract/36/6/483/29777/extreme-storm-events-landscape-denudation-and?redirectedFrom=fulltext>. Acesso em 10 set. 2018.

INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Relatório 2017**. Disponível em: https://twosides.org.br/wpcontent/uploads/sites/15/2018/07/IBA_RelatorioAnual2017.pdf. Acesso em 22 de nov. de 2018.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. Summary for policymakers. **Climate Change 2013: The Physical Science Basis**. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. *In*: STOCKER, T. F. *et al.* (ed). Cambridge, UK : Cambridge University Press, 2013. p. 3-29

KONZEN, E. A. Fertilização de lavoura e pastagem com dejetos de suínos e cama de aves. Sete Lagoas: Embrapa Milho e Sorgo, 2003. 19p. (Informe Técnico).

LAL, R. Forest soils and carbon sequestration. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 220, n.1-3, p. 242-258, dez. 2005. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2005.08.015>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378112705004834?via%3Dihub>. Acesso em 10 dez. 2018.

LASLOWSKI, M. **Avaliação ambiental e econômica do biogás, obtido através da biodigestão anaeróbia dos dejetos da suinocultura**. 2004. Monografia (Trabalho de Graduação em Agronomia) - Pontifícia Universidade Católica do Paraná, Curitiba, 2004.

MADEIRA, M.V. *et al.* Changes in carbon stocks in Eucalyptus globulus Labill, plantations induced by different water and nutrient availability. **Forest Ecology and Management**, [s.l.], v. 171, n. 1-2, p. 75-85, 2002. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0378-1127\(02\)00462-0](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(02)00462-0). Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378112702004620?via%3Dihub>. Acesso em 15 dez. 2017.

MAGGI, C. F. *et al.* Lixiviação de nutrientes em solo cultivado com aplicação de água residuária de suinocultura. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 15, n. 2, p. 170-177, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-43662011000200010>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S141543662011000200010&lng=pt&lng=pt. Acesso em 10 dez. 2017.

MANGABEIRA, J. A. de C. *et al.* Análise comparativa entre café produzido a pleno sol e no sistema agroflorestal em Machadinho d'Oeste-RO. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE SISTEMAS AGROFLORESTAIS, 7., 2009. Brasília, DF. **Anais [...]**. Brasília, DF: SBSAF, 2009.

MATTIAS, J. L. **Metais pesados em solos sob aplicação de dejetos líquidos de suínos em duas microbacias hidrográficas de Santa Catarina**. 2006. Tese (Doutorado em Ciência do Solo) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

- MCCULLAGH, P.; NELDER, J. A. **Generalized Linear Models**: Monographs on Statistics and Applied Probability 37. Routledge: Chapman and Hall, 2019. 526 p.
- MEDEIROS, L.T. *et al.* Produção e qualidade da forragem de capim-marandu fertilizada com dejetos líquidos de suínos. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 36, n. 2, p. 309-318, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1516-35982007000200006>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1516-35982007000200006&lng=pt&tlng=pt. Acesso em 15 set. 2017.
- MENEZES, J. F. S. *et al.* Aproveitamento de resíduos orgânicos para a produção de grãos em sistema de plantio direto e avaliação do impacto ambiental. **Revista Plantio Direto**, [s.l.], v. 9, n. 1, p. 30-35, 2003.
- MENEZES, J. F. S. *et al.* Produtividade de massa seca de forrageiras adubadas com cama de frango e dejetos líquidos de suínos. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE GERENCIAMENTO DE RESÍDUOS DE ANIMAIS. 2009, Florianópolis. **Anais [...]**. Florianópolis:
- MORAIS, E. *et al.* Variação genética, interação genótipo solo e ganhos na seleção em teste de progênie de *Corymbia citriodora* Hook em Luiz Antonio, São Paulo. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 38, n. 85, p. 11-18, 2010. Disponível em: <https://repositorio.unesp.br/bitstream/handle/11449/71595/2-s2.0-77950814607.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em 25 set. 2018.
- MOREIRA, F. M. S.; SIQUEIRA, J. O. **Microbiologia e bioquímica do solo**. 2. ed. Lavras: Editora UFLA, 2006. 729p.
- MULUMBA, L. N.; LAL, R. Mulching effects on select soil properties. **Soil Tillage**, [s.l.], v. 98, n. 1, p. 106-111, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.still.2007.10.011>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167198707001985?via%3Dihub>. Acesso em 10 jan. 2019.
- NARDELE, M.; CONDE, I. **Apostila Sistemas Agroflorestais**. 2011. 16 p. Disponível em: <https://biowit.files.wordpress.com/2010/11/apostila-agroflorest.pdf>. Acesso em: 06 dez 2017.
- NASCIMENTO, J. Q.; MAGALHÃES, J. L. **Efeitos da irrigação com águas residuárias de granja de suínos no crescimento inicial de clone de eucalipto no município de Rio Verde – GO**. 2012. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) - Faculdade de Engenharia Ambiental, Universidade de Rio Verde, Rio Verde. 2012.
- NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. M. Generalized Linear Models. **Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)**, [s.l.], v. 135, n. 3, p. 370-384, 1972. DOI: <https://doi.org/10.2307/2344614>. Disponível em: https://www.jstor.org/stable/2344614?origin=crossref&seq=1#page_scan_tab_contents. Acesso em 1 jan. 2019.
- NEVES, C. M. N. *et al.* Estoque de carbono em sistemas agrossilvopastoril, pastagem e eucalipto sob cultivo convencional na região Noroeste do estado de Minas Gerais. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 28, n. 5, p. 1038-1046, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-70542004000500010>. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.ph>

p?script=sci_arttext&pid=S141370542004000500010&lng=pt&tlng=pt. Acesso em 10 fev. 2018.

NOELLEMEYER, E. *et al.* Carbon contents and aggregation related to soil physical and biological properties under a land-use sequence in the semiarid region of central Argentina. **Soil Tillage Research**, [s.l.], v. 99, n. 2, p. 179-190, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.still.2008.02.003>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167198708000305?via%3Dihub>. Acesso em 14 jun. 2018.

PAIVA, A. P. **Metodologia de superfície de resposta e análise de componentes principais em otimização de processos de manufatura com múltiplas respostas correlacionadas**. 2006. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia Mecânica, Universidade Federal de Itajubá, Itajubá, 2006.

PAUSTIAN, K. *et al.* Modelling soil organic matter dynamics – Global challenges. In: REES, R. M.; BALL, B. C.; CAMPBELL, C. D. **Sustainable management of soil organic matter**. New York: CABI, Publishing. p. 929-939, 2001.

PELISSARI, R.A.Z. *et al.* Lodo Têxtil e água residuária da suinocultura na produção de mudas de Eucalyptus grandis. (W, Hill ex Maiden). **Revista Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 29, n. 2, p. 288-300, 2009. Disponível em: <http://www.sidalc.net/cgi-bin/wxis.exe/?IsisScript=SCBR.xis&method=post&formato=2&cantidad=1&expresion=mfn=012226>. Acesso em: 15 mar. 2019.

PRIMO, D. C.; MENEZES, R. S. C.; SILVA, T. O. Substâncias húmicas da matéria orgânica do solo: uma revisão de técnicas analíticas e estudos no nordeste brasileiro. **Scientia Plena**, Aracaju, v. 7, n. 11, p. 1-13, 2011. Disponível em: <https://scientiaplena.org.br/sp/article/view/342>. Acesso em: 15 fev. 2019.

RADOMSKI, M. I.; RIBASKI, J. Fertilidade do solo e produtividade das pastagens em sistema silvipastoril com Grevillea Robusta. **Pesquisa Florestal Brasileira**, [s.l.], v. 32, n. 69, p. 53-61, 2012. DOI: <https://doi.org/10.4336/2012.pfb.32.69.53>. Disponível em: <https://pfb.cnpf.embrapa.br/pfb/index.php/pfb/article/view/280/246>. Acesso em: 10 jan. 2018.

REICHSTEIN, M. *et al.* Climate extremes and the carbon cycle. **Nature**, [s.l.], v. 500, n. 7462, p. 287–295, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1038/nature12350>. Disponível em: <https://www.nature.com/articles/nature12350>. Acesso em 10 jan. 2018.

REICHSTEIN, M. *et al.* Reduction of ecosystem productivity and respiration during the European summer 2003 climate anomaly: a joint flux tower, remote sensing and modelling analysis. **Global Change Biology**, [s.l.], v. 13, n. p. 634–651, 2007. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1365-2486.2006.01224.x>. Acesso em 10 jan. 2018.

ROCHA, M. T. Aquecimento e o sequestro de carbono em projetos agroflorestais. **Revista Ecologia**, Rio de Janeiro, n. 151, 2000.

ROSA, B.; BARNABÉ, F. H. G. A.; HEINEMANN, A. B.. Produção e composição químico-bromatológica do capim braquiarião cv. Marandu fertilizado com diferentes

doses de dejetos líquidos de suínos. *In*: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA. 2004., Campo Grande. **Anais [...]**. Campo Grande: [s.n.], 2004.

SANTOS, A. A. do E.; LIMA, J. S.; CARVALHO, G. C. de. Técnicas de aplicação de composto orgânico, proveniente de resíduos urbanos domésticos, no desenvolvimento vegetal. *In*: VI SIMPÓSIO ÍTALO BRASILEIRO DE ENGENHARIA SANITÁRIA E AMBIENTAL,6. 2002.,[s.l.]. **Anais [...]**. [s.l.: s.n], 2002.

SCHERER, E. E.; NESI, C. N.; MASSOTTI, Z. Atributos químicos do solo influenciados por sucessivas aplicações de dejetos de suínos em áreas agrícolas de Santa Catarina. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 34, n. 4, p. 1375-1383, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832010000400034>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832010000400034&lng=pt&tlng=pt. Acesso em: 10 mar. 2018.

SCHWALM, C. R. *et al.* Reduction in carbon uptake during turn of the century drought in western North America. **Nature Geoscience**, [s.l.], v. 5, n. 8, p. 551–556, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1038/ngeo1529>. Disponível em: <https://www.nature.com/articles/ngeo1529>. Acesso em: 10 fev. 2018.

SENEVIRATNE, S. I. *et al.* Changes in climate extremes and their impacts on the natural physical environment. *In*: FIELD, C. B. *et al.* (ed.). **Managing the Risks of Extreme Events and Disasters to Advance Climate Change Adaptation, A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change**. Cambridge, UK : Cambridge University Press, 2012. p. 109–230.

SERAFIM, R. S. **Produção e composição química da Brachiaria brizantha cv Marandu adubada com água residuária de suinocultura**. 2010. Tese (Doutorado em Produção Vegetal) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP, Jaboticabal, 2010.

SILVA, C. C. F. *et al.* Características morfogênicas e estruturais de duas espécies de braquiária adubadas com diferentes doses de nitrogênio. **Revista Brasileira Zootecnia**, Viçosa, v. 38, n. 4, p. 657-661, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1516-35982009000400010>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1516-35982009000400010&lng=pt&tlng=pt. Acesso em 20 set. 2018.

SILVA, I. R.; MENDONÇA, E. S. Matéria orgânica do solo. *In*: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V. V. H.; BARROS, N. F.; FONTES, R. L. F.; CANTARUTTI, R. B.; NEVES, J. C. L. (ed). **Fertilidade do solo**. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2007. p. 275-374.

SMANHOTTO, A. *et al.* Cobre e zinco no material percolado e no solo com a aplicação de água residuária de suinocultura em solo cultivado com soja. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 30, p. 347-357, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-69162010000200017>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-69162010000200017&lng=pt&tlng=pt. Acesso em 10 jan. 2018.

SMITH, P. Land use change and soil organic carbon dynamics. **Nutr. Cycling Agroecosyst**, [s.l.], v. 81, n. 2, p. 169-178, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10705->

[007-9138-y](https://link.springer.com/article/10.1007%2Fs10705-007-9138-y). Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007%2Fs10705-007-9138-y>. Acesso em 10 fev. 2018.

TEDESCHI, L. O. Assessment of the adequacy of mathematical models. **Agricultural Systems**, [s.l.], v. 89, n. 2-3, p. 225-247, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2005.11.004>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0308521X05002568?via%3Dihub>. Acesso em: 15 set. 2018.

TRACY, B. F.; ZHANG, Y. Soil compaction, corn yield response and soil nutrient pool dynamics within an integrated crop-livestock system in Illinois. **Crop Science**, [s.l.], v. 48, n. 3, p. 1211-1218, 2008. DOI: <https://doi.org/10.2135/cropsci2007.07.0390>. Disponível em: <https://dl.sciencesocieties.org/publications/cs/abstracts/48/3/1211>. Acesso em: 15 set. 2018.

TURNER, J.; LAMBERT, M. Change in organic carbon in forest plantation soils in eastern Australia. **Forestry Ecology Management**, [s.l.], v. 133, n. 3, p. 231-247, 2000. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0378-1127\(99\)00236-4](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(99)00236-4). Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378112799002364?via%3Dihub>. Acesso em 15 jan. 2018.

VIANA, M. C. M. *et al.* Consorciação de Culturas com o Eucalipto no Sistema de Integração Lavoura-Pecuária- Floresta. *In*: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 2012. Águas de Lindóia. **Anais [...]**. Águas de Lindóia, 2012.

VIELMO, H.. **Dejetos líquidos de suínos na adubação de pastagem de Tifton 85**. 2008. Tese (Doutorado em Agronomia) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2008.

VIVIAN, M. *et al.* Eficiência da interação biodigestor e lagoas de estabilização na remoção de poluentes em dejetos de suínos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 14, n. 3, p. 320-325, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-43662010000300013>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-43662010000300013&lng=pt&tlng=pt. Acesso em 15 jan. 2018.

WALKER, G.; KING, D. O. **Tema quente**: como combater o aquecimento global e manter as luzes acesas. Rio de Janeiro: Objetiva, 2008.

WANG, S. *et al.* Vertical distribution of soil organic carbon in China. **Environment Management**, New York, v. 33, n. 1, p. 200-209, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00267-003-9130-5>. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007%2Fs00267-003-9130-5>. Acesso em 15 jan. 2018.

ZINN, Y. L.; RESCK, D. V. S.; V. S.; da SILVA, J. E. Soil organic carbon as affected by afforestation with Eucalyptus and Pinus in the Cerrado region of Brazil. **Forest Ecology and Management**, [s.l.], v. 166, n. 1-3, p. 285-294, 2002. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0378-1127\(01\)00682-X](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(01)00682-X). Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S037811270100682X?via%3Dihub>. Acesso em 15 set. 2018.

CAPÍTULO II: Análise fatorial exploratória das propriedades físico-químicas do solo em sistema silvipastoril biofertilizado com água residuária da suinocultura

RESUMO

O aproveitamento da água residuária da suinocultura (ARS) tratada em sistemas produtivos é uma alternativa sustentável e interessante, devido ao elevado poder nutricional desse efluente em solos. Sob esta perspectiva, são necessárias pesquisas que avaliem a aplicação desse efluente para desenvolver a percepção de práticas de manejo conservacionistas e ainda, fortalecer os princípios da sustentabilidade na atividade produtiva. Para isso, foi desenvolvido o estudo das propriedades físico-químicas do solo na Fazenda Bonsucesso, localizada no município de Uberlândia, em Minas Gerais. A investigação foi conduzida considerando três áreas experimentais (pastagem solteira e duas conformações de sistema silvipastoril, em linha simples e linha dupla, em duas profundidades de solo (0,0-0,2 e 0,2-0,4 m), e diferentes dosagens de ARS tratada (0, 200, 400, 600 e 800 m³ ha⁻¹). Com a intenção de analisar o efeito da aplicação do biofertilizante sobre os atributos físicos e as características químicas do solo, empregou-se a análise fatorial exploratória para revelar as múltiplas interações possíveis entre essas variáveis. Os resultados obtidos permitiram informar que todas as características físico-químicas analisadas correlacionam-se entre si e, distribuídas em quatro fatores, explicam 66,615% da variância total das variáveis. Grande destaque é conferido aos macro e micronutrientes do solo potássio, magnésio, cobre, zinco, manganês, fósforo, enxofre, cálcio, além da matéria orgânica, e os elementos ferro e alumínio, por explicarem 49,06% da variância das variáveis. As propriedades físicas do solo, porosidade total e densidade do solo, agruparam-se em um único fator e contribuíram explicando 9,877% da variância. Já o pH e o sódio foram contemplados pelo mesmo fator e explicaram juntos 7,678%. Os padrões estabelecidos pela análise fatorial exploratória permitem considerar que os resultados obtidos são satisfatórios e coerentes com a técnica de biofertilização de solos com ARS.

Palavras-chave: análise multivariada, correlação, agrupamento.

ABSTRACT

The utilization of wastewater from swine (ARS) treated in productive systems is a sustainable and interesting alternative due to the high nutritional power of this effluent in soils. From this perspective, research is needed to evaluate the application of this effluent is necessary to develop the perception of conservationist management practices and also to strengthen the principles of sustainability in productive activity. For that, the study of the physical-chemical properties of the soil was carried out at Fazenda Bonsucesso, located in the city of Uberlândia, Minas Gerais. The research was conducted considering three experimental areas (single pasture and two silvopastoral system conformations, in single line and double line, in two soil depths (0,0-0,2 and 0,2-0,4 m), and different dosages of treated ARS (0, 200, 400, 600 and 800 m³ ha⁻¹). In order to analyze the effect of applying the biofertilizer on the physical attributes and soil chemical characteristics, was applied the exploratory factorial analysis to reveal the multiple possible interactions between these variables. The results obtained allowed to report that all the physical-chemical characteristics analyzed correlate with each other and, distributed in four factors, explain 66,615% of the total variance of the variables. Great emphasis is conferred on macro and micronutrients, potassium, magnesium, copper, zinc, manganese, phosphorus, sulfur, calcium, as well as organic matter, and iron and aluminum elements, for explaining 49,06% of the variance of the variables. The physical properties of the soil, total porosity and soil density, were grouped into a single factor and contributed explaining 9,877% of the variance. Already, pH and sodium were considered by the same factor and explained together 7,678%. The standards established by the exploratory factorial analysis allow to consider that the obtained results are satisfactory and coherent with the technique of biofertilization of soils with ARS.

Keywords: multivariate analysis, correlation, clustering.

1. INTRODUÇÃO

A análise multivariada de variância (MANOVA – *Multivariate Analysis of Variance*) consiste em técnicas aplicadas a conjuntos de dados complexos, isto é, compostos por diversas variáveis interdependentes obtidas simultaneamente a partir de uma mesma amostra (TABACHNICK; FIDELL, 2007). Nesse sentido, os modelos multivariados configuram-se como alternativas interessantes para explorar sistemas ambientais, uma vez que, múltiplas variáveis correlacionadas podem ser úteis na explicação de fenômenos naturais.

A análise fatorial exploratória é uma metodologia multivariada executada para explicar as covariâncias entre as variáveis estudadas e, demonstrá-las através de fatores (HAIR et al., 2009). O procedimento exploratório dessa técnica baseia-se na redução da dimensão das variáveis, ou seja, na simplificação da estrutura de sua variabilidade. A modelagem causal, obtida por esses métodos, permite compreender o comportamento das variáveis, através de suas associações (GARSON, 2014).

Na análise de fatores, percebe-se que cada fator agrupa variáveis altamente correlacionadas entre si. Nesse modelo, é interessante a análise de que cada variável possui relação linear com seu fator, enquanto que, ao analisar cada fator, percebe-se a interação de todas as variáveis correlacionadas.

A solução dos modelos fatoriais não é única, isso ocorre devido à multiplicidade de combinações possíveis entre a matriz de covariância e os métodos de estimação e de rotação de fatores admitidos em cada análise. Esta é uma condição que questiona a aplicação da análise fatorial, uma vez que, para um mesmo conjunto de dados é aceitável encontrar diferentes resultados (FERREIRA, 2008).

Os modelos multivariados, em especial a análise fatorial, estão sendo aplicados em pesquisas científicas cuja finalidade é compreender a interação entre os atributos físico-químicos do solo, sob determinadas situações de manejo de solo; como apresentados nos estudos de Almeida e Guimarães (2016), Brancaglioni (2017) e Dias (2018). Sob esta perspectiva, diversas investigações têm sido desenvolvidas com a aplicação da água residuária da suinocultura tratada (ARS) em sistemas produtivos, com o intuito de testar sua eficiência como biofertilizante de solos (ASSMANN et al., 2007; MEDEIROS et al., 2007; GIACOMINI; AITA, 2008; SCHERER; NESI; MASSOTTI, 2010; CABRAL et al., 2011; CONDÉ et al., 2013; DIAS, 2018). No entanto, ainda são

incipientes os trabalhos que verificaram o agrupamento das variáveis correlacionadas e puderam inferir sobre suas associações.

Nesse sentido, propõe-se nesse capítulo, avaliar as relações existentes entre as propriedades físico-químicas do solo, por meio da análise fatorial exploratória, com a definição do método de componentes principais como o método da extração de fatores, e da rotação Varimax como método de rotação dos fatores.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Os modelos multivariados consistem em técnicas estatísticas que analisam simultaneamente múltiplas medidas dos objetos de estudo, (HAIR et al., 2009). Tabachnick e Fidell (2007) corroboram com esta definição e afirmam ainda que estão cada vez mais sendo empregadas com a finalidade de analisar conjuntos de dados complexos, isto é, compostos por diversas variáveis dependentes e correlacionadas.

Mingoti (2005) afirma que a análise multivariada simplifica a estrutura da variabilidade dos dados por meio de métodos estatísticos como: a análise de componentes principais, análise de correspondência, análise de agrupamento, análise de correlações canônicas e análise fatorial.

Segundo Zeller e Carmines (1980), Spearman e Karl Pearson foram os precursores da metodologia da análise fatorial. Spearman, em 1904, testou pioneiramente esta análise ao supor a hipótese de que a inteligência humana poderia ser explicada por diferentes testes de habilidades mentais. Para Figueiredo Filho e Silva Júnior (2010), Kaplunovsky (2005) outros autores colaboraram na adequação desta análise permitindo o desenvolvimento de diferentes técnicas.

A análise fatorial, técnica multivariada de interdependência segundo Hair et al. (2009), objetiva reduzir o espaço paramétrico das variáveis respostas, o que permite uma melhor compreensão da variabilidade dos dados (MINGOTI, 2005). Para isso, conforme Dias (2018) informa, esse modelo estatístico produz fatores que possibilitam avaliar o quanto cada variável se relaciona com as demais, o que explica as covariâncias entre as variáveis.

De acordo com Hair et al. (2009), a análise fatorial distingue-se em dois tipos: a confirmatória e a exploratória. Dias (2018) esclarece que no primeiro caso, a estrutura

real dos dados já é conhecida e a intenção da análise é avaliar o quanto os dados assemelham-se a essa estrutura. Já na exploratória, não se restringem o número de fatores a serem extraídos e tampouco os procedimentos utilizados para sua extração (HAIR et al., 2009).

A análise fatorial exploratória é útil na redução da dimensão dos dados e possibilita a modelagem causal dos dados (GARSON, 2009), reconhecendo para isso a interdependência de variáveis (HAIR et al., 2009). Dias (2018) ressalta ainda que, mesmo em estudos com grande número de variáveis, a aplicação desta técnica multivariada é interessante por manter consideravelmente as informações originais das variáveis.

As covariâncias ou correlações entre as variáveis estudadas manifestam-se a partir das relações dessas variáveis com as latentes, também denominadas de variáveis implícitas, fatores ou fatores comuns (HAIR et al., 2009; DIAS, 2018). Sendo assim, Rencher e Christensen (2012), esclarecem que os fatores são variáveis latentes que produzem as variáveis originais.

Johnson e Winchern (2007) salientam que a análise fatorial se fundamenta no agrupamento das variáveis em fatores, sendo que as variáveis associadas a cada fator são altamente correlacionadas entre si, e pouco correlacionadas com as variáveis de outro fator. Dessa forma, é possível reduzir a redundância entre as variáveis.

O resultado da análise fatorial é determinado a partir da definição de dois procedimentos principais: o método de estimação dos fatores e o método de rotação dos fatores. A definição do método de estimação dos fatores é relevante quanto aos objetivos da pesquisa. O método de estimação por componentes principais é bastante empregado em análises fatoriais exploratórias em razão da falta de imposição de parâmetros, bem como da distribuição da probabilidade das variáveis e dos autovalores (proporções da variância total) da matriz de covariância, o que restringe consideravelmente a necessidade de adequações dos dados (BRANCAGLIONI, 2017; DIAS, 2018). Dessa forma, segundo Dias (2018), a quantidade de fatores será igual ao número de componentes retidos.

A aplicação do método de rotação dos fatores é recomendável quando as cargas fatoriais, isto é, a correlação entre variável e fator, apresentam valores elevados e são encontrados em mais de um fator, contrariando o critério de ortogonalidade dos fatores (MINGOTI, 2005; DAMÁSIO, 2012). Dias (2018) explica ainda que tal procedimento

tenta maximizar a permanência de apenas um fator em cada linha da matriz de cargas fatoriais.

O método de rotação Varimax, por minimizar o número de variáveis cujas cargas fatoriais são elevadas, através da redução das colunas da matriz fatorial, consegue produzir resultados bastante simplificados e, por isso, é o método mais utilizado (MINGOTI, 2005; JOHNSON; WICHERN, 2007; PALLANT, 2007; HAIR et al., 2009). Além disso, produz fatores que não são correlacionados (DIAS, 2018).

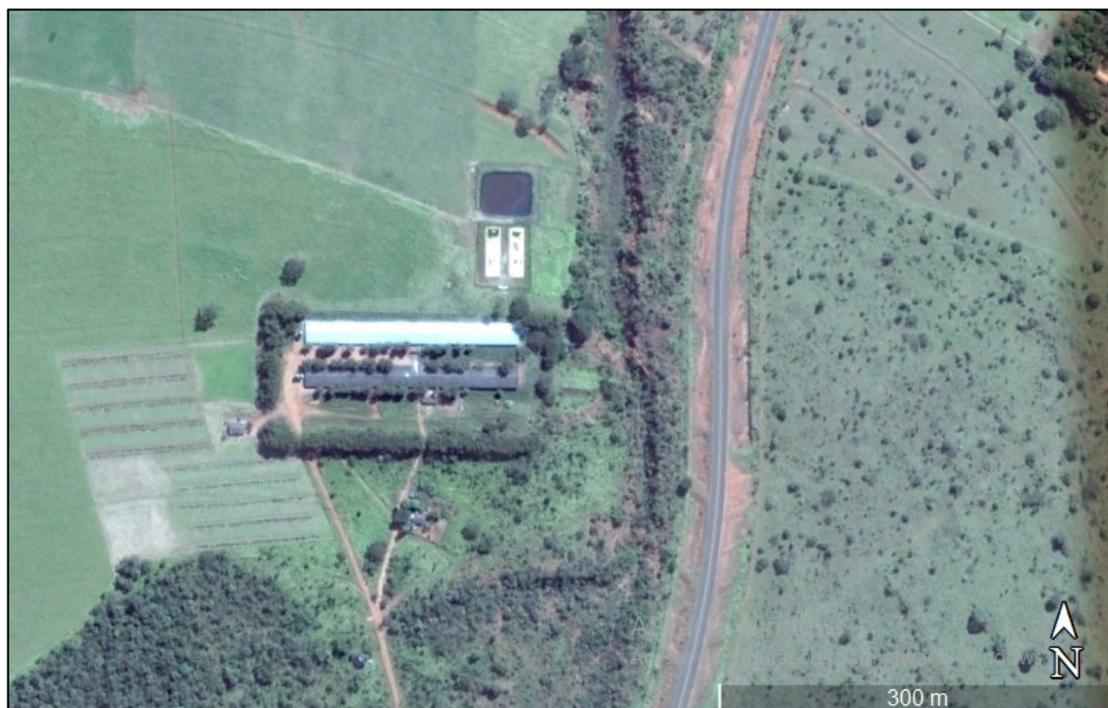
A interpretação da análise fatorial é interessante quando ao examinar cada variável percebe-se seu comportamento linear com fator ao que está associada (RENCHE; CHRISTENSEN, 2012), enquanto que ao investigar o fator é possível identificar a complexidade da associação de todas as suas variáveis (HAIR et al., 2009).

3. MATERIAIS E MÉTODOS

3.1. Caracterização da área experimental

Os estudos foram desenvolvidos na Fazenda Bonsucesso, em área de pastagem solteira e área de Sistema Silvipastoril (Figura 1). A Fazenda localiza-se no município de Uberlândia – MG, na rodovia Uberlândia – Campo Florido (MGC – 455) km 20, situada sob as coordenadas geográficas 19°06'03,19"S e 48°22'07,93"W, com altitude média de 820 m em relação ao nível do mar. Segundo o sistema de classificação de Köppen (1918), o clima da região é do tipo Aw, tropical típico, apresentando excesso de chuvas no verão e moderado déficit hídrico no inverno, com média de precipitação de 1600 mm, por ano.

FIGURA 1: Localização da área experimental da Fazenda Bonsucesso, Uberlândia – MG, em 2015.



Fonte: Google Earth, 2018.

A delimitação e caracterização físico-química da área experimental (Tabelas 1 e 2) iniciaram-se em março de 2014. As mudas de *Corymbia citriodora* foram plantadas em dezembro de 2014 e, em fevereiro de 2015 foi instalado o sistema de irrigação para a aplicação do biofertilizante líquido, a água residuária da suinocultura (ARS).

TABELA 1: Caracterização química do solo da área experimental da Fazenda Bonsucesso, Uberlândia - MG, em 2014.

Prof	P	K	Al ³⁺	Ca ²⁺	Mg ²⁺	(H+Al) ³⁺	SB	T	V	m
	-- mg dm ⁻³ --		----- cmol _c dm ⁻³ -----						-- % --	
0,0-0,2 m	9,6	29	0	0,9	0,5	1,8	1,47	3,27	45	0
0,2-0,4 m	3,3	15	0	0,7	0,2	1,8	0,94	2,74	34	0

Prof: Profundidade; P, K = (HCl 0,05 mol L⁻¹ + H₂SO₄ 0,0125 mol L⁻¹); P disponível (extrator Mehlich⁻¹); Ca, Mg, Al (KCl 1 mol L⁻¹); (H+Al) = (Solução Tampão – SMP a pH 7,5); SB: Soma de Bases; T: CTC a pH 7,0; V: Saturação por bases; m: Saturação por alumínio. (EMBRAPA, 2011).

Fonte: A autora.

TABELA 2: Caracterização físico-química do solo da área experimental da Fazenda Bonsucesso, Uberlândia – MG, em 2014.

Prof	pH	Argila	MO	B	Cu	Zn	Mn	Fe
	--	--- g kg ⁻¹ ---	---	-----	-----	mg dm ⁻³ -----	-----	-----
0,0-0,2 m	5,7	114	17	0,11	0,8	1,2	3,6	36
0,2-0,4 m	5,7	152	7	0,07	0,8	0,5	1,8	23

Prof: Profundidade; pH em H₂O; Argila: método da pipeta; MO (Método Colorimétrico); B = (BaCl₂.2H₂O 0,0125% à quente); Cu, Zn, Mn Fe = (DTPA 0,005 mol L⁻¹ + TEA 0,01 mol⁻¹ + CaCl₂ 0,01 mol L⁻¹ a pH 7,3) (EMBRAPA, 2011).

Fonte: A autora.

O experimento foi conduzido sob área de cerrado já estabelecida em pastagem de *Urochloa decumbens*, em solo classificado como Latossolo Vermelho Amarelo distrófico típico, com horizonte A moderado e de textura arenosa; assim, de acordo com as normas da Embrapa (SANTOS et al., 2013). Os tratamentos consistem na aplicação da ARS tratada em doses de 200, 400, 600 e 800 m³ ha⁻¹ ano⁻¹, além do tratamento testemunha, com aplicações parceladas ao longo do ano, nos meses de junho, julho e agosto de 2015, no período de seca, e em dezembro, janeiro e fevereiro, no período chuvoso de 2016.

A ARS aplicada é proveniente da própria Fazenda Bonsucesso que comporta 6000 animais confinados na fase de engorda, sob sistema intensivo de produção. A atividade produz em média 110 m³ dia⁻¹ do efluente, que é tratado em biodigestor e lagoa de estabilização, durante 20 dias, aproximadamente. A caracterização química da ARS utilizada no experimento está apresentada na Tabela 3.

TABELA 3: Caracterização química da ARS da Fazenda Bonsucesso dos meses julho, agosto e setembro de 2015.

Parâmetros	Unidade	Meses			Média
		Julho	Agosto	Setembro	
pH	-	7,00	7,40	7,40	7,27
Ds	%	1,00	1,00	1,00	1,00
MO	%	0,65	0,91	0,65	0,74
CO	%	0,36	0,50	0,36	0,41
N	%	0,35	0,47	0,14	0,32
C/N	%	1,03	1,07	2,57	1,56
P	%	0,07	0,07	0,08	0,07
K	%	0,36	0,18	0,36	0,30
Ca	%	0,54	0,58	0,68	0,60

...continua...

TABELA 3. Cont.

Mg	%	0,05	0,06	0,10	0,07
Na	mg L ⁻¹	200	300	700	400
B	mg L ⁻¹	0,05	0,16	0,16	0,12
Cu	mg L ⁻¹	5,00	6,00	15,00	8,67
Fe	mg L ⁻¹	11,00	10,00	20,00	13,67
Ni	mg L ⁻¹	ns	ns	ns	ns
Mn	mg L ⁻¹	15,00	15,00	10,00	13,33
Zn	mg L ⁻¹	5,00	5,00	9,00	6,33

Ds: Densidade do solo; MO: Matéria Orgânica; CO: Carbono Orgânico; N: Nitrogênio; C/N: Relação Carbono Nitrogênio; P: Fósforo; K: Potássio; Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Na: Sódio; B: Boro; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Ni: Níquel; Mn: Manganês; Zn: Zinco; ns: não significativo.

Fonte: A autora.

Três áreas experimentais foram submetidas à aplicação de ARS nesta pesquisa:

- Pastagem solteira: pastagem de *Urochloa decumbens*. Contendo parcelas de 16 m², 4 m de comprimento por 4 m de largura;
- Sistema Silvipastoril em linha simples: linha simples de *Corymbia citriodora* e pastagem de *Urochloa decumbens*. Contendo parcelas de 30 m², 10 m de comprimento por 3 m de largura. Com espaçamento de 15 m (entre as linhas) e 2 m (entre plantas). Contemplando 5 plantas em cada parcela.
- Sistema Silvipastoril em linha dupla: linha dupla de *Corymbia citriodora* e pastagem de *Urochloa decumbens*. Contendo parcelas de 60 m², 10 m de comprimento por 6 m de largura. Com espaçamento de 15 m (entre as linhas duplas), 2 m (entre plantas) e 3 m (entre as fileiras). Contemplando 10 plantas por parcela.

3.2. Análise físico-química do solo

Após a aplicação de ARS no ano de 2015, foram coletadas amostras em duas profundidades 0,0 - 0,20 m e 0,20 - 0,40 m. As amostras deformadas foram levadas ao Laboratório de Análise de Solos (LABAS - UFU) para análises químicas enquanto as amostras indeformadas foram submetidas a análises físicas no Laboratório de Manejo de Solo (LAMAS - UFU).

Para a caracterização química do solo, as amostras foram secas em estufa de circulação forçada de ar, a 45°C, por 48h (TFSE). Após esse procedimento, foram

trituras e peneiradas em peneiras de 0,02 m (DONAGEMA et al., 2011). Os atributos químicos mensurados contemplam: cálcio (Ca^{2+}), magnésio (Mg^{2+}), potássio (K^+), fósforo (P-Melich), pH em água, sódio (Na), alumínio (Al^{3+}), ferro (Fe^{2+}), cobre (Cu), enxofre (S), zinco (Zn), manganês (Mn) e matéria orgânica do solo (MOS).

Já as análises físicas determinaram a densidade do solo (Ds) e a porosidade total (PT), seguindo os procedimentos estipulados pelo Manual de Métodos de Análise de Solo (DONAGEMA et al., 2011). Foram utilizados anéis volumétricos, com dimensões médias de 0,04 m de altura e 0,05 m de diâmetro, e o método da mesa de tensão foi empregado para estimar a microporosidade do solo.

3.3. Análise estatística

No primeiro momento foi verificada a presença de *outliers* (valores atípicos) no conjunto de dados, para cada uma das variáveis em questão. A estatística descritiva foi executada posteriormente com o intuito de aprimorar a compreensão do comportamento dos dados. Para isso, o software Action Stat 2.9 foi empregado para fornecer informações básicas como: média, mediana, valores mínimos e máximos, primeiro e terceiro quartis, desvio padrão, além dos coeficientes de variação, assimetria e curtose. Sendo este estudo de caráter exploratório, os dados não foram submetidos a testes de normalidade.

Posteriormente, os dados foram submetidos à análise fatorial exploratória, realizada por meio do software IBM SPSS Statistics, versão 20. Para esta análise, primeiramente, foi verificado que todas as variáveis estudadas são quantitativas e contínuas, e em seguida, optou-se pela definição do método de componentes principais como o método da extração de fatores, e da rotação Varimax como método de rotação dos fatores.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com a estatística descritiva exploratória das propriedades físico-químicas do solo constatou-se a existência de *outliers*, que foram retirados do conjunto de dados

para não comprometer significativamente os resultados das análises. Sendo assim, do total de 120, foram consideradas 93 amostras e 15 variáveis, quais sejam: densidade do solo (Ds), porosidade total do solo (PT), potencial hidrogeniônico (pH), fósforo (P), sódio (Na), enxofre (S), potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), alumínio (Al), matéria orgânica do solo (MOS), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn) e zinco (Zn). A estatística descritiva dessas variáveis está apresentada na Tabela 4.

TABELA 4: Estatística descritiva das variáveis físico-químicas do solo.

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Q1	Q3	DP	CV	Assim.	Curt.
Ds	1,59	1,59	1,38	1,77	1,54	1,65	0,08	5,26	-0,27	-0,26
PT	42,05	42,37	34,85	48,64	39,90	43,96	2,81	6,68	-0,12	-0,32
pH	5,04	5,00	4,20	6,00	4,80	5,30	0,37	7,30	0,23	-0,19
P	12,49	15,00	0,50	28,30	2,60	19,10	8,50	68,06	-0,13	-1,39
Na	281,72	260,00	10,00	640,00	125,00	430,00	176,15	62,53	0,29	-1,14
S	15,82	14,00	2,00	45,00	9,00	20,00	8,85	55,97	1,01	0,51
K	98,46	100,00	7,00	220,00	50,50	146,00	56,60	57,49	0,20	-1,13
Ca	0,73	0,70	0,10	1,80	0,40	1,00	0,37	50,89	0,35	-0,60
Mg	0,30	0,30	0,10	0,70	0,20	0,40	0,15	48,90	0,61	0,02
Al	0,33	0,25	0,00	1,05	0,10	0,55	0,26	78,75	0,83	-0,26
MOS	1,35	1,30	0,40	2,40	0,95	1,80	0,51	37,66	0,21	-0,86
Cu	2,03	1,60	0,40	7,00	0,80	2,95	1,46	72,01	1,02	0,48
Fe	27,73	28,00	4,00	59,00	18,00	34,00	11,58	41,76	0,22	-0,47
Mn	7,36	5,00	0,60	21,10	2,80	11,25	5,70	77,55	0,73	-0,74
Zn	2,17	1,90	0,20	6,10	1,00	3,00	1,39	64,04	0,71	-0,18

Q1: Primeiro quartil; Q3: Terceiro quartil; DP: Desvio Padrão; CV: Coeficiente de variação; Assim.: Coeficiente de assimetria; Curt.: Coeficiente de curtose; Ds: Densidade do solo; PT: Porosidade Total; pH: potencial hidrogeniônico; P: Fósforo; Na: Sódio; S: Enxofre; K: Potássio; Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; MOS: Matéria Orgânica do Solo; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Mn: Manganês; Zn: Zinco.

Fonte: A autora.

Ao analisar o coeficiente de assimetria dos dados constata-se que as variáveis S e Cu apresentam valores mais distantes de zero, o que permite concluir que seus conjuntos de dados são mais assimétricos que quando comparados aos das demais variáveis. Já as variáveis PT, P, K, MOS e Fe possuem coeficientes próximos a zero, indicando que seus dados são mais simétricos.

O coeficiente de curtose, por sua vez, apresenta valores inferiores a zero para Ds, PT, pH, P, Na, Ca, K, Al, MOS, Fe, Mn e Zn, o que reflete certo achatamento na

curva de distribuição dos dados (curvas platicúrticas). Já as variáveis S, Mg e Cu apresentam coeficientes superiores a zero, configurando curvas mais pontiagudas (curvas leptocúrticas). O Mg apresenta valor desse coeficiente bem próximo a zero (0,02), indicando que a curva do seu conjunto de dados é menos achatada e menos pontiaguda que as demais (curvas mesocúrticas).

Como medida de dispersão dos dados foi avaliado o desvio padrão (DP), que mensura a variabilidade desses em torno da média. Os maiores valores foram encontrados pelas variáveis Na, K, Fe, P, S e Mn, o que indica que seus dados afastam-se mais de suas médias, quando comparados aos dados das demais variáveis. O coeficiente de variação (CV) apresentou resultados discrepantes para todas as variáveis, sendo que, o Al destacou-se como a variável com o maior CV (78,75%), enquanto o menor valor (5,26%) foi apresentado pela Ds.

Posteriormente, foi verificada a robustez do conjunto de dados; um pressuposto da técnica de análise fatorial exploratória. Para isso, avaliou-se a razão entre o número de amostras e a quantidade de variáveis analisadas. Hair et al. (2009) explica que essa proporção deve ser igual ou superior a cinco unidades para assegurar maior confiabilidade dos resultados. Neste trabalho, essa premissa foi atendida.

Em seguida, observou-se a matriz de correlação das variáveis (Tabela 5). É possível perceber que a maior parte das correlações se encontra abaixo do valor 0,30, em módulo. Segundo Hair et al. (2009), este comportamento é um indicativo de que os dados não são muito adequados para a análise fatorial. Figueiredo Filho e Silva Júnior (2010) explicam, portanto, que o padrão de correlações entre as variáveis deve ser analisado com cautela, uma vez que, caso uma variável seja estatisticamente independente das demais, essa pode ser excluída da análise fatorial.

TABELA 5: Matriz de correlações das variáveis.

	DS	PT	pH	P	Na	S	K	Ca	Mg	Al	MOS	Cu	Fe	Mn	Zn
DS	1,000														
PT	-0,351	1,000													
pH	-0,108	0,165	1,000												
P	0,015	-0,242	0,173	1,000											
Na	0,118	-0,025	0,297	0,077	1,000										
S	0,017	-0,181	-0,118	0,268	-0,005	1,000									
K	0,072	-0,147	0,431	0,666	0,173	0,135	1,000								
Ca	-0,012	-0,122	0,358	0,680	0,171	0,399	0,534	1,000							
Mg	-0,204	0,036	0,367	0,518	-0,026	0,204	0,455	0,631	1,000						
Al	0,073	-0,019	-0,322	-0,704	-0,114	-0,193	-0,622	-0,637	-0,511	1,000					
MOS	-0,147	0,038	0,064	0,451	-0,056	0,068	0,321	0,345	0,249	-0,498	1,000				
Cu	0,141	-0,273	0,349	0,553	0,103	0,147	0,808	0,476	0,435	-0,505	0,245	1,000			
Fe	0,055	-0,158	0,104	0,389	0,012	0,061	0,317	0,258	0,439	-0,220	0,206	0,279	1,000		
Mn	0,123	-0,128	0,202	0,537	0,122	0,208	0,576	0,643	0,454	-0,421	0,308	0,622	0,355	1,000	
Zn	0,180	-0,209	0,407	0,450	0,074	0,048	0,678	0,381	0,480	-0,372	0,060	0,764	0,503	0,512	1,000

Fonte: A autora.

A Tabela 5 mostra que diversas variáveis apresentam algumas correlações abaixo do valor de referência, no entanto, o Na destaca-se por apresentar todas as suas correlações inferiores ao módulo de 0,30; como recomendado por Hair et al. (2009). Tal resultado implica dizer que essa variável pouco se correlaciona com as demais sendo, portanto, independente. Por isso, é esperado que essa variável pouco contribua para a extração de um fator comum (FIGUEIREDO FILHO; SILVA JÚNIOR, 2010). Apesar da baixa contribuição esperada desta variável, para os fins dessa pesquisa, a mesma será mantida.

Na sequência, a viabilidade da técnica multivariada foi testada através da análise do valor de KMO (Kaiser-Meyer-Olkin), indicador de adequação da amostra, que resulta de um teste estatístico que verifica a proporção da variância dos dados que podem ser explicadas por uma variável latente (LORENZO-SEVA; TIMMERMAN; KIERS, 2011). Neste estudo, o resultado apresentado pelo índice é igual a 0,805 (Tabela 6), valor considerado razoável por Pallant (2007), bom para Field (2009) e aceitável para Hair et al. (2009).

A próxima etapa foi avaliar o resultado do teste de esfericidade de Bartlett, que segundo Tabachnick e Fidell (2013), é uma análise estatística que avalia a hipótese de que as variáveis não sejam correlacionadas entre si e, ainda, examina a significância geral de todas as correlações da matriz das variáveis. Para níveis de significância inferiores a 0,05, rejeita-se a hipótese nula de que a matriz das variáveis é idêntica a uma matriz identidade, sendo assim, é possível prosseguir com a análise fatorial (TABACHNICK; FIDELL, 2013).

A partir dos valores apresentados na Tabela 6, KMO aceitável e significância inferior a 5% para o teste de Bartlett, os dados amostrais são considerados adequados à análise fatorial.

TABELA 6: Testes de KMO e Bartlett.

Medida KMO de adequação de amostragem		0,805
Esfericidade de Bartlett	Aprox. qui-quadrado	697,574
	df	105
	Significância	0,000

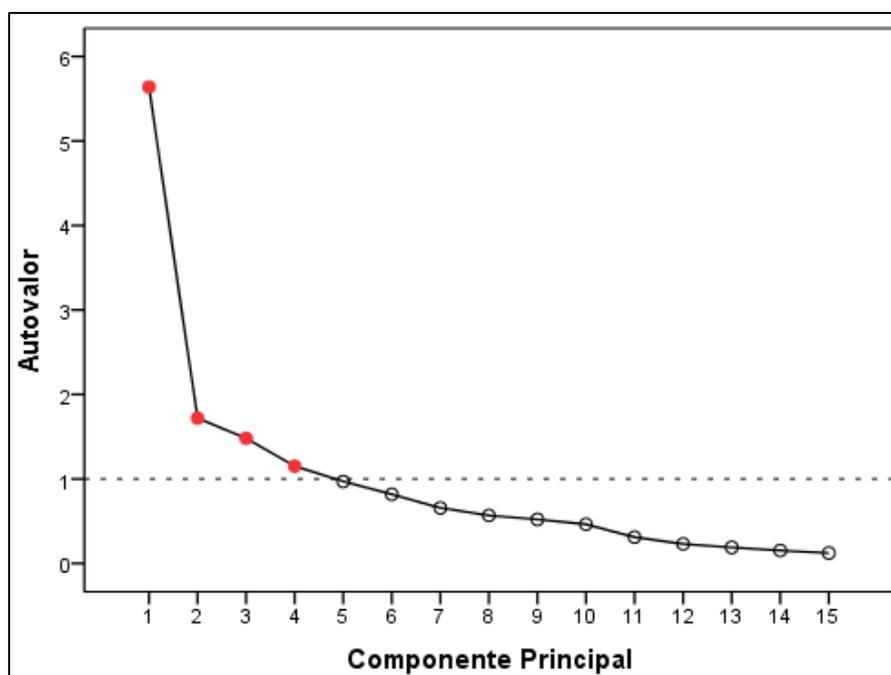
Fonte: A autora.

Seguidamente, determinou-se o número de fatores a serem extraídos na análise. Para esta etapa, foi utilizado o método de componentes principais com a rotação Varimax, obtendo-se quatro componentes principais, também denominados de fatores (Tabela 7).

O critério de Kaiser sugere a extração de quatro fatores para os dados amostrais, evidenciados na Figura 2. Patil et al. (2008) explicam que cada fator apresenta um autovalor (*eigenvalue*), que indica o total de variância explicada por este fator. Segundo os mesmos autores, caso o autovalor seja superior a uma unidade, o fator é considerado para ser extraído.

A Figura 2 ilustra graficamente a aplicação do critério de Kaiser, através do *Scree-plot*. Mingoti (2005) e Hair et al. (2009) esclarecem que o número de componentes a ser definido é representado pelo ponto em que os valores começam a se estabilizar no gráfico. A linha tracejada indica o autovalor igual a uma unidade e os componentes dispostos acima do “cotovelo” ou ponto de inflexão (destacados em vermelho) são considerados principais, enquanto que os fatores abaixo desta linha pouco contribuem para explicar a variância das variáveis originais (FERREIRA, 2008).

FIGURA 2: *Scree Plot* dos componentes principais.



Fonte: A autora.

Os resultados das estimativas das cargas fatoriais rotacionadas, as comunalidades, os autovalores e as porcentagens de explicação da variância dos fatores são apresentados na Tabela 7.

TABELA 7: Cargas fatoriais, comunalidades, autovalores e percentuais de variância da análise dos dados.

Variável	Carga Fatorial				Comunalidade
	F1	F2	F3	F4	
DS	0,120	-0,147	0,743	0,152	0,611
PT	-0,161	-0,114	-0,762	0,116	0,633
pH	0,475	0,000	-0,380	0,600	0,729
P	0,479	0,715	0,080	0,007	0,747
Na	-0,021	0,060	0,121	0,819	0,689
S	-0,176	0,649	0,313	-0,052	0,553
K	0,718	0,410	0,051	0,271	0,759
Ca	0,359	0,767	-0,008	0,228	0,769
Mg	0,572	0,461	-0,297	-0,058	0,633
Al	-0,387	-0,693	0,194	-0,181	0,701
MOS	0,144	0,591	-0,257	-0,173	0,467
Cu	0,759	0,313	0,201	0,194	0,752
Fe	0,648	0,102	0,048	-0,317	0,533
Mn	0,553	0,488	0,149	0,105	0,577
Zn	0,896	0,056	0,155	0,103	0,841
Autovalor	5,639	1,720	1,482	1,152	
Var.(%)	37,595	11,465	9,877	7,678	
Var. Acum. (%)	37,595	49,060	58,937	66,615	

F1: Fator 1; F2: Fator 2; F3: Fator 3; F4: Fator 4; Var.: Variância; Var. Acum.: Variância Acumulada.

Fonte: A autora.

Schwab (2007) explica que a comunalidade é a medida da variância que uma variável compartilha com todas as demais variáveis em estudo. Portanto, a comunalidade corresponde à proporção da variância de cada variável analisada que é explicada pelos componentes principais.

O mesmo autor considera aceitável o valor de comunalidade superior a 0,5, e afirma que valores inferiores a este (evidenciado na tabela) indicam que as variáveis não estão linearmente correlacionadas. Nesse caso, podemos perceber que os quatro fatores extraídos explicam juntos apenas 46,7% da variância da MOS, valor ligeiramente abaixo do valor crítico, enquanto que, as demais variáveis apresentam-se superiores ao patamar aceitável (Tabela 7).

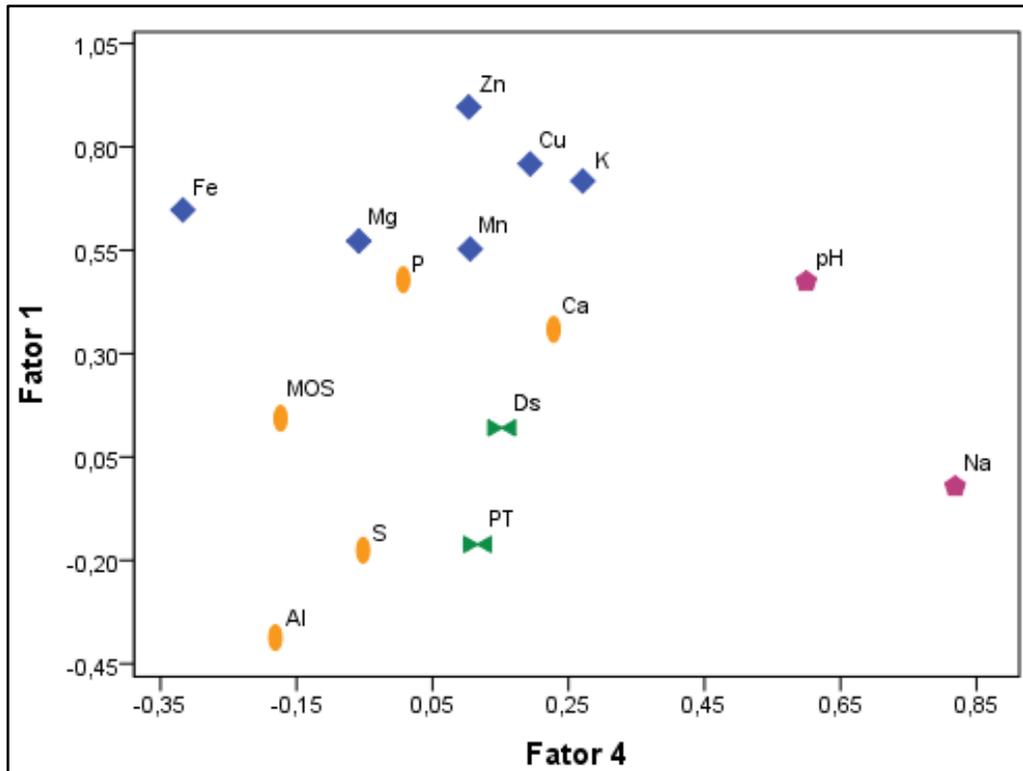
Através das cargas fatoriais (Tabela 7) é possível identificar as variáveis físicas e químicas do solo de maior destaque, ou seja, aquelas cujas associações são mais estreitas com seus respectivos fatores. Sabendo que cargas fatoriais superiores a 0,40 são consideradas aceitáveis para compor o fator extraído, optou-se neste trabalho, por restringir a contribuição das variáveis, a fim de evitar problemas de indeterminação entre as variáveis e os fatores, como explicam Figueiredo Filho e Silva Júnior (2010). Sendo assim, apenas as variáveis com cargas fatoriais superiores a 0,50, em módulo, foram contempladas pelos fatores.

Outra observação que merece destaque é que as variáveis pH, P, K, Mg e Mn apresentam estrutura complexa, ou seja, cargas fatoriais superiores a 0,40, em módulo, em mais de um fator (FIGUEIREDO FILHO; SILVA JÚNIOR, 2010). A Tabela 7 mostra que a variável pH, apresenta cargas fatoriais elevadas nos fatores 1 (F1) e 4 (F4), enquanto que as demais, apresentam-se associadas ao fator (F1) e ao fator 2 (F2). A estrutura complexa dessas variáveis pode implicar na exclusão das mesmas, uma vez que, não contribuem para a estrutura simples da análise fatorial exploratória, a qual determina que cada variável esteja relacionada com apenas um fator extraído, conforme esclarecem Schawb (2007) e Hair et al. (2009).

No entanto, como determinou-se neste trabalho que apenas as cargas fatoriais superiores a 0,5 (módulo) seriam consideradas para compor os fatores e ainda, como o intuito deste capítulo é exclusivamente analisar a interação entre as variáveis, estas variáveis cuja estrutura é complexa, foram mantidas.

Neste contexto, o fator 1 (F1) é composto pelas variáveis K, Mg, Cu, Fe, Mn e Zn. O fator 2 (F2) contempla P, S, Ca, Al e MOS. Já o fator 3 (F3) é representado por Ds e PT, e o fator 4 (F4) por pH e Na. A representação gráfica bidimensional desses fatores que ilustra o comportamento das variáveis, é mostrada na Figura 3. É possível identificar, portanto, certo agrupamento das variáveis mais semelhantes estabelecidas por cada fator.

FIGURA 3: Gráfico de dispersão das cargas fatoriais de F1 (K, Mg, Fe, Cu, Mn e Zn), F2 (P, S, Ca, Al e MOS), F3 (Ds e PT) e F4 (pH e Na), em função de F4 (eixo X) e F1 (eixo Y).



Fonte: A autora.

Manly (2004) esclarece que as cargas fatoriais elevadas demonstram como as variáveis relacionam-se com os fatores. Portanto, o fator 1 (F1) explica 37,595% da variabilidade total das variâncias e, as variáveis K, Mg, Fe, Cu, Mn e Zn são melhores relacionadas entre si (Tabela 7).

A relação positiva entre os macro (K e Mg) e micronutrientes (Fe, Cu, Mn e Zn) do solo evidenciada em F1 também foi comprovada em outras pesquisas científicas. Homen et al. (2014) ao estudarem o impacto da fertirrigação com ARS em um Latossolo Vermelho-Amarelo constataram aumento da concentração de K e Mg na camada 0,2-0,4 m de profundidade. Erthal et al. (2010), ao avaliarem a aplicação de água residuária de bovinos em Argissolo, verificaram aumento do teor de Mg na camada 0,0-0,25 m. O aumento desse teor também foi constatado na camada 0,0-0,2 m, no estudo de Cabral et al. (2011), quando avaliou-se o impacto da aplicação de ARS em Latossolo Vermelho distrófico.

Dias (2018), por sua vez, ao analisar os efeitos da aplicação de ARS em áreas de pastagem, integração lavoura-pecuária-floresta (ILPF) e sistema de plantio direto (SPD) constatou que os teores de K, Cu, Zn, Mn foram superiores ou equivalentes nas áreas de

pastagem e ILPF em comparação com o SPD. Verificou-se também, que essas variáveis apresentaram níveis mais elevados na camada 0,0-0,05 m do sistema ILPF.

Os acréscimos na concentração de Cu e Zn também foram observados por Smanhotto et al. (2010) em Latossolo cultivado com soja e submetido as dosagens 0, 100, 200 e 300 m³ ha⁻¹ de ARS. O aumento dos teores de Zn foi constatado por Cassol et al. (2011) e Veiga et al. (2012), ao analisarem as doses 50, 100 e 200 m³ ha⁻¹ de dejetos líquidos de suínos, em Latossolo Vermelho, durante seis e nove anos, respectivamente. Esta resposta também foi obtida por Scherer, Nesi e Massotti (2010), ao testarem o uso em até 25 anos de ARS, em áreas de Latossolo, Cambissolo e Neossolo, no estado de Santa Catarina.

Garcia et al. (2015) avaliando os atributos químicos de um Neossolo Fúlvico cultivado com Capim Mombaça fertirrigado com as doses 100, 200, 300 e 400 kg ha⁻¹ ano⁻¹ de ARS, no estado do Espírito Santo, constataram incremento significativo de Fe, assim como Zn, Cu e Mn, para as profundidades 10, 20, 40 e 60 cm.

A Tabela 7 mostra que o fator 2 (F2) é composto pelas variáveis P, S, Ca, Al e MOS, que explicam juntas 11,465% da variabilidade total das variâncias. É interessante ressaltar que o Al correlaciona-se inversamente ao fator, enquanto que as demais variáveis estão correlacionadas a ele e entre si de forma positiva.

O comportamento apresentado por essas variáveis também foi verificado em outros experimentos. Dias (2018) ao comparar três sistemas de manejo submetidos a diferentes tratamentos com ARS atestou a relação positiva entre os nutrientes P, S e Ca. Assmann et al. (2007) e Serafim (2010) constataram elevados teores de Ca em pastagem de *Urochloa brizantha*, em função das doses crescentes de ARS.

O comportamento análogo do Al foi encontrado por Cabral et al. (2011) em Latossolo Vermelho distrófico, na camada 0,0-0,2 m de profundidade. Esse comportamento corrobora com o que foi verificado por Homen et al. (2014) ao avaliarem a aplicação de ARS em Latossolo Vermelho-Amarelo, na camada 0,2-0,4 m; e por Erthal et al. (2010) na camada 0,0-0,25 m.

Ceretta et al. (2003) explicam que os teores de Al podem ser diminuídos em função da adição de compostos orgânicos de baixo peso molecular, provenientes da ARS, o que ilustra a relação inversa deste elemento com a MOS. O incremento de compostos orgânicos na camada superficial do solo foi constatado por Pessotto et al. (2018) ao avaliarem os atributos químicos de um Neossolo Regolítico submetido ao uso

de dejetos líquidos de suínos. Tal resultado foi comprovado nos estudos de Ceretta et al. (2003) e Smanhotto et al. (2010).

Tendo em vista que a ARS é um efluente rico em matéria orgânica, a sua aplicação no solo proporciona aumento da quantidade de microrganismos (GAMA-RODRIGUES, 2008). Nesse sentido, a atividade microbiana é potencializada até ser limitada pelo decréscimo de material a ser consumido. Guerrero, Moral e Gómez (2007) validaram esse fenômeno ao observarem teores de MOS similares nas parcelas que receberam diferentes dosagens de ARS, inclusive em parcelas não biofertilizadas. Este resultado é ratificado por Scherer, Nesi e Massotti (2010), ao mensurar a concentração de carbono orgânico no solo submetido ao uso prolongado de ARS, e nas pesquisas de Assmann et al. (2007) e Dal Bosco (2007).

O incremento de P foi validado por Berwanger, Ceretta e Santos (2008) analisando as doses 40 e 80 m³ ha⁻¹ de ARS, na camada 0,0-0,15 m, em Argissolo Vermelho eutrófico arênico. Silva et al. (2015) testando fertilizantes mineral e organomineral, em pastagem de *Brachiaria decumbens*, com as dosagens 0, 60, 120 e 180 m³ ha⁻¹ de ARS, também constataram aumento da concentração de P no solo. A mesma resposta foi obtida por Scherer, Nesi e Massotti (2010), Guardini et al. (2012) e Maggi et al. (2016) ao avaliarem as doses em função da dose aplicada e do tipo de solo.

Garcia et al. (2015) observaram que para as doses 100 e 400 kg ha⁻¹ ano⁻¹ de ARS os teores de S foram elevados na camada superficial do solo, 0,0-0,10 m de profundidade, não sendo evidenciadas diferenças significativas deste elemento em função da dosagem aplicada.

Os atributos físicos do solo, Ds e PT, compõem exclusivamente o fator 3 (F3). A relação antagônica entre estas variáveis permite caracterizar este fator como um indicador de compactação do solo.

Tormena et al. (2002) esclarecem que a porosidade do solo é a porção ocupada por água e gases, sendo determinada pela soma da macro e microporosidade. Os mesmos autores esclarecem que através do efeito da capilaridade, os microporos retêm água, e são responsáveis pelo seu armazenamento no solo. Em contrapartida, os macroporos quando saturados, perdem água; e estão relacionados à aeração e a infiltração de água no solo. Por sua vez, a Ds é expressa pela relação entre a massa de solo seco e o volume total do solo, que abrange tanto o volume de sólidos como o volume de poros. Dessa maneira, o espaço poroso do solo é inversamente proporcional

à Ds (TORMENA et al., 2002). Portanto, quanto maior a Ds, menor a PT. Tais definições explicam a correlação de F3 direta com a variável Ds e inversa com PT.

Castro Filho, Costa e Caviglione (2003) verificaram em solo argiloso submetido a doses crescentes de dejetos líquidos de suínos melhores condições de agregação do solo, aumento da taxa de infiltração de água, bem como a redução de processos erosivos e de escoamento superficial. Mecabô Júnior (2013) também obteve resoluções positivas sobre os atributos físicos do solo, evidenciando redução da Ds e aumento da macroporosidade e da estabilidade dos agregados do solo, em Nitossolo Bruno tratado com diferentes doses de dejetos líquidos de suínos.

Já o fator 4 (F4), composto pelas variáveis pH e Na, explica 7,678% da variância total. Ceretta et al. (2003) explicam que é provável uma alteração mínima do pH quando considera-se a aplicação de dejetos líquidos de suínos em solos altamente tamponados. No entanto, diversos estudos não comprovaram diferenças significativas deste parâmetro em função dos tratamentos com ARS. Homen et al. (2014) ao aplicarem as doses 0, 50, 100 e 150 m³ ha⁻¹ ano⁻¹ de ARS, em Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico nas camadas 0,0-0,2 m e 0,2-0,4 m de profundidade, não constataram diferenças significativas entre as doses aplicadas e o pH. O mesmo resultado foi obtido por Cassol et al. (2012), ao investigarem a disponibilidade de nutrientes e o rendimento da cultura do milho em Latossolo, fertilizado com resíduo líquido de suíno nas doses 0, 25, 50, 100 e 200 m³ ha⁻¹.

Em contrapartida, foi comprovado incremento de Na nos estudos de Scherer, Nesi e Massotti (2010); Homen et al. (2014) e Pessotto et al. (2018), em função da aplicação de doses crescentes de ARS. Estes autores justificam esse resultado devido à presença de cloreto de sódio (NaCl) na ração dos animais, que é adicionado por funcionar como agente palatilizante, e conseqüentemente, é encontrado na ARS.

A grande concentração de Na constatado por estes autores, ou ainda, o elevado teor verificado na área experimental, como é o caso desta pesquisa, pode implicar em alterações irrisórias no pH, como explicam Ceretta et al. (2003) e Homen et al. (2014).

Os resultados encontrados em pesquisas científicas que avaliam os efeitos da aplicação da ARS em sistemas produtivos, de maneira geral, corroboram para a distribuição das variáveis encontradas neste trabalho, a qual contempla relações diretamente proporcionais entre os nutrientes do solo e antagônica para Al, principalmente.

Figueiredo Filho e Silva Júnior (2010) explicam que os critérios sobre a quantidade de fatores que devem ser extraídos são subjetivos. No entanto, Hair et al. (2009) indicam que a explicação de 60% da variância das variáveis originais é um valor aceitável. Neste trabalho percebe-se que os quatro fatores explicam juntos 66,615% da variância, o que permitiria a avaliação das variáveis associadas a estes sem prejuízos a interpretação. Por outro lado, Reis (2001) e Silva e Padovani (2006), sugerem explicação mínima de 70% enquanto, Rencher (2002) indica valores superiores a 80%.

Hair et al. (2009) esclarecem que outro critério a ser considerado para a extração dos fatores é a consideração dos autovalores superiores a uma unidade, para que no mínimo, sejam explicadas a variância de uma variável. Logo, para este trabalho serão considerados todos os fatores extraídos. O percentual relativamente baixo da explicação gerada pelos fatores pode ser justificado em função da grande quantidade de variáveis analisadas e de suas baixas correlações.

Como o intuito deste capítulo é examinar quais as variáveis que mais se destacam nos fatores extraídos e como elas associam-se entre si, não foram realizadas adequações dos dados amostrais, como segregações quanto às áreas experimentais, as dosagens aplicadas e as profundidades do solo. Tampouco, a exclusão de variáveis que não se adequaram aos pressupostos da análise fatorial exploratória, como explicam Figueiredo Filho e Silva Júnior (2010), para pesquisas mais conservadoras.

5. CONCLUSÃO

De acordo com a análise fatorial exploratória quatro fatores foram obtidos, explicando 66,615% da variância das variáveis originais. O fator F1 associou-se ao K, Mg, Cu, Fe, Mn e Zn. As variáveis P, S, Ca, Al e MOS contemplaram F2. Os atributos físicos do solo (PT e Ds) relacionaram-se a F3. Já o pH e o Na associaram-se a F4.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, L. S.; GUIMARÃES, E. C. Geoestatística como ferramenta para o manejo sustentável da fertilidade do solo na cafeicultura. **Revista de Ciências Agrárias**, [s.l.], v. 59, n. 4, p. 370-377, out./dez. 2016. DOI: <https://doi.org/10.4322/rca.2453>.

Disponível em: <http://doi.editoracubo.com.br/10.4322/rca.2453>. Acesso em 28 nov. 2018.

ASSMANN, T. S. *et al.* Desempenho da mistura forrageira de aveia-preta mais azevém e atributos químicos do solo em função da aplicação de esterco líquido de suínos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 31, n. 6, p. 1515-1523, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832007000600028>. Disponível em: <https://www.redalyc.org/pdf/1802/180214061028.pdf>. Acesso em: 05 ago. 2018.

BERWANGER, A. L.; CERETTA, C. A.; SANTOS, D. R. Alterações no teor de fósforo no solo com aplicação de dejetos líquidos de suínos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, n. 6, p. 2525-2532, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832008000600029>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832008000600029&lng=pt&nrm=iso. Acesso em: 14 nov. 2018.

BRANCAGLIONI, V. A. **Abordagem multivariada exploratória da emissão de CO₂ do solo em áreas agrícolas**, 2017. 122 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”, Botucatu, São Paulo, 2017.

CABRAL, J. R. *et al.* Impacto da água residuária de suinocultura no solo e na produção de capim- elefante. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.15, n. 8, p.823-831, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S141543662011000800009>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-43662011000800009&lng=en&nrm=iso. Acesso em 05 mai. 2018.

CASSOL, P. C. *et al.* Disponibilidade de macronutrientes e rendimento de milho em Latossolo fertilizado com dejetos suíno. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 36, n. 6, p. 1911-1923, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832012000600025>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832012000600025&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 15 dez. 2018.

CASTRO FILHO, C.; COSTA, M. A. T.; CAVIGLIONE, J. H. Potencial fertilizante e alterações físicas nos solos decorrentes da utilização do chorume suíno. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 19, 2003, Ribeirão Preto. **Anais [...]**. Ribeirão Preto: SBCS/UNESP, 2003.

CERETTA, C. A. *et al.* Características químicas de solo sob aplicação de esterco líquido de suínos em pastagem natural. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 38, n. 6, p. 729-735, 2003. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/00D/pab/v38n6/18222.pdf>. Acesso em 05 mai. 2018.

CONDÉ, M. S. *et al.* Influência da aplicação de águas residuárias de criatórios de animais no solo: atributos químicos e físicos. **Revista Brasileira de Agropecuária Sustentável**. Viçosa, MG, v. 2, n. 1, p. 99-106, 2013. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/ojs/rbas/article/view/2662>. Acesso em: 14 out. 2018.

DAL BOSCO, T. C. **Poluição difusa decorrente da aplicação de água residuária da suinocultura em solo cultivado com soja sob condições de chuva simulada**. 2007.

Dissertação (Mestrado em Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascavel, 2007.

DAMÁSIO, B. F. Uso da análise fatorial exploratória em psicologia. **Avaliação Psicológica**: Interamerican Journal of Psychological Assessment, Porto Alegre, v. 11, n. 2, p. 213-228, 2012. Disponível em: https://scholar.google.com/scholar?hl=pt-BR&as_sdt=0%2C5&q=DAM%2C%81SIO%2C+B.+F.+Uso+da+an%2C%20Alise+fatorial+explorat%2C%20B3ria+em+psicologia.+Avalia%2C%A7%2C%A3o+Psicol%2C%B3gica%3A+Interamerican+Journal+of+Psychological+Assessment%2C+v.+11%2C+n.+2%2C+p.+213-228%2C+2012.&btnG=. Acesso em 5 jan. 2019.

DIAS, D. C. P. **Água residuária de suinocultura como alternativa para fertilização do solo no cerrado**. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2018.

DONAGEMA, G. K. *et al.* **Manual de métodos de análise de solos**. 2. ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2011. 230p. (Embrapa Solos. Documentos, 132).

ERTHAL, V. J. T. et al. Alterações físicas e químicas de um Argissolo pela aplicação de água residuária de bovinocultura. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 14, n. 5, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-43662010000500003>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-43662010000500003&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 10 dez. 2018.

FERREIRA, D. F. **Estatística multivariada**. 1. ed. Lavras: UFLA, 2008. 662 p.

FIELD, A. **Descobrimo a Estatística usando SPSS**. Porto Alegre: Artmed, 2009.

FIGUEIREDO FILHO, D. B.; SILVA JÚNIOR, J. A. Visão além do alcance: uma introdução à análise fatorial. **Opinião Pública**, Campinas, v. 16, n. 1, p. 160-185, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0104-62762010000100007>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-62762010000100007&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 14 dez. 2018.

GAMA-RODRIGUES, E.F.; GAMA-RODRIGUES, A.C. Biomassa microbiana e ciclagem de nutrientes. *In*: SANTOS, G. A.; SILVA, L. S.; CANELLAS, L. P.; CAMARGO, F. A. O. (ed.) **Fundamentos da matéria orgânica do solo ecossistemas tropicais e subtropicais**. 2. ed. Porto Alegre: Metrópole, 2008. p.159-170.

GARCIA, G. de O. *et al.* Atributos químicos de um Neossolo cultivado com Capim Mombaça fertirrigado com água residuária da suinocultura. *In*: CONGRESSO NACIONAL DE IRRIGAÇÃO E DRENAGEM, 25., 2015. São Cristóvão, SE. **Anais [...]**. São Cristóvão, SE: UFS, 2015.

GARSON, G. D. Testing of assumption from Statnotes: topics in multivariate analysis. 2014. Disponível em: <https://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/statnote.htm>. Acesso em 01 de fev de 2019.

GIACOMINI, S. J.; AITA, C. Cama sobreposta e dejetos líquidos de suínos como fonte de nitrogênio ao milho. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, n. 1, p.

195-205, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832008000100019>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832008000100019&lng=pt&tlng=pt. Acesso em 05 mai. 2018.

GUARDINI, R. *et al.* Phosphorus accumulation and pollution potential in a hapludult fertilized with pig manure. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 36, n. 4, p. 1333-1342, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832012000400027>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832012000400027&lng=en&nrm=iso. Acesso em 15 dez. 2018.

GUERRERO, C.; MORAL, R.; GÓMEZ, I. Microbial biomass and activity of na agricultural soil amended with the solid phase of pig slurries. **Bioresource Technology**, [s.l.], v. 98, n. 17, p. 3259-3264, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biortech.2006.07.015>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S096085240600304X?via%3Dihub>. Acesso em 20 dez. 2018.

HAIR, J. F. *et al.* 2009. **Análise multivariada de dados**. Porto Alegre: Bookman, 2009. 688p.

HOMEN, B. G. C. *et al.* Efeito do uso prolongado de água residuária de suinocultura sobre as propriedades químicas e físicas de um Latossolo Vermelho-Amarelo. **Científica**, Jaboticabal, v. 42, n. 3, p.299-309, 2014. DOI: <https://doi.org/10.15361/1984-5529.2014v42n3p299-309>. Disponível em: <http://cientifica.org.br/index.php/cientifica/article/view/507/349>. Acesso em 15 nov. 2018.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. 6. (ed.). New Jersey: Prentice Hall, 2007.

KAPLUNOVSKY, A. S. Factor analysis in environmental studies. **HAIT Journal of Science and Engineering**. B, [s.l.], v. 2, n. 1-2, p.54-94, 2005. Disponível em: <https://pdfs.semanticscholar.org/0682/8c12b924da123db29a8f319b63aec8b09024.pdf>. Acesso em 15 nov. 2018.

LORENZO-SEVA, U.; TIMMERMAN, M. E.; KIERS, H. A. **The Hull method for selecting the number of common factors**. *Multivariate Behavioral Research*, [s.l.], v. 46, n. 2, p. 340-364, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.564527>. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00273171.2011.564527>. Acesso em: 18 nov. 2018.

MAGGI, C. F. *et al.* Impacto da aplicação de água residuária de suinocultura no percolado e no solo cultivado com soja. **Revista Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 33, n. 3, p. 279-290, 2016.

MANLY, B. J. F. **Multivariate Statistical Methods: Primer**. USA: Chapman and Hall, Hall/CRC, 2004. 207p.

MECABÔ JÚNIOR, J. **Influência de uma aplicação de dejetos líquidos de suínos sobre atributos do solo e erosão hídrica em um nitossolo bruno**. 2013. Dissertação (Mestrado em Manejo do Solo) - Universidade do Estado de Santa Catarina, Lages, 2013.

MEDEIROS, L.T. *et al.* Produção e qualidade da forragem de capim-marandu fertilizada com dejetos líquidos de suínos. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 36, n. 2, p. 309-318, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1516-35982007000200006>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1516-35982007000200006&lng=pt&tlng=pt. Acesso em 15 set. 2017.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma Abordagem Aplicada**. Belo Horizonte - MG: Editora UFMG, 2005. 295p.

PALLANT, J. **SPSS survival manual: A step by step guide to data analysis using SPSS for Windows (3ed.)**. New York, NY: McGraw-Hill, 2007.

PATIL, V. H. *et al.* Efficient theory development and factor retention criteria: Abandon the ‘eigenvalue greater than one’ criterion. **Journal of Business Research**, [s.l.], v. 61, n. 2, p. 162–170, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2007.05.008>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S014829630700152X?via%3Dihub>. Acesso em 14 set. 2018.

PESSOTTO, P. P. *et al.* Atributos químicos de um Neossolo Regolítico sob uso de dejetos de suínos. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 17, n. 3, p. 408-416, 2018. DOI: <https://doi.org/10.5965/223811711732018408>. Disponível em: <http://www.revistas.udesc.br/index.php/agroveterinaria/article/view/9192>. Acesso em 12 dez. 2018.

REIS, E. **Estatística Multivariada Aplicada**. Lisboa: Edições Sílabo, 2001. 343 p.

RENCHEER, A. C. **Methods of multivariate analysis**. New York: John Wiley, 2002. 708p. DOI: <https://doi.org/10.1002/0471271357>. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/book/10.1002/0471271357>. Acesso em 13 dez. 2018.

RENCHEER, A. C.; CHRISTENSEN, W. F. **Methods of multivariate analysis**. 3. ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1002/9781118391686>. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/book/10.1002/9781118391686>. Acesso em 15 dez. 2018.

SANTOS, H. G. *et al.* **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília: Embrapa. 353p, 2013.

SCHWAB, C. R. **Quantitative and Molecular Genetic Components of Selection for Intramuscular Fat in Duroc Swine**. 2007. Tese (Doutorado) – Iowa State University, Ames, IA, 2007.

SCHERER, E. E.; NESI, C. N.; MASSOTTI, Z. Atributos químicos do solo influenciados por sucessivas aplicações de dejetos de suínos em áreas agrícolas de Santa Catarina. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 34, n. 4, p. 1375-1383, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832010000400034>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832010000400034&lng=pt&tlng=pt. Acesso em: 10 mar. 2018.

SERAFIM, R. S. **Produção e composição química da Brachiaria brizantha cv. Marandú adubada com água residuária de suinocultura.** 2010. Tese (Doutorado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Jaboticabal, 2010.

SILVA, N. R.; PADOVANI, C. R. Utilização de componentes principais em experimentação agrônômica, **Energia na Agricultura Botucatu**, Botucatu, v. 21, n. 4, p. 98-113, 2006. Disponível em: http://www.fca.unesp.br/CD_REVISTA_ENERGIA_vol8/vol21n42006/artigos/Nilza%20Regina%20da%20Silva.pdf. Acesso em: 15 set. 2018.

SILVA, A. de A. *et al.* Fertilização com dejetos suínos: influência nas características bromatológicas da Brachiaria decumbens e alterações no solo. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 35, n. 2, p. 254-265, abr. 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1809-4430-Eng.Agric.v35n2p254-265/2015>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-69162015000200254&lng=pt&nrm=iso. Acesso em: 12 set. 2018.

SMANHOTTO, A. *et al.* Cobre e zinco no material percolado e no solo com a aplicação de água residuária de suinocultura em solo cultivado com soja. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 30, p. 347-357, 2010. DOI: https://doi.org/10.1590/S0100_69162010000200017. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-69162010000200017&lng=pt&lng=pt. Acesso em: 10 jan. 2018.

TABACHNICK, B. G.; FIDELL, L. S. **Using multivariate statistics.** 6. ed. Boston, Ma, Pearson, 2013.

TORMENA, C. A. *et al.* Densidade, porosidade e resistência à penetração em Latossolo cultivado sob diferentes sistemas de preparo do solo. **Scientia agrícola**, Piracicaba, v. 59, n. 4, p. 795-801, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-90162002000400026>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-90162002000400026&lng=pt&nrm=iso. Acesso em: 15 mar. 2018.

VEIGA, M. *et al.* Chemical attributes of a Hapludox soil after nine years of pig slurry application. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 47, n. 12, p. 1766-1773, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2012001200013>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-204X2012001200013&lng=en&nrm=iso. Acesso em 15 nov. 2018.

ZELLER, R. A.; E. G. CARMINES. **Measurement in the Social Sciences. the Link Between Theory and Data.** New York: Cambridge University Press, 1980.

CAPÍTULO III: Otimização de resposta da matéria orgânica do solo em sistema silvipastoril biofertilizado com água residuária da suinocultura

RESUMO

A metodologia de otimização de resposta é uma ferramenta interessante para avaliar o comportamento da matéria orgânica do solo (MOS), um atributo com estreita relação com parâmetros físico-químicos e biológicos do solo e indicador de qualidade do mesmo. Além disso, o interesse em compreender melhor sua dinâmica potencializa-se por sua influência sobre os estoques de carbono no solo e sua relação com as mudanças climáticas. Sob essa perspectiva, o presente trabalho objetiva analisar a dinâmica da MOS em função das características físico-químicas do solo, bem como definir o cenário de sua máxima expressão em um modelo sustentável. Para isso, a pesquisa foi desenvolvida em sistemas silvipastoris (SSP), biofertilizados com água residuária da suinocultura (ARS) com as doses 0, 200, 400, 600 e 800 m³ ha⁻¹, nas camadas 0,0-0,2 m (X) e 0,2-0,4 m (Y). As áreas experimentais (pastagem solteira - PS, e SSP, em linha simples - LS, e linha dupla - LD), estão localizadas na Fazenda Bonsucesso, no município de Uberlândia, em Minas Gerais, cujo solo é classificado como Latossolo Vermelho Amarelo distrófico típico. Com a técnica de aninhamento dos fatores (Área, Profundidade e Tratamento) constatou-se que em todas as associações entre dois fatores, o sódio, o cálcio e o alumínio apresentaram-se significativos e diretamente proporcionais ao comportamento da MOS; sendo o potássio, por outro lado, o único elemento cujo comportamento causa efeito contrário a dinâmica da MOS. Nas interações duplas, observou-se ainda que a profundidade X, a dose 400 m³ ha⁻¹ e a área LS mostraram-se significativos e positivos enquanto que, a profundidade Y, a dose 800 m³ ha⁻¹ e as áreas PS e LD evidenciaram-se negativos. Já nos aninhamentos entre três fatores verificou-se apenas os nutrientes cálcio e potássio como significativos, direta e indiretamente proporcionais a MOS, respectivamente. Além disso, as combinações triplas revelaram que a profundidade X e a área LS são significativas e positivas aos teores de MOS; e em contrapartida, a profundidade Y, as áreas LD e PS e a dose 800 m³ ha⁻¹ são indiretamente proporcionais à concentração de MOS. Os resultados obtidos permitem concluir que os aninhamentos triplos são mais robustos por considerarem todas as situações experimentais e, por isso, complementam, confirmando ou contradizendo as informações obtidas pelas associações entre dois fatores. Com a aplicação da técnica de otimização de resposta determinou-se que o cenário de máxima expressão da MOS resulta da interação da área LS, com a dose 600 m³ ha⁻¹ de ARS, na profundidade X, o que valida os resultados obtidos nos Modelos Lineares Generalizados (GLMs) gerados.

Palavras-chave: modelo linear generalizado, aninhamento, maximização de resposta.

ABSTRACT

The response optimization methodology is an interesting tool to evaluate the behavior of soil organic matter (MOS), an attribute that is closely related to soil physicochemical and biological parameters and it is a quality indicator. In addition, the interest in better understanding its dynamics is enhanced by its influence on soil carbon stocks and their relationship to climate change. From this perspective, the present work aims to analyze the dynamics of MOS as a function of soil physicochemical characteristics, as well as to define the scenario of its maximum expression in a sustentable model. For this, the research was carried out in silvopastoral (SSP) systems, biofertilized with swine wastewater (ARS) at doses 0, 200, 400, 600 and 800 m³ ha⁻¹, in the layers 0,0-0,2 m (X) and 0,2-0,4 m (Y). The experimental areas (single pasture - PS, and SSP, in single line - LS, and double line - LD), are located at Fazenda Bonsucesso, in the municipality of Uberlândia, Minas Gerais, whose soil is classified as typical dystrophic Red Yellow Latosol. With the factor nesting technique (Area, Depth and Treatment) it was found that in all associations between two factors, sodium, calcium and aluminum were significant and directly proportional to the behavior of MOS; potassium, on the other hand, is the only element whose behavior causes an opposite effect to MOS dynamics. In the double interactions, it was also observed that the depth X, the dose 400 m³ ha⁻¹ and the LS area were significant and positive, while the depth Y, the dose 800 m³ ha⁻¹ and the PS and LD areas showed become negative. In the nesting between three factors, only the calcium and potassium nutrients were found to be significant, directly and indirectly proportional to MOS, respectively. Furthermore, the triple combinations revealed that depth X and LS area are significant and positive to MOS contents; and in contrast, depth Y, LD and PS areas and 800 m³ ha⁻¹ dose are indirectly proportional to the concentration from MOS. The results allow us to conclude that the triple nesting is more robust because it considers all experimental situations and, therefore, complement, confirming or contradicting the information obtained by the associations between two factors. With the application of the response optimization technique it was determined that the scenario of maximum expression of MOS results from the interaction of the LS area with the 600 m³ ha⁻¹ dose of ARS, at depth X, which validates the results obtained in the Generalized Linear Models (GLMs) generated.

Keywords: generalized linear model, nestedness, response maximization.

1. INTRODUÇÃO

A matéria orgânica do solo (MOS) é constituída por componentes vivos e não vivos e representa o maior compartimento de estoque de carbono nos ecossistemas terrestres (PRIMO; MENEZES; SILVA, 2011). Diversos estudos comprovam a influência significativa da MOS sobre os parâmetros físicos, químicos e biológicos do solo e a sua sensibilidade às alterações, o que a qualifica como um indicador de qualidade dos solos (BAYER et al., 2006; PRIMO; MENEZES; SILVA, 2011).

Diversas são as interferências da MOS sobre as propriedades físico-químicas do solo, as quais citam-se a retenção de cátions, complexação de micronutrientes e elementos tóxicos, aeração, retenção de água, fornecimento de nutrientes, agregação e estabilidade da estrutura. É, portanto, um parâmetro que condiciona a qualidade do solo (LOURENTE et al., 2011; PRIMO; MENEZES; SILVA, 2011; VILELA; MENDONÇA, 2013). Dessa maneira, é evidente a sua relevância sobre o potencial produtivo das atividades agrícolas. Os inúmeros benefícios proporcionados pela MOS, principalmente quando relacionados com o aumento da produtividade, justificam a adoção de práticas de manejo que favoreçam seu incremento e sua manutenção dos seus teores como, por exemplo, os sistemas agroflorestais (SIX et al., 2006; VILELA; MENDONÇA, 2013).

Portanto, práticas conscientes e conservacionistas de manejo do solo têm sido desenvolvidas sob as prerrogativas da incorporação da matéria orgânica a respeito do estoque de carbono no solo e a conseqüente redução das emissões de gases de efeito estufa (GEEs). Sob a perspectiva das mudanças climáticas, diversos estudos têm comprovado a relação do ciclo do carbono com eventos climáticos extremos (SENEVIRATNE et al., 2012; SCHWALM et al., 2012; DINSMORE; BILLET; DYSON, 2013; REICHSTEIN et al., 2013; FRANK et al., 2015), o que reforça a importância de pesquisas sobre o entendimento da dinâmica da MOS.

No sentido de compreender melhor o comportamento da MOS frente às variáveis ambientais, a metodologia de otimização de respostas evidencia-se como um instrumento interessante que permite identificar a melhor combinação possível das variáveis estudadas, e a partir disso, determinar a ótima expressão da variável de interesse. A grande vantagem dos modelos de otimização está atribuída ao fato de que, quando determinadas as variáveis principais (condições climáticas, atributos físico-químicos de solo, cobertura vegetal, entre outras), projeções a respeito do acúmulo de

MOS podem ser realizadas. Outra utilidade desta técnica é subsidiar a adoção de medidas que favoreçam a manutenção e o acúmulo da MOS (LEITE; MENDONÇA, 2007; VILELA; MENDONÇA, 2013).

A presente pesquisa objetiva, portanto, avaliar a ótima capacidade de resposta da MOS em um sistema silvipastoril biofertilizado com água residuária da suinocultura, por meio de modelos lineares generalizados e da técnica de otimização de resposta. O estudo foi conduzido na Fazenda Bonsucesso, localizada no município de Uberlândia, em Minas Gerais, após o primeiro ano de aplicação de diferentes dosagens de biofertilizante (0, 200, 400, 600, e 800 m³ ha⁻¹), em três áreas experimentais: pastagem solteira, e sistema silvipastoril, em linha simples e dupla, com consórcio de *Corymbia citriodora* e pastagem de *Urochloa decumbens*.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Modelo Linear Generalizado (GLM)

Em situações observacionais ou experimentais com o objetivo de estudar a influência que uma ou mais variáveis (explicativas) possuem sobre uma variável de interesse (resposta) opta-se por aplicar métodos estatísticos de regressão (CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2013). O Modelo Linear Generalizado (*Generalized Linear Models - GLM*), introduzido por Nelder e Wedderburn em 1972, consiste em um modelo de regressão linear cuja variável resposta segue distribuição da família exponencial. Os GLMs abrangem modelos de análise de variância e covariância, modelos de regressão linear clássico, logística, de Poisson, além de modelos log-lineares para tabelas de contingência, modelos probit para estudos de proporções, entre outros (MCCULLAGH; NELDER, 2019).

Turkman e Silva (2000) esclarecem que os GLMs têm se destacado como análise estatística por abranger diversos modelos e pela facilidade de análise dos dados. No entanto, algumas ressalvas ainda são consideradas sobre esse modelo acerca da estrutura de linearidade, distribuições restritas à família exponencial e à imposição da independência das respostas.

Como uma extensão dos modelos lineares, os GLMs apresentam-se na forma geral $Y = Z\beta + \varepsilon$, onde Z é uma matriz, de dimensões $n \times p$, associada a um vetor $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)^T$ e, ε representa o vetor dos erros aleatórios. Sendo assim, $E(Y|Z) = \mu$, com $\mu = Z\beta$, o valor esperado da variável resposta é uma função linear das covariáveis (TURKMAN; SILVA, 2000). Segundo McCullagh e Nelder (2019), a família exponencial na forma uniparamétrica é expressa por:

$$f(x; \theta) = h(x) \exp[\eta(\theta) t(x) - b(\theta)] \quad (1)$$

Sendo que $\eta(\theta)$, $b(\theta)$, $t(x)$ e $h(x)$ são funções que possuem valores em subconjuntos dos reais e que $\eta(\theta)$, $b(\theta)$ e $t(x)$ não são únicas, ou seja, podem ser divididas e multiplicadas pela mesma constante.

Quando $\eta(\theta)$ e $t(x)$ passam a ser iguais à função identidade, a família exponencial na forma canônica pode ser representada por: $f(x; \theta) = h(x) \exp[\theta x - b(\theta)]$, sabendo que o parâmetro canônico é representado por θ ; conforme explicam Cordeiro e Demétrio (2013).

Nelder e Wedderburn (1972) esclarecem que os GLMs possuem em sua estrutura uma componente aleatória (variável resposta), um componente estrutural (variáveis explicativas ou exploratórias), também denominado de sistemático e a função de ligação. O componente aleatório Y_1, \dots, Y_n , desse modelo, é definido a partir da família exponencial uniparamétrica, quais sejam a normal, binomial, binomial negativa, gama, normal inversa e de Poisson, em sua forma canônica, considerando também um parâmetro $\phi > 0$, e médias μ_1, \dots, μ_n . Cordeiro e Demétrio (2013) afirmam que Nelder e Wedderburn (1972), com essa definição, abrangem distribuições biparamétricas ao componente aleatório do GLM.

Ao considerar que $b(\theta_i)$ e $c(y_i, \phi)$ são funções reais conhecidas, θ_i é o parâmetro escalar canônico e $i = 1, 2, \dots, n$. A função densidade de probabilidade, ou seja, a função da família de distribuições é dada por:

$$f(y_i; \theta_i; \phi) = \exp\{\theta^{-1}[y_i, \theta_i - b(\theta_i)] + c(y_i, \phi)\} \quad (2)$$

A partir dessa função de distribuição é possível estimar o valor esperado e a variância da família, respectivamente como:

$$E(Y) = \mu = b'(\theta) \quad (3)$$

$$\text{Var}(Y_i) = \phi b''(\theta) \quad (4)$$

Cordeiro e Demétrio (2013) esclarecem que ϕ é o parâmetro de dispersão do modelo e o seu inverso ϕ^{-1} é uma medida de precisão. Os mesmos autores explicam

que a função $\theta = q(\mu)$ relaciona o parâmetro canônico (θ) com a média (μ) e, a função de variância é definida por $b''(\theta) = V(\mu)$. Dessa maneira, o parâmetro canônico é representado por:

$$\theta_i = \int V_i^{-1} d\mu_i = q(\mu_i) \quad (5)$$

O componente sistemático do GLM, segundo McCullagh e Nelder (2019) e Cordeiro e Demétrio (2013), é representado a partir da soma linear dos efeitos das variáveis explicativas, na forma:

$$\eta_i = \sum_{r=1}^p x_{ir} \beta_j = x_i^T \beta \quad \text{ou} \quad \eta = X\beta \quad (6)$$

Sendo que $X = (x_1, \dots, x_n)^T$ representa a matriz do modelo, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)^T$ o vetor de parâmetros e $\eta = (\eta_1, \dots, \eta_n)^T$, o preditor linear.

Por fim, a função de ligação, de acordo com McCullagh e Nelder (2019) e Cordeiro e Demétrio (2013) relaciona o componente aleatório (μ) ao preditor linear (η), podendo ser expressa como:

$$\eta_i = g(\mu_i) \quad (7)$$

sendo que $g(\mu_i)$ é uma função monótona e diferenciável (NELDER; WEDDERBURN, 1972; CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2013).

Quando $\mu = \theta$, tem-se a função de ligação linear, ou identidade, representativa do modelo clássico de regressão. Enquanto que, quando $g(\mu_i) = \theta_i$, a função de ligação é canônica (MCCULLAGH; NELDER, 2019; CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2013).

McCullagh e Nelder (2019) explicam que os modelos canônicos, ou seja, aqueles com função de ligação canônica configuram-se, geralmente, com estatísticas mais desejáveis, principalmente em casos com pequenas amostras, visto que apresentam vantagens teóricas e estatísticas. Todavia, essa conveniência não implica que os efeitos sistemáticos do modelo devam ser considerados na padronização destas funções.

De acordo com McCullagh e Nelder (2019) e Cordeiro e Demétrio (2013), o sentido “generalizado” do GLM é explicado pela diversidade de distribuições que a variável resposta pode assumir, e ao fato de que uma função não-linear atende ao conjunto linear de parâmetros e associa a média dessa variável às demais partes do modelo. Nesse sentido, ressalta-se que a distribuição para a variável resposta do GLM representa os dados estudados e não a distribuição para o erro aleatório (ε), visto que, diferente dos modelos clássicos de regressão, não há aditividade entre a média (μ) e o erro aleatório (MCCULLAGH; NELDER, 2019).

McCullagh e Nelder (2019) apontam, portanto, que o equilíbrio entre a matriz do modelo, a distribuição da variável resposta e a função de ligação é fundamental para a consistência e eficiência do GLM. Cordeiro e Demétrio (2013) complementam que o GLM, por abordar a família de distribuições do tipo exponencial, permite analisar dados que apresentem assimetria, que sejam restritos a um intervalo do conjunto dos reais e dados discretos ou contínuos.

Segundo Cordeiro e Demétrio (2013), a escolha da matriz do modelo é relevante por esta representar matematicamente a configuração do fenômeno em estudo. Para a matriz $X = \{x_{ir}\}$, de posto completo, com dimensões $n \times p$, tem-se que x_{ir} é o componente que indica a presença ou a ausência de um nível de um fator categorizado, ou ainda o valor de uma covariável quantitativa (MCCULLAGH; NELDER, 2019).

Para a escolha da função de ligação, Cordeiro e Demétrio (2013) explicam que as mais usuais são as funções potência, logística e probito; mas destaca que para esta etapa é importante considerar o objetivo do estudo a ser atendido pelo GLM. Os autores afirmam ainda que diversas funções de ligação podem ser apresentadas para o modelo, a depender das observações.

De acordo com McCullagh e Nelder (2019), três etapas devem ser consideradas na aplicação do modelo GLM, quais sejam: a formulação dos modelos, o ajustamento dos modelos e a seleção e validação dos modelos.

Para a formulação do modelo, devem ser escolhidas: a distribuição da variável resposta, as covariáveis e a função de ligação (CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2013). A investigação antecipada dos dados justifica-se pela possível necessidade de transformação dos mesmos para a escolha mais adequada da família de distribuições. Para a escolha das covariáveis é necessário considerar como as variáveis qualitativas serão tratadas. A escolha da função de ligação, não deve ser determinada apenas pela conveniência matemática, mas sim pela associação de fatores, tais como: a análise prévia detalhada dos dados, a distribuição dos erros, e a interpretação satisfatória do modelo (MCCULLAGH; NELDER, 2019).

A etapa de ajuste do modelo contempla a realização de inferências sobre o mesmo, que permeiam as estatísticas de razão de máxima verossimilhança, estatística de Wald e estatística de Escore (PAULA, 2013). O método da máxima verossimilhança é bastante utilizado tanto para estimar os coeficientes de regressão quanto para testar hipóteses sobre esses coeficientes e as covariáveis do modelo, além dos parâmetros de qualidade do ajustamento (CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2013).

Turkman e Silva (2000) definem que a problemática da seleção do modelo baseia-se na busca do modelo que apresente bom ajustamento, parcimônia e interpretação. Sob essas premissas, espera-se encontrar um modelo que, com o menor número de variáveis explicativas, possibilite boa interpretação da situação-problema, com ajuste satisfatório dos dados (MCCULLAGH; NELDER, 2019). Tendo em vista o elevado número de covariáveis a serem consideradas no GLM, é possível elencar diversos modelos que expliquem suas interações, por exemplo, o maximal; completo ou saturado, nulo, minimal e corrente, segundo McCullagh e Nelder (2019).

Conforme explicam McCullagh e Nelder (2019), o modelo maximal é o mais complexo justamente por contemplar todas as variáveis e suas interações para explicar o fenômeno estudado, e todos os demais modelos, que excluem determinadas variáveis, são derivados deste. Os mesmos autores enfatizam também que raramente é possível considerar a existência de um único modelo melhor para a situação, visto que a seleção dos mesmos, parte do equilíbrio entre as combinações das covariáveis e os resíduos.

A análise de resíduos apresenta-se como ferramenta importante para avaliar a qualidade do ajuste proporcionado pelo modelo, bem como justificar a escolha da função de ligação e dos componentes do preditor linear (MCCULLAGH; NELDER, 2019; CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2013). Os resíduos exprimem, portanto, a discrepância, isto é, a distância entre os valores dos dados reais e os valores ajustados propostos pelo modelo (MCCULLAGH; NELDER, 2019). Williams (1987) complementa que é interessante na etapa de análise dos resíduos que esses sejam padronizados e reduzidos, assim, apresentam variância unitária e constante, além de aproximada distribuição normal. McCullagh e Nelder (2019) esclarecem que as representações gráficas são alternativas informais de análises de resíduos que visam identificar discrepâncias tanto na componente sistemática quanto na componente aleatória.

Por outro lado, algumas estratégias são empregadas para verificar a existência de desvios isolados do modelo, ou seja, a existência de parâmetros mal ajustados. Análises criteriosas acerca dessas observações que não seguem o padrão das demais e são realizadas sob três princípios (MCCULLAGH; NELDER, 2019).

McCullagh e Nelder (2019) definem a repercussão (*leverage*) como primeiro princípio. A repercussão calcula o efeito que a observação tem nos valores preditos, indicando sua interferência no modelo. Os autores ressaltam que uma observação

extrema, ou seja, com valores elevados para uma ou mais covariáveis, não apresentam necessariamente a repercussão elevada se o seu peso for pequeno.

O segundo princípio é a influência. McCullagh e Nelder (2019) explicam que caso a observação sofra pequenas alterações ou ainda, seja excluída do modelo, e isso proporcione alterações significativas nas estimativas dos parâmetros do modelo, esta é considerada influente. Tais observações não apresentam necessariamente resíduos elevados; mas geralmente resíduos elevados apontam os eventos mais influentes (WILLIAMS, 1987).

O terceiro princípio define a consistência das observações, segundo McCullagh e Nelder (2019). Para ser consistente, a observação analisada deve seguir a tendência imposta pelas demais observações. O resíduo elevado de uma observação, proveniente do valor extremo (*outliers*) da variável resposta ou de covariáveis, geralmente indica sua inconsistência. É possível que observações consistentes apresentem elevadas repercussões. Mas uma observação inconsistente não é uma observação influente, necessariamente (MCCULLAGH; NELDER, 2019).

Cordeiro e Demétrio (2013) esclarecem que a análise do desvio (*Analysis of the Deviance – ANODEV*) examina os efeitos dos fatores, das covariáveis e suas interações, com base em uma série de modelos encaixados, cada um incluindo mais termos do que os anteriores. O desvio é superior ou igual a zero e conforme as variáveis explanatórias são incluídas no componente sistemático, o valor do desvio tende a se igualar a zero no modelo saturado. Sendo assim, a função desvio reflete a discrepância do modelo, de modo que quanto melhor for o ajuste do GLM menor será o desvio dos dados (CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2013).

Os GLMs destacam-se por sua flexibilidade estatística que permite incluir dados balanceados ou desbalanceados, em fatores aleatórios e covariáveis (CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2013). As covariáveis podem ser organizadas no modelo de forma cruzada (entre si ou com fatores) ou aninhada (dentro de fatores). Com isso, o modelo proporciona diversos níveis de fatores, sendo que as médias desses níveis serão avaliadas para evidenciar as possíveis diferenças significativas (TURKMAN; SILVA, 2000; CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2013).

Montgomery (1991) define que o termo “fator” corresponde às variáveis independentes do modelo, e os respectivos tratamentos dessas variáveis são denominados de “níveis” do fator. A organização do modelo em níveis de fatores é denominada estrutura multinível ou hierárquica (CORDEIRO; DEMÉTRIO, 2013).

Para GLMs cujas variáveis exploratórias estejam organizadas em níveis (fatores e covariáveis) propõe-se o planejamento fatorial, visto que, esta metodologia é capaz de identificar os fatores mais relevantes e avaliar os seus efeitos sobre a variável resposta (BUTTON, 2001). A ANOVA, por permitir comparações múltiplas das observações e dos fatores, apresenta-se como uma ferramenta adequada para determinar os coeficientes da equação que relaciona os fatores e para verificar a significância dos efeitos dos fatores na variável resposta (MONTGOMERY, 1991).

Montgomery (1991) e Devor, Chang e Sutherland (1992) definem que o modelo estatístico de uma função fatorial para experimentos com fatores A (com a níveis) e B (com b níveis), com observações abn aleatórias, apresenta-se com a expressão:

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (8)$$

Sendo que, y_{ijk} representa a variável resposta quando o fator A está no i -ésimo nível ($i = 1, 2, \dots, a$) e o fator B no j -ésimo nível de ($j = 1, 2, \dots, b$); μ representa a média dos resultados; τ_i o efeito principal do fator A; β_j é o efeito principal do fator B; $(\tau\beta)_{ij}$ é o efeito da interação dos fatores A e B e; ε_{ijk} é o erro experimental.

Segundo, Montgomery (1991) e Devor, Chang e Sutherland (1992), a matriz do experimento fatorial deve ser organizada na ordem padrão (*standard order*), ou seja, em que nas colunas estejam dispostos o conjunto de fatores investigados e nas linhas, os diferentes níveis ou combinações de fatores. Essa configuração ortogonal da matriz viabiliza a explicação acerca dos efeitos principais e das interações (entre fatores) das variáveis exploratórias sobre a variável resposta (MONTGOMERY, 1991; DEVOR, CHANG; SUTHERLAND, 1992).

A finalidade da técnica fatorial no GLM é a verificação, através da análise de variância, se a resposta é alterada significativamente pelos fatores e quais são estes, e se a interação dos fatores altera significativamente a resposta (MONTGOMERY, 1991; DEVOR, CHANG; SUTHERLAND, 1992).

Com o intuito de estimar os efeitos principais e da interação dos fatores Montgomery (1991) e Devor, Chang e Sutherland (1992) propuseram o método generalizado, também denominado como método de sinais. Tal método consiste na variação média da variável resposta ao ser alterado de (-1) para (+1), o nível de um fator, enquanto os demais fatores são mantidos constantes.

Os mesmos autores explicam que o procedimento do método generalizado se inicia com a construção das colunas das interações da matriz de planejamento, através

da multiplicação das colunas dos efeitos principais. Por exemplo, para se estimar o efeito da interação E_{12} , as colunas x_1 e x_2 dos fatores devem ser multiplicadas. A próxima etapa consiste na multiplicação dos resultados da coluna y_i pelos valores ± 1 associados à coluna x_i da matriz experimental. Em seguida, os efeitos devem ser somados e divididos pela metade do número de observações. A expressão deste modelo é indicada por:

$$E_i = \frac{\sum(y_i * x_i)}{(N/2)} \quad (9)$$

Sendo que E_i corresponde ao efeito estimado (principal e de interação); N é o número total de observações; $\sum(y_i * x_i)$ representa a soma dos resultados da multiplicação das colunas y_i e x_i .

Devor, Chang e Sutherland (1992) explicam ainda que o sinal (\pm) indica a direção do efeito dos fatores. Caso a alteração do nível de (-1) para (+1) do método apresente sinal (+), a resposta aumenta, caso apresente sinal (-), a resposta decresce. E a magnitude indica a intensidade do efeito; dessa forma, quanto maior sua magnitude, maior será sua intensidade.

Montgomery (1991) propõe outro método de análise da interação entre fatores. O efeito da interação neste método é verificado entre níveis, ou seja, o i -ésimo nível de um fator A com o j -ésimo nível de um fator B, sendo expresso como:

$$\widehat{\alpha\beta}_{ij} = \bar{Y}_{ij} - (\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}_{...}) \quad (10)$$

Em que, $(\alpha\beta_{ij})$ corresponde à interação dos efeitos; \bar{Y}_{ij} representa a média das observações aos níveis i e j -ésimo dos fatores A e B, respectivamente; $\bar{Y}_{i..}$ é a média das observações no nível i -ésimo do fator A; $\bar{Y}_{.j.}$ é a medida das observações ao nível j -ésimo do fator B e; $\bar{Y}_{...}$ é a média de todas as observações do modelo.

HSU (1996) esclarece ainda que para modelos que abrangem múltiplas variáveis, como o GLM, é interessante a hierarquização dos termos das variáveis. O teste proposto pelo autor, denominado *Multiple Comparisons with the Best* (MCB), evidencia desempenhos diferentes dos fatores (variáveis independentes, combinadas ou não) e identifica os que apresentam níveis mais elevados quando comparado aos demais. O GLM constitui-se, portanto, de um instrumento de ANOVA que permite avaliar, por meio de comparações múltiplas, as combinações das variáveis independentes, as comparações entre fatores e os efeitos dessas interações (MONTGOMERY, 1991; HSU, 1996).

2.2.Otimização de respostas

A função *desirability*, também denominada função de conveniência, foi proposta por Harrington em 1980 para otimizar várias equações simultaneamente, empregando-se a escala, ou intervalo, [0,1] (DERRINGER; SUICH, 1980). Derringer e Suich (1980) determinam que o tipo de resposta oscila neste intervalo, assumindo valores como: minimizado (*Smallest the Best – STB*), maximizado (*Larged the Best – LTB*) ou de acordo com um alvo específico (*Nominal the Best – NTB*). Os mesmos autores estabeleceram funções simples e descontínuas para estimar a função *desirability*.

De acordo com Del Castillo, Montgomery e McCarville (1996), as funções de maximização podem ser expressas nas formas:

$$d_r^{max} = 0, \text{ se } f_r(X) < A \quad (11)$$

$$d_r^{max} = \left(\frac{f_r(X)-A}{B-A} \right)^s, \text{ se } A \leq f_r(X) \leq B \quad (12)$$

$$d_r^{max} = 1, \text{ se } f_r(X) > B \quad (13)$$

As funções de minimização são representadas por:

$$d_r^{min} = 0, \text{ se } f_r(X) > B \quad (14)$$

$$d_r^{min} = \left(\frac{f_r(X)-B}{A-B} \right)^s, \text{ se } A \leq f_r(X) \leq B \quad (15)$$

$$d_r^{min} = 1, \text{ se } f_r(X) < A \quad (16)$$

A otimização da função em um valor específico (alvo) pode ser representada como:

$$d_r^{alvo} = \left(\frac{f_r(X)-A}{t_0-A} \right)^{s_1}, \text{ se } A \leq f_r(X) \leq t_0 \quad (17)$$

$$d_r^{alvo} = \left(\frac{f_r(X)-B}{t_0-B} \right)^{s_2}, \text{ se } t_0 \leq f_r(X) \leq B \quad (18)$$

$$d_r^{alvo} = 0, \text{ para outros intervalos} \quad (49)$$

Sendo que, $f_r(X)$ com $(r = 1, \dots, R)$ são funções a serem simultaneamente otimizadas; d_r a função de conveniência individual; s, s_1, s_2 os pesos da função de conveniência; A , na maximização, representa o menor valor aceitável para a resposta e; B , na minimização, representa o maior valor aceitável para a resposta. Os valores de A, B e s, s_1, s_2 e t_0 podem ser escolhidos de acordo com as propostas e critérios da pesquisa (DEL CASTILLO, MONTGOMERY; MCCARVILLE, 1996).

Jeff Wu e Hamada (2009) explicam que uma função *desirability* geral pode ser determinada a partir da média geométrica das funções d_1, d_2, \dots, d_r , estimadas no intervalo [0,1]. Essa função geral é expressa por:

$$D = (\prod_{r=1}^R d_r)^{1/R} \quad (20)$$

Sendo que D representa o modelo geral de conveniência; d_r as funções de conveniência individuais e; R o número de funções individuais.

Os mesmos autores complementam ainda que a função geral, também designada de composta, é proveniente da média geométrica ponderada das demais funções, sendo assim, é analisada a importância (peso) de cada função (d_r) para a definição de D.

Estes modelos são interessantes uma vez que a média geométrica, ponderada ou não, assegura a condição de que caso a d_r for indesejável, isto é, $d_r = 0$, o modelo geral também será inaceitável ($D = 0$) (JEFF WU; HAMADA, 2009).

3. MATERIAIS E MÉTODOS

A análise fatorial exploratória aplicada no Capítulo II permite considerar que as variáveis densidade do solo (Ds), porosidade total do solo (PT), potencial hidrogeniônico (pH), fósforo (P), sódio (Na), enxofre (S), potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), alumínio (Al), matéria orgânica do solo (MOS), cobre (Cu), ferro (Fe), manganês (Mn) e zinco (Zn) correlacionam-se entre si e são relevantes para explicar significativamente a variância dos dados. Por isso, optou-se por considerar todas as 14 variáveis para definir o conjunto de dados que melhor represente o comportamento da MOS. O software Minitab, versão 18, foi utilizado para os procedimentos deste capítulo, que incluem o GLM e a otimização de respostas.

Para o GLM, convencionou-se adotar a hierarquização das variáveis, para que as mesmas sejam classificadas de acordo com o seu grau de impacto no experimento (HSU,1996). Sendo assim, as variáveis preditoras foram classificadas em fatores e covariáveis. Os fatores foram definidos como as variáveis independentes que são, de certa maneira, controladas pelo ensaio científico e inerentes ao espaço estudado, e que permitem inferir sobre a estrutura do solo.

Neste sentido, nos GLMs trabalhou-se com o conjunto de 93 amostras sendo a variável resposta a MOS e as covariáveis representadas pelas propriedades químicas do

solo: pH, P, Na, S, K, Ca, Mg, Al, Cu, Fe, Mn e Zn. Já os fatores contemplam as variáveis Área, Profundidade, Tratamento e os atributos físicos do solo. Destaca-se que esses atributos (Ds e PT) foram discretizados em quatro faixas, utilizando-se para definir os intervalos dos valores máximo, mínimo, mediana, primeiro e terceiro quartis.

Para complementar o entendimento das múltiplas combinações propostas pelo GLM, a técnica de aninhamento foi empregada para as variáveis: Área, Tratamento e Profundidade; tendo como objetivo avaliar o efeito da interação destes fatores no comportamento da variável resposta. Por isso, foram realizados aninhamentos entre dois e três fatores para atender todas as combinações possíveis.

Para identificar o nível de colinearidade dos dados avaliaram-se os valores de VIF (*variance inflation factor*) dos coeficientes de regressão, sendo que quando inferiores a 10 unidades, os dados apresentam-se com baixa colinearidade (DORMANN et al., 2013), o que é fundamental neste trabalho por garantir ajustes mais precisos das variáveis nos GLMs gerados. Além disso, os critérios para a seleção dos modelos obtidos consistem no valor de R^2 superior a 90% e análise de pelo menos 80% do conjunto de dados, isto é, 75 amostras.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Aninhamento entre dois fatores

4.1.1. Área*Tratamento e Profundidade*Tratamento

Com o intuito de atender todas as possíveis combinações entre os fatores foram propostos aninhamentos entre dois e três fatores. Ao fixar o fator Tratamento e aninhar os fatores Área*Tratamento e Profundidade*Tratamento, o ajuste proposto pelo GLM para o conjunto de 82 amostras alcançou $R^2 = 96,14\%$. Os valores dos coeficientes e das significâncias estão apresentados na Tabela 8.

Tabela 8: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Tratamento, para as interações Área*Tratamento e Profundidade*Tratamento.

Termo	Matéria Orgânica do Solo (MOS)		
	Coeficiente	p-value	
Constante	1,689	0,000***	
pH	-0,1527	0,046**	
P	0,00533	0,144	
Na	0,000221	0,086*	
S	0,00174	0,464	
K	-0,001812	0,017**	
Ca	0,191	0,091*	
Mg	0,456	0,051*	
Al	0,542	0,003**	
Cu	-0,0348	0,185	
Fe	-0,00731	0,012**	
Mn	0,01409	0,009**	
Zn	0,0797	0,006**	
Fx. Ds (g cm ⁻³)	1,38-1,54	0,0423	0,292
	1,54-1,60	-0,0103	0,742
	1,60-1,65	-0,0134	0,654
	1,65-1,77	-0,0187	0,624
Fx. PT (%)	34,85-39,90	0,0230	0,469
	39,90-42,37	0,0111	0,736
	42,37-43,97	-0,0473	0,158
	43,97-48,64	0,0132	0,730
Tratamento	T0	-0,0458	0,322
	T1	0,0164	0,647
	T2	0,0855	0,012**
	T3	0,0530	0,214
	T4	-0,1090	0,010**
Área*Tratamento	LD*T0	-0,3195	0,000***
	LS*T0	0,8159	0,000***
	PS*T0	-0,4964	0,000***

...continua...

TABELA 8, Cont.

Área*Tratamento	LD*T1	-0,3860	0,000***
	LS*T1	0,8541	0,000***
	PS*T1	-0,4681	0,000***
	LD*T2	-0,0028	0,966
	LS*T2	0,5220	0,000***
	PS*T2	-0,5193	0,000***
	LD*T3	-0,0493	0,454
	LS*T3	0,7481	0,000***
	PS*T3	-0,6988	0,000***
	LD*T4	-0,1189	0,115
	LS*T4	0,6871	0,000***
	PS*T4	-0,5682	0,000***
Profundidade*Tratamento	X*T0	0,1146	0,012**
	Y*T0	-0,1146	0,012**
	X*T1	0,0806	0,061*
	Y*T1	-0,0806	0,061*
	X*T2	0,1252	0,002**
	Y*T2	-0,1252	0,002**
	X*T3	0,0535	0,164
	Y*T3	-0,0535	0,164
X*T4	0,0089	0,847	
Y*T4	-0,0089	0,847	

pH: Potencial hidrogeniônico; P: Fósforo; Na: Sódio; S: Enxofre; K: Potássio; Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Mn: Manganês; Zn: Zinco; Fx. Ds: Faixa de Densidade do solo; Fx. PT: Faixa de Porosidade Total do solo; T0: dose 0 de ARS; T1: dose 200 m³ ha⁻¹ de ARS; T2: dose 400 m³ ha⁻¹ de ARS; T3: dose 600 m³ ha⁻¹ de ARS; T4: dose 800 m³ ha⁻¹ de ARS; PS: Pastagem Solteira; LS: SSP em linha Simples; LD: SSP em linha Dupla; X: profundidade 0-0,2 m; Y: profundidade 0,2-0,4 m; *, **, ***, significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: A autora.

A interpretação dos dados gerados pelo GLM demanda a investigação dos coeficientes e das significâncias associados às variáveis do modelo. Nesse contexto, o coeficiente, quando positivo, informa que o comportamento da variável em questão é diretamente proporcional à dinâmica da variável resposta. E, quando negativo, indica que a variável causa efeito contrário a MOS. A Tabela 8 informa, portanto, que a constante da equação gerada pelo modelo, assim como as variáveis Na, Ca, Mg, Al, Mn,

Zn e o tratamento T2 são significativas e apresentam coeficientes positivos. Enquanto que o pH, K, Fe e o tratamento T4 são variáveis significativas cujos coeficientes são negativos.

Veiga et al. (2012) e Oliveira, Pinheiro e Veiga (2014) em experimento realizado em Latossolo Vermelho, após nove e doze anos de aplicação de dejetos líquidos de suínos, respectivamente, também constataram redução nos valores de pH em função do acréscimo das doses de ARS, que variaram de 0 a 200 m³ ha⁻¹ ano⁻¹. No entanto, há divergências sobre o comportamento deste parâmetro, uma vez que, Lourenzi et al. (2011) e Da Ros et al. (2017) verificaram acréscimo de 0,32 e de 0,30 unidades de pH com a aplicação da ARS, respectivamente. Por outro lado, Brunetto et al. (2012), Cassol et al. (2012), Couto et al. (2013) e Pessotto et al. (2018) não observaram alterações significativas no pH em função das doses aplicadas desse efluente.

A redução dos teores de Fe também foi constatada no experimento de Prior et al. (2015) que avaliaram os efeitos da aplicação das doses 0, 112,5, 225, 337,5 e 450 m³ ha⁻¹ de ARS em Latossolo Vermelho distroférico típico, cultivado com milho. Os autores verificaram que a concentração desse micronutriente no solo aumentou até os 90 dias após a semeadura e reduziu após esse período. Prior et al. (2015) justificam este comportamento devido a maior necessidade nutricional da cultura durante o período de floração e enchimento dos grãos.

O Zn mostrou-se significativo e positivo nos GLMs apresentados nas Tabelas 8 e 9. Os teores desse micronutriente também foram superiores nos estudos de Scherer, Nesi e Massotti (2010) e Basso et al. (2012), em Santa Catarina, após 25 e 22 anos de aplicações sucessivas de dejetos líquidos de suínos, respectivamente. O mesmo resultado foi obtido por Veiga et al. (2012) ao verificar as doses 0, 50, 100 e 200 m³ ha⁻¹ de dejetos líquidos de suínos, após nove anos de aplicação, em Latossolo Vermelho sob sistema de plantio direto, por Pessotto et al. (2018) ao comparar diferentes dosagens do efluente em áreas de pastagem perene de tifton 85, cultivo anual de grãos em plantio direto e de mata nativa no estado do Rio Grande do Sul e, por Tonini (2018) em estudos das doses 0, 100, 200 e 300 m³ ha⁻¹ de ARS nas culturas de milho, aveia e soja, em Latossolo Vermelho distroférico típico, no estado do Paraná.

O Mn expressa-se também de forma significativa e positiva neste aninhamento. Segundo Andrade e Rosolem (2011), o Mn é essencial para o desenvolvimento de plantas e, por isso, para a produtividade da cultura. Os autores explicam ainda que o Mn

atua como cofator enzimático na biossíntese de metabólitos secundários da planta, e na síntese da clorofila. É, portanto, relevante para o sistema-planta e para a dinâmica da variável resposta. No experimento de Prior et al. (2015) não foram verificadas diferenças significativas entre as doses aplicadas de ARS em solo cultivado com milho. Por outro lado, Basso et al. (2012) estudando 13 propriedades da região Oeste de Santa Catarina constataram aumento dos teores de Mn no solo, principalmente em Paraíso do Sul, onde o teor atual desse elemento no solo era menor, e cuja aplicação do efluente ocorreu de maneira mais uniforme e controlada. Estes autores esclarecem que a presença desse elemento no solo, assim como outros metais como cobre e zinco, é devido a sua incorporação na ração dos animais na forma de complexos minerais.

Os teores de Mg também se mostraram diretamente proporcionais ao aumento dos teores da MOS. A pesquisa de Da Ros et al. (2017) ratifica este resultado ao avaliarem o efeito das doses 0, 25, 50, 75 e 100 m³ ha⁻¹ de ARS e da adubação mineral nas culturas de girassol, canola, feijão e milho. Em contrapartida, no trabalho de Pessotto et al. (2018), o Mg não apresentou interações significativas entre as camadas de solo, 0,0-0,05 m, 0,05-0,10m e 0,10-0,20 m, e os sistemas de manejo, que incluíam áreas de pastagem perene de tifton 85 com uso excessivo de dejetos líquidos de suínos durante 4 e 16 anos, área de cultivo anual de grãos em plantio direto durante 16 anos e área de mata nativa.

Conforme apresentado na Tabela 8, o tratamento T2 (400 m³ ha⁻¹) relaciona-se diretamente com a MOS, enquanto que a maior dosagem de ARS, T4 (800 m³ ha⁻¹), contribui para a redução dos teores de MOS. A tendência de acréscimo da concentração de MOS em função da aplicação de ARS, como explicam Malavolta, Pimentel e Alcarde (2002), não pode ser sustentada em todos os tratamentos deste experimento, uma vez que, a elevada carga orgânica aplicada em T4, intensifica a atividade microbiana no solo e o consumo rápido dos nutrientes, o que reduz portanto, os teores de MOS (MOURA, 2015).

Segundo Gama-Rodrigues e Gama-Rodrigues (2008) e Moura (2015), a aplicação de ARS proporciona acréscimo da concentração de microrganismos no solo, uma vez que se adicionam compostos orgânicos. No entanto, o aumento da atividade microbiana com a ARS atinge seu limite quando se inicia a redução da sua atividade. Guerrero, Moral e Gómez (2007) verificaram que a atividade microbiana em áreas com aplicação de ARS, em poucos dias, tende a igualar-se às áreas sem aplicação do biofertilizante.

A interação entre os fatores Área*Tratamento sugere que as associações LD*T0, PS*T0, LD*T1, PS*T1, PS*T2, PS*T3 e PS*T4 são significativas e negativas e as associações LS*T0, LS*T1, LS*T2, LS*T3 e LS*T4 são significativas e positivas. Portanto, todas as associações na área experimental LS (SSP em linha simples), independente das doses de biofertilizante aplicadas, são significativas e diretamente proporcionais aos teores de MOS.

A interação entre os fatores Profundidade*Tratamento evidencia que as associações entre os tratamentos T0, T1 e T2 na profundidade Y (0,2-0,4 m) são inversamente proporcionais à variável resposta, enquanto que os mesmos tratamentos na profundidade X (0-0,2 m) são diretamente proporcionais à dinâmica da MOS. Outra observação que merece destaque é que as profundidades X e Y interferem nessas associações de maneira semelhante, isto porque apresentam a mesma significância e o mesmo coeficiente, em módulo. O que permite considerar que ambas atuam com a mesma intensidade sobre o efeito da variável resposta.

Este resultado corrobora com a tendência do teor de MOS diminuir com o aumento da profundidade, como encontrado por Caovilla et al. (2010), ao estudarem as características químicas do solo cultivado com soja e irrigado com ARS, e por Pessotto et al. (2018), ao avaliar os efeitos da ARS nos atributos físico-químicos do solo cultivado com feijão.

4.1.2. Área*Profundidade e Tratamento*Profundidade

Com o fator Profundidade fixado e os fatores Área*Profundidade e Tratamento*Profundidade aninhados, o ajuste proposto pelo GLM para o conjunto de 79 amostras alcançou $R^2 = 96,37\%$. Os valores dos coeficientes e das significâncias estão apresentados na Tabela 9.

TABELA 9: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Profundidade, para as interações Área*Profundidade e Tratamento*Profundidade.

Termo	Matéria Orgânica do Solo (MOS)	
	Coeficiente	p-value
Constante	0,618	0,049**
		...continua...

TABELA 9, Cont.

	pH		0,0228	0,713
	P		0,01214	0,001**
	Na		0,000270	0,011**
	S		0,00437	0,046**
	K		-0,001090	0,073*
	Ca		0,2548	0,004**
	Mg		0,088	0,563
	Al		0,457	0,001**
	Cu		0,0194	0,405
	Fe		-0,00161	0,515
	Mn		-0,00191	0,650
	Zn		0,0544	0,026**
		1,38-1,54	0,0154	0,606
	Fx. Ds	1,54-1,60	0,0546	0,057*
	(g cm ⁻³)	1,60-1,65	-0,0363	0,168
		1,65-1,77	-0,0338	0,286
		34,85-39,90	0,0155	0,578
	Fx. PT	39,90-42,37	0,0259	0,321
	(%)	42,37-43,97	-0,0334	0,242
		43,97-48,64	-0,0079	0,802
	Profundidade	X	0,0561	0,006**
		Y	-0,0561	0,006**
		LD*X	-0,2293	0,000***
		LS*X	0,7116	0,000***
	Área*Profundidade	PS*X	-0,4823	0,000***
		LD*Y	-0,2876	0,000***
		LS*Y	0,6143	0,000***
		PS*Y	-0,3267	0,000***
		T0*X	-0,0072	0,883
		T1*X	0,0158	0,700
	Tratamento*Profundidade	T2*X	0,1881	0,000***
		T3*X	0,0212	0,639
		T4*X	-0,2179	0,000***
				...continua...

TABELA 9, Cont.

	T0*Y	-0,0599	0,193
	T1*Y	-0,0468	0,322
Tratamento*Profundidade	T2*Y	0,0888	0,029**
	T3*Y	0,0781	0,112
	T4*Y	-0,0602	0,213

pH: Potencial hidrogeniônico; P: Fósforo; Na: Sódio; S: Enxofre; K: Potássio; Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Mn: Manganês; Zn: Zinco; T0: dose 0 de ARS; T1: dose 200 m³ ha⁻¹ de ARS; T2: dose 400 m³ ha⁻¹ de ARS; T3: dose 600 m³ ha⁻¹ de ARS; T4: dose 800 m³ ha⁻¹ de ARS; Fx. Ds: Faixa de Densidade do solo; Fx. PT: Faixa de Porosidade Total do solo; PS: Pastagem Solteira; LS: SSP em linha Simples; LD: SSP em linha Dupla; X: profundidade 0-0,2 m; Y: profundidade 0,2-0,4 m; *, **, ***, significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: A autora.

A Tabela 9 apresenta que apenas as variáveis K e a profundidade Y são significativas e negativas. Enquanto que, a constante do modelo, P, Na, S, Ca, Al, Zn, a profundidade X, a faixa (1,54-1,60 g cm⁻³) de Ds são positivas e significativas.

Nesta situação, ao fixar o fator Profundidade, tanto X quanto Y, apresentam a mesma significância e o mesmo coeficiente, em módulo, o que indica que possuem a mesma importância para o modelo. No entanto, o sinal negativo do coeficiente para Y determina seu efeito contrário à variável resposta. Esta mesma condição foi evidenciada pelo aninhamento Tratamento*Profundidade, mostrado na Tabela 8.

A segunda menor faixa de Ds (1,54-1,60 g cm⁻³) e a profundidade X são significativas e positivas em relação aos teores de MOS. Tal resultado corrobora com os esclarecimentos de Cunha et al. (2011), Marcolin e Klien (2011) e Pezzoni et al. (2012) a respeito da relação positiva entre a MOS e condições de baixa densidade do solo. Martinkoski et al. (2017) complementam esta interpretação ao avaliarem o efeito dos atributos físicos do solo em áreas de SSP e de floresta secundária, e verificarem que menores valores de Ds foram encontrados na camada 0,0-0,2 m de profundidade, em comparação com as camadas 0,2-0,4 m e 0,4 e 0,6 m de profundidade, em ambas as áreas. Esta relação também pode ser confirmada por Dalben e Osaki (2008) e Martini et al. (2014) ao estudarem áreas de SSP.

O P manteve-se significativo e positivo nos aninhamentos que fixaram os fatores Profundidade e Área (Tabelas 9 e 10). O acréscimo dos teores de P no solo foi constatado em diversos experimentos testando a aplicação da ARS (CERETTA et al., 2003; BERWANGER; CERETTA; SANTOS, 2008; SCHERER; NESI; MASSOTTI,

2010; GUARDINI et al., 2012; PRIOR et al., 2015; LOURENZI et al., 2016; DA ROS et al., 2017; PESSOTTO et al., 2018). Vale considerar que a diversidade dos resultados varia de acordo com as particularidades de cada pesquisa como a composição da ARS, a dose e a frequência de aplicação do efluente, assim como a cobertura vegetal, o tipo e o manejo do solo. Por outro lado, Caovilla et al. (2010) não constataram alterações significativas com a aplicação da ARS nas concentrações de 25, 50 e 75% em cultivo com soja, e tampouco sua lixiviação. Mas observaram que a irrigação via gotejamento tendencia o acúmulo desse macronutriente nas camadas mais superficiais do Latossolo Vermelho distroférico típico.

Assim como o P, o enxofre apresentou-se significativo e positivo quanto ao comportamento da variável resposta nos aninhamentos das Tabelas 9 e 10. Garcia et al. (2015) ao estudarem as doses 100, 200 e 400 m³ ha⁻¹ ano⁻¹ de ARS, aplicadas em Neossolo Flúvico cultivado com Capim Mombaça, constataram que não houve incrementos significativos nos teores de S em função das dosagens de ARS, e que na camada 0,0-0,1 m de profundidade são encontrados os maiores teores. Já em Lopes (2007) a aplicação da ARS tratada em *wetlands* construídos verificou que na camada 0,2-0,4 m, o teor de S foi 80% superior no tratamento do milho irrigado com ARS em relação ao tratamento do milho irrigado com água potável, nas camadas.

A interação entre os fatores Área*Profundidade sugere que as associações LD*X, PS*X, LD*Y e PS*Y são significativas e negativas e as associações LS*X e LS*Y são significativas e positivas. Já a interação Tratamento*Profundidade evidencia que as associações T2*X e T2*Y são significativas e apresentam coeficientes positivos enquanto a associação T4*X é negativa e significativa. Este resultado está de acordo com o exposto na Tabela 8, que evidencia que a dose 400 m³ ha⁻¹ (T2) quando na área LS é positiva e que a dose 800 m³ ha⁻¹ é negativa.

4.1.3. Tratamento*Área e Profundidade*Área

Com o fator Área fixado e aninhados os fatores Tratamento*Área e Profundidade*Área, o ajuste proposto pelo GLM para o conjunto de 82 amostras alcançou R² = 96,68%. Os valores dos coeficientes e das significâncias estão apresentados na Tabela 10.

TABELA 10: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Área, para as interações Tratamento*Área e Profundidade*Área.

Termo	Matéria Orgânica do Solo (MOS)		
	Coeficiente	p-value	
Constante	0,988	0,004**	
pH	-0,0482	0,480	
P	0,00796	0,017**	
Na	0,000363	0,001**	
S	0,00424	0,072*	
K	-0,001389	0,047**	
Ca	0,1562	0,099*	
Mg	0,263	0,166	
Al	0,279	0,062*	
Cu	0,0316	0,200	
Fe	0,00166	0,551	
Mn	0,00501	0,245	
Zn	0,0240	0,361	
Fx. Ds (g cm ⁻³)	1,38-1,54	0,0751	0,019**
	1,54-1,60	-0,0123	0,660
	1,60-1,65	-0,0496	0,060*
	1,65-1,77	-0,0132	0,681
Fx. PT (%)	34,85-39,90	0,0134	0,642
	39,90-42,37	0,0273	0,338
	42,37-43,97	-0,0592	0,047**
	43,97-48,64	0,0185	0,579
Área	LD	-0,2116	0,000***
	LS	0,6153	0,000***
	PS	-0,4036	0,000***
Tratamento*Área	T0*LD	-0,057	0,572
	T1*LD	-0,1580	0,007**
	T2*LD	0,2014	0,000***
	T3*LD	0,1140	0,094*
	T4*LD	-0,1000	0,107

...continua...

TABELA 10, Cont.

Tratamento*Área	T0*LS	0,1143	0,043**
	T1*LS	0,0474	0,425
	T2*LS	-0,0645	0,278
	T3*LS	0,0689	0,256
	T4*LS	-0,1661	0,014**
	T0*PS	-0,0841	0,146
	T1*PS	0,0190	0,702
	T2*PS	-0,0818	0,245
	T3*PS	0,2197	0,002**
	T4*PS	-0,0728	0,210
Profundidade*Área	X*LD	0,1076	0,000***
	Y*LD	-0,1076	0,000***
	X*LS	0,0747	0,018**
	Y*LS	-0,0747	0,018**
	X*PS	-0,1033	0,006**
	Y*PS	0,1033	0,006**

pH: Potencial hidrogeniônico; P: Fósforo; Na: Sódio; S: Enxofre; K: Potássio; Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Mn: Manganês; Zn: Zinco; T0: dose 0 de ARS; T1: dose 200 m³ ha⁻¹ de ARS; T2: dose 400 m³ ha⁻¹ de ARS; T3: dose 600 m³ ha⁻¹ de ARS; T4: dose 800 m³ ha⁻¹ de ARS; Fx. Ds: Faixa de Densidade do solo; Fx. PT: Faixa de Porosidade Total do solo; PS: Pastagem Solteira; LS: SSP em linha Simples; LD: SSP em linha Dupla; X: profundidade 0-0,2 m; Y: profundidade 0,2-0,4 m; *, **, ***, significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: A autora.

A Tabela 10 apresenta que as variáveis K, as áreas PS e LD, as faixas (1,60-1,65 g cm⁻³) de Ds e (42,37-43,97%) de PT são significativas e apresentam coeficientes negativos. Enquanto que a constante da equação, as variáveis P, Na, S, Ca, Al, a área LS e a faixa (1,38-1,54 g cm⁻³) de Ds são significativas e positivas.

O Na e o Al apresentaram-se significativos e positivos em todos os aninhamentos duplos propostos, como mostram as Tabelas 8, 9 e 10. O aumento da concentração de Na no solo foi observado por Homen et al. (2014) ao avaliarem o efeito de sucessivas aplicações de ARS em Latossolo Vermelho Amarelo e no experimento de Pessotto et al. (2018). Assefa et al. (2004) explica que o incremento deste elemento na ração dos animais promove sua maior palatabilidade, porém, saliniza o dejetos dos mesmos e favorece o seu acúmulo no local de aplicação. Matos, Almeida Neto e Matos

(2014) esclarecem ainda que elevados teores de Na no solo podem comprometer o crescimento das plantas e as propriedades físico-hídricas do solo.

O acréscimo dos teores de alumínio (Al^{3+}) em função do acréscimo da concentração da MOS constatado nos aninhamentos duplos contraria estudos que avaliam os parâmetros químicos do solo em função da aplicação de efluentes orgânicos, como a ARS, os quais observaram decréscimo dos teores de Al, quanto à acidez potencial ou saturação por alumínio (CERETTA et al., 2003; LOURENZI et al., 2011; BRUNETTO et al., 2012; Da ROS et al., 2017). Embora tenha sido constatado o comportamento controverso desses parâmetros, alguns autores intensificaram pesquisas que comprovam a proximidade entre o Al e a MOS.

Hernández-Soriano (2012) esclarece que o Al é um metal fortemente hidrolisante, que em condições neutras, isto é, pH entre 6,0 a 8,0, apresenta-se relativamente insolúvel. Por outro lado, quando em condições ácidas ou alcalinas, ou mesmo na presença de complexos ligantes, a solubilidade deste elemento é potencializada, tornando-o disponível para as transformações biogeoquímicas.

Segundo Kabata-Pendias (2011), o único íon estável, o Al^{3+} , coordena as ligações com compostos oxigenados. Neste contexto, a biodisponibilidade e a potencial toxicidade do Al são influenciadas pelas interações químicas com a MOS (HERNÁNDEZ-SORIANO, 2012).

As interações organominerais, as quais agregam partículas de argila e materiais orgânicos, estabilizam a estrutura do solo e os compostos de carbono (C) dentro dos agregados. A estabilidade destes organominerais é proveniente da matriz do solo, influenciada pela natureza química da fração mineral e pela presença de cátions multivalentes na solução do solo (HERNÁNDEZ-SORIANO, 2012). Eusterhues, Rumpel e Kögel-Knabner (2005) explicam que a complexação da MOS com óxidos de Al contribui para a estabilização da MOS, sendo, segundo Hernández-Soriano (2012) estes novos agregados protegidos da atividade microbiana.

Sob esta perspectiva, a complexação de Al em compostos orgânicos são relevantes na dinâmica da MOS. Hernández-Soriano (2012) explica essa importância em função das mudanças estruturais sofridas por estas moléculas, que alteram as transformações biogeoquímicas, que por sua vez, controlam o *turnover* da MOS.

Benke et al. (2010) também intensificaram pesquisas para comprovar a interação positiva entre o Al e a MOS. A investigação foi desenvolvida em duas subestações da *Agriculture and Agri-Food, (Canada Research)*, Beaverlodge e Fort Vermilion,

localizadas na região do rio da Paz, em Alberta, Canadá. O ensaio consistiu em testar diferentes fertilizantes nitrogenados e fosfatados, cal e as dosagens de 80 e 160 t ha⁻¹ de esterco bovino, entre 2004 e 2007. Os autores constataram aumento do pH em ambas as áreas, na camada 0,0-0,15 m de profundidade, que permaneceu pelos 4 anos de experimento. Os autores verificaram também que o teor de Al trocável no solo diminuiu significativamente em ambas as áreas, para as dosagens de esterco, em função do tratamento e do ano.

O esterco bovino apresenta propriedades características da técnica de calagem, isto é, a presença de carbonatos de cálcio, além de ácidos orgânicos de baixo peso molecular e substâncias semelhantes às húmicas (WHALEN et al., 2000; HAYNES; MOKOLOBATES, 2001). Estas substâncias influenciam a precipitação de íons Al monoméricos, como Al³⁺, Al(OH)²⁺, Al(OH)₂⁺, como compostos insolúveis de hidroxil-Al e a formação de complexos Al-orgânicos (HAYNES; MOKOLOBATE 2001; NARAMABUYE; HAYNES 2006). As aplicações de esterco bovino aumentam, portanto, o pH do solo, promovendo a formação de quelatos de ordem ácida, os ácidos alumino-orgânicos (Al-orgânicos), devido a precipitação de íons Al (SCHEFE et al., 2008).

É interessante ressaltar que os autores constataram processos de quelação, isto é, a formação de produtos altamente estáveis capazes de manter os íons metálicos rodeados por moléculas orgânicas, o que dificulta a sua precipitação em forma de hidróxido insolúvel e não disponível para as plantas (LUCENA, 2006). Mesmo em áreas de clima temperado (semi-árido frio), como no trabalho de Benke et al. (2010), os quelatos são formados e impactam na interação positiva entre MOS e Al; acredita-se, portanto, que em solos de clima tropical, como é o caso desta pesquisa, esses processos sejam intensificados.

Scheel et al. (2008) corroboram com estas pesquisas ao investigarem se o Al reduz a mineralização do C por causa da toxicidade para microorganismos ou pela redução da biodisponibilidade da MOS após a sua precipitação, utilizando para isso, a técnica de Gradientes Difusivos em Filmes Finos (DGT), a partir da adição de concentrações variadas de Al a duas soluções com composições químicas diferentes de MOS, mantendo valores de pH controlados. Os autores verificaram que a proporção de Al ligado em precipitados aumentou durante a incubação, enquanto as frações de Al livre e de Al ligado a complexos solúveis reduziram. Dessa forma, grande fração de Al está ligada a MOS, especialmente em pequenas concentrações de Al. Neste estudo, as

maiores adições de Al resultaram no aumento da precipitação e aumentaram a estabilização para ambas as soluções de MOS e valores de pH. Assim, foi observado que a degradação da MOS aumentou, mesmo com o aumento das concentrações de Al livre. Os autores concluíram que a precipitação da MOS depende principalmente da quantidade de MOS e da estabilidade do C, e não da concentração de Al livre. E que o pH é o parâmetro que regula a degradação da MOS, mesmo que indiretamente, determinando a quantidade precipitada tanto de C quanto de Al.

Ao analisar os atributos físicos do solo verifica-se que a menor faixa de Ds (1,38-1,54 g cm⁻³) apresentou-se significativa e positiva quanto ao efeito da concentração de MOS, enquanto que a faixa (1,60-1,65 g cm⁻³) apresenta-se significativa e indiretamente proporcional à dinâmica da variável resposta, como mostra a Tabela 10.

Cunha et al. (2011) e Marcolin e Klien (2011) esclarecem que há uma estreita relação da MOS sobre a redução da densidade do solo. Pezzoni et al. (2012) explicam que a matéria orgânica proveniente da serapilheira do SSP apresenta capacidade de se ligar às partículas do solo, o que favorece a coesão e a agregação do solo, que por sua vez, interfere em outros atributos físicos do solo, tais como o aumento da porosidade e a redução da densidade. Embora os benefícios da aplicação de ARS sobre os atributos físicos do solo, tais como a densidade, porosidade e a agregação do solo sejam comprovadas, essas alterações estruturais ocorrem de forma lenta, e podem ser mais evidentes em médio e longo prazo (ARRUDA et al., 2010; COMIN et al., 2013).

O GLM gerado ao fixar o fator Área evidencia a relação positiva entre a menor faixa de Ds e a concentração de MOS, e a interação negativa entre a variável resposta e as segundas maiores faixas de Ds e de PT (Tabela 10). Esse resultado indica um equilíbrio do solo em relação à aeração, agregação, infiltração e retenção de água, uma vez que consideram-se aceitáveis os teores de PT e a menor faixa de Ds, favorecendo a maior concentração de MOS, como verificado por Cunha et al. (2011), Marcolin e Klien (2011) e Pezzoni et al. (2012).

A interação Tratamento*Área demonstra que as associações T1*LD e T4*LS são significativas e negativas e as associações T2*LD, T0*LS, T3*PS são significativas e positivas. É interessante ressaltar que a associação T4*LS destaca-se contrariando o que foi apresentado na Tabela 8, que todas as associações com a área LS apresentaram-se positivas. Este comportamento pode ser esclarecido devido à ordenação da interação (Área*Tratamento) e por ser fixado, neste caso, o fator Área.

O aninhamento duplo Profundidade*Área evidencia que todas as associações das áreas com a profundidade X são significativas e positivas, enquanto o contrário é observado para as associações com a profundidade Y. Portanto, as análises destas interações corroboram com a explicação de que a profundidade X (0,0-0,2m) apresenta relação direta com os teores de MOS, como mostrado pelas Tabelas 8 e 9.

4.2. Aninhamento entre três fatores

Os aninhamentos com os três fatores possibilitam interações em 30 níveis, considerando para isso as três Áreas (PS, LS e LD), cinco Tratamentos (T0, T1, T2, T3 e T4) e as duas Profundidades (X e Y). Essas situações permitem gerar inferências das associações de maneira integrada e, por isso, evidenciar aspectos até então não avaliados nos aninhamentos duplos. Além disso, o ajuste proposto pelo GLM é mais acertado sobre as variáveis do ambiente experimental e a variável resposta.

Por tratar-se do mesmo conjunto de dados e manter a interação em 30 níveis, alterando a ordem das combinações entre os fatores é possível identificar que para os três aninhamentos (Área*Tratamento*Profundidade, Tratamento*Profundidade*Área e Profundidade*Área*Tratamento), o ajuste do GLM para o conjunto de 90 amostras alcançou $R^2 = 93,83\%$. Além disso, ao fixar cada um dos fatores e combiná-los verifica-se que os coeficientes e as significâncias são iguais para as covariáveis e para os fatores não aninhados, quais sejam as faixas de densidade do solo (Fx. Ds) e porosidade total do solo (Fx. PT) (Tabela 11).

TABELA 11: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando os fatores Profundidade, Área e Tratamento para as interações Área*Tratamento*Profundidade, Tratamento*Área*Profundidade e Profundidade*Tratamento*Área, respectivamente.

Termo	Matéria Orgânica do Solo (MOS)	
	Coefficiente	p-value
Constante	1,527	0,003**
pH	-0,1250	0,217
P	0,00568	0,253
Na	0,000253	0,109
		...continua...

TABELA 11, Cont.

	S	0,00038	0,909
	K	-0,00186	0,075**
	Ca	0,402	0,016**
	Mg	0,227	0,490
	Al	0,325	0,215
	Cu	0,0274	0,490
	Fe	-0,00480	0,238
	Mn	0,00823	0,274
	Zn	0,0191	0,657
		1,38-1,54	0,0216
Fx. Ds (g cm ⁻³)		1,54-1,60	0,0262
		1,60-1,65	-0,0669
		1,65-1,77	0,0191
			0,707
		34,85-39,90	0,0181
Fx. PT (%)		39,90-42,37	0,0040
		42,37-43,97	-0,0654
		43,97-48,64	0,0434
			0,409

pH: Potencial hidrogeniônico; P: Fósforo; Na: Sódio; S: Enxofre; K: Potássio; Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Mn: Manganês; Zn: Zinco; Fx. Ds: Faixa de Densidade do solo; Fx. PT: Faixa de Porosidade Total do solo; *, **, ***, significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: A autora.

A Tabela 11 mostra que para todas as interações triplas a constante do modelo e a variável Ca são significativas e positivas, enquanto que apenas a variável K é significativa e negativa. É interessante considerar que em todos os aninhamentos duplos propostos (Tabelas 8, 9 e 10) o K também contraria o efeito da MOS, enquanto o Ca atua de forma diretamente proporcional à variável resposta.

A redução dos teores de K também foi observada por Prior et al. (2015) ao avaliarem os efeitos da aplicação das doses 0, 112,5, 225, 337,5 e 450 m³ ha⁻¹ de ARS, em associação com a adubação química, durante o ciclo do milho em Latossolo Vermelho distroférico típico. Pessotto et al. (2018) assim como Caovilla et al. (2010), por sua vez, não constataram diferenças significativas na concentração de K em função das diferentes dosagens aplicadas de ARS.

Em contrapartida, no trabalho de Da Ros et al. (2017), em Latossolo Vermelho aluminoférrico típico, foi verificado que a aplicação das doses superiores a $60 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1}$ de ARS elevaram os teores desse macronutriente nos cultivos de girassol, canola, feijão e milho, na camada 0,0-0,1 m. O aumento de K também foi verificado por Hermann et al. (2016) ao avaliarem solo cultivado com aveia preta biofertilizado com ARS, onde esses autores constataram ainda que a combinação entre a ARS e a adubação mineral proporcionaram maiores concentrações de K. Este resultado é ratificado por Lourenzi et al. (2016), em Latossolo Vermelho distroférico típico tratado com dejetos líquidos de suínos com maravalha e por Cassol et al. (2012) em solo cultivado com milho sob sistema de plantio direto.

Caovilla et al. (2010) esclarecem que a alta mobilidade do potássio no solo pode ser explicada pela forma praticamente livre que o nutriente se encontra na ARS e por apresentar baixa energia de adsorção aos colóides do solo. Maggi et al. (2011) e Steiner et al. (2011) afirmam ainda que devido à baixa reatividade no solo, é provável seu alcance em maiores profundidades. Veiga et al. (2012) corroboram com esta afirmativa ao constatarem que após nove anos de aplicação de dejetos líquidos de suínos em Latossolo Vermelho sob sistema de plantio direto, os teores de K são superiores até 0,6 m de profundidade. Esta consideração é confirmada por Doblinski et al. (2010), que ao avaliarem a lixiviação de nitrogênio, fósforo e potássio na cultura do feijão irrigado com ARS, constataram que o K é o elemento de maior destaque. Neste contexto, explica-se a relação direta entre K e a profundidade Y e a relação inversa destas variáveis sobre a MOS, principalmente quando se fixa o fator Profundidade (Tabela 12).

Os incrementos de Ca também foram observados por Cassol et al. (2012), Lourenzi et al. (2016), Da Ros et al. (2017) e Pessotto et al. (2018), principalmente nas camadas mais superficiais do solo. Por outro lado, Caovilla et al. (2010) não verificaram diferenças significativas nos teores de Ca em Latossolo Vermelho distroférico típico, cultivado com soja e tratado com ARS nas concentrações de 25, 50 e 75%.

Maggi et al. (2011) e Steiner et al. (2011) explicam que esse macronutriente, na sua forma catiônica (Ca^{2+}) associa-se fortemente aos colóides do solo, provenientes dos compostos orgânicos da ARS, o que favorece sua maior concentração nos primeiros centímetros do solo. Devido à alta energia de ligação desses íons, justifica-se a relação positiva entre o Ca, a profundidade X e os teores de MOS (Tabela 12).

4.2.1. Área*Tratamento*Profundidade

Os valores dos coeficientes e das significâncias geradas pelo GLM ao fixar o fator Profundidade e aninhar os fatores Tratamento*Profundidade e Área*Tratamento*Profundidade, são mostrados na Tabela 12.

TABELA 12: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Profundidade, para as interações Tratamento*Profundidade e Área*Tratamento*Profundidade.

Fator		Matéria Orgânica do Solo (MOS)	
		Coeficiente	p-value
Profundidade	X	0,0627	0,060*
	Y	-0,0627	0,060*
Tratamento*Profundidade	T0*X	0,0577	0,452
	T1*X	0,0451	0,461
	T2*X	0,0657	0,311
	T3*X	0,0398	0,539
	T4*X	-0,2082	0,015**
	T0*Y	-0,0830	0,333
	T1*Y	-0,0752	0,283
	T2*Y	0,0226	0,692
	T3*Y	0,1371	0,090*
	T4*Y	-0,0015	0,983
Área*Tratamento*Profundidade	LD*T0*X	-0,320	0,011**
	LS*T0*X	0,739	0,000***
	PS*T0*X	-0,4191	0,000***
	LD*T1*X	-0,3308	0,002**
	LS*T1*X	0,852	0,000***
	PS*T1*X	-0,521	0,000***
	LD*T2*X	0,042	0,681
	LS*T2*X	0,530	0,000***
	PS*T2*X	-0,572	0,000***
	LD*T3*X	0,007	0,952
	LS*T3*X	0,605	0,000***
	PS*T3*X	-0,611	0,000***

...continua...

TABELA 12, Cont.

	LD*T4*X	-0,218	0,166
	LS*T4*X	0,679	0,000***
	PS*T4*X	-0,461	0,005**
	LD*T0*Y	-0,350	0,028**
	LS*T0*Y	0,700	0,000***
	PS*T0*Y	-0,351	0,003**
	LD*T1*Y	-0,512	0,000***
	LS*T1*Y	0,729	0,000***
Área*Tratamento*Profundidade	PS*T1*Y	-0,217	0,174
	LD*T2*Y	-0,099	0,413
	LS*T2*Y	0,5138	0,000***
	PS*T2*Y	-0,414	0,004**
	LD*T3*Y	-0,310	0,017**
	LS*T3*Y	0,589	0,000***
	PS*T3*Y	-0,279	0,124
	LD*T4*Y	-0,299	0,013**
	LS*T4*Y	0,492	0,000***
		PS*T4*Y	-0,193

X: profundidade 0-0,2 m; Y: profundidade 0,2-0,4 m; T0: dose 0 de ARS; T1: dose 200 m³ ha⁻¹ de ARS; T2: dose 400 m³ ha⁻¹ de ARS; T3: dose 600 m³ ha⁻¹ de ARS; T4: dose 800 m³ ha⁻¹ de ARS; PS: Pastagem Solteira; LS: SSP em linha Simples; LD: SSP em linha Dupla; *, **, ***, significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: A autora.

As profundidades X e Y apresentam a mesma significância e o mesmo valor de coeficiente em módulo, logo, possuem a mesma intensidade na equação do modelo. No entanto, na profundidade X o valor do coeficiente é positivo, o que permite concluir que na camada (0,0-0,2 m) constatam-se maiores teores de MOS, o que é também comprovado pelas pesquisas de Caovilla et al. (2010) e Pessotto et al. (2016).

A interação entre os fatores Tratamento*Profundidade demonstra que as associações significativas são T4*X e T3*Y e apresentam coeficientes negativo e positivo, respectivamente. Portanto, entende-se que a combinação entre a maior dosagem de ARS (800 m³ ha⁻¹) e a profundidade 0,2-0,4 m determina baixo teor de MOS. Vale considerar que o aninhamento T4*X também se mostrou contrário ao

comportamento da MOS na interação Tratamento*Profundidade, ao fixar o fator Profundidade, como mostrado na Tabela 9.

Na interação Área*Tratamento*Profundidade evidencia-se que as associações LD*T0*X, PS*T0*X, PS*T1*X, LD*T1*X, PS*T2*X, PS*T3*X, PS*T4*X, LD*T0*Y, PS*T0*Y, LD*T1*Y, PS*T2*Y, LD*T3*Y e LD*T4*Y são significativas e apresentam coeficiente negativo. Enquanto as associações LS*T0*X, LS*T1*X, LS*T2*X, LS*T3*X, LS*T4*X, LS*T0*Y, LS*T1*Y, LS*T2*Y, LS*T3*Y, LS*T4*Y são significativas e positivas. A partir dessa análise, compreende-se, portanto, que todas as combinações em LS, independentemente do tratamento e da profundidade, são relevantes para teores mais elevados de MOS.

Outra observação relevante no entendimento da interação entre três fatores é a complementariedade das informações. Neste contexto, as informações obtidas nas interações entre dois fatores são consideradas na interação entre três fatores, o que permite inferências mais completas e complexas sobre a dinâmica da variável resposta.

Sob esta perspectiva, analisando a interação de T4*X, cujo coeficiente é negativo, em integração com a área PS, percebe-se que a nova associação permanece com o coeficiente negativo, e respondem de maneira inversa ao comportamento da MOS. O mesmo acontece com T3*Y e a área LS, no entanto, mantém-se o coeficiente positivo e a relação direta com a variável resposta.

Por outro lado, o efeito sobre a variável resposta pode ser contrário. Nesta situação; ao considerar T3*Y, cujo coeficiente é positivo, e sua relação com a área LD, o coeficiente da interação passa a ser negativo, indicando que esta situação influencia para que os teores de MOS sejam menores. A mesma interpretação pode ser estendida para a associação T4*X e a área LS, que passa a apresentar coeficiente positivo, e por isso, contribui para teores elevados de MOS.

4.2.2. Tratamento*Profundidade*Área

A Tabela 13 apresenta os valores dos coeficientes e das significâncias geradas pelo GLM ao fixar o fator Área e aninhar Profundidade*Área e Tratamento*Profundidade*Área.

TABELA 13: Valor dos coeficientes e das significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Área, para as interações Profundidade*Área e Tratamento*Profundidade*Área.

Fator		Matéria Orgânica do Solo (MOS)	
		Coeficiente	p-value
Área	LD	-0,2391	0,000***
	LS	0,6428	0,000***
	PS	-0,4037	0,000***
Profundidade*Área	X*LD	0,1377	0,003**
	Y*LD	-0,1377	0,003**
	X*LS	0,1008	0,039**
	Y*LS	-0,1008	0,039**
	X*PS	-0,0505	0,307
	Y*PS	0,0505	0,307
Tratamento*Profundidade*Área	T0*X*LD	-0,098	0,525
	T1*X*LD	-0,1217	0,214
	T2*X*LD	0,2717	0,007**
	T3*X*LD	0,211	0,082*
	T4*X*LD	-0,262	0,084*
	T0*Y*LD	-0,118	0,583
	T1*Y*LD	-0,273	0,019**
	T2*Y*LD	0,237	0,037**
	T3*Y*LD	0,141	0,296
	T4*Y*LD	0,013	0,904
	T0*X*LS	0,116	0,316
	T1*X*LS	0,216	0,061*
	T2*X*LS	-0,085	0,450
	T3*X*LS	-0,036	0,758
	T4*X*LS	-0,210	0,213
	T0*Y*LS	0,013	0,910
	T1*Y*LS	0,049	0,718
	T2*Y*LS	-0,068	0,533
	T3*Y*LS	0,121	0,322
	T4*Y*LS	-0,210	0,213

...continua...

TABELA 13, Cont.

	T0*X*PS	0,155	0,182
	T1*X*PS	0,0407	0,661
	T2*X*PS	0,011	0,930
	T3*X*PS	-0,055	0,608
Tratamento*Profundidade*Área	T4*X*PS	-0,152	0,150
	T0*Y*PS	-0,1433	0,152
	T1*Y*PS	-0,001	0,992
	T2*Y*PS	-0,101	0,339
	T3*Y*PS	0,149	0,234
	T4*Y*PS	0,096	0,381

PS: Pastagem Solteira; LS: SSP em linha Simples; LD: SSP em linha Dupla; X: profundidade 0-0,2 m; Y: profundidade 0,2-0,4 m; T0: dose 0 de ARS; T1: dose 200 m³ ha⁻¹ de ARS; T2: dose 400 m³ ha⁻¹ de ARS; T3: dose 600 m³ ha⁻¹ de ARS; T4: dose 800 m³ ha⁻¹ de ARS; *, **, ***, significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: A autora.

A Tabela 13 apresenta que apenas a área LS (SSP em linha simples) favorece o aumento dos teores de MOS. Este resultado fortalece aquele encontrado pelo aninhamento Área*Tratamento*Profundidade (Tabela 12), em que todas as associações nesta área, independente da profundidade e do tratamento, são positivamente relevantes ao aumento da MOS.

A interação Profundidade*Área demonstra que as associações Y*LD e Y*LS são significativas e negativas e possuem a mesma intensidade que as associações X*LD e X*LS, respectivamente, que por sua vez, são significativas e positivas. Tal resultado reforça a estreita associação dos elevados teores de MOS com a profundidade X e, ainda mais, dessa com a área LS, como mostrado nas Tabelas 9, 10 e 12.

Já a interação tripla Tratamento*Profundidade*Área evidencia que as associações T1*Y*LD e T4*X*LD são significativas e negativas. Enquanto que as associações T2*X*LD, T2*Y*LD, T3*X*LD e T1*X*LS são significativas e positivas.

É interessante ressaltar que a associação dos três fatores acrescenta informações sobre a associação de dois fatores. Sendo assim, é possível perceber que a adição do fator Tratamento pode, por um lado, alterar o comportamento da associação Profundidade*Área, e por outro; confirmá-lo.

A modificação do comportamento dos fatores pode ser comprovada ao analisar que a associação negativa Y*LD, ao ser submetida ao tratamento T2 (400 m³ ha⁻¹) passa a se comportar de maneira positiva. O efeito contrário também ocorre, ou seja, a associação Profundidade*Área ser positiva e associação Tratamento*Área*Profundidade ser negativa e, pode ser constatado no caso da interação X*LD com o tratamento T4.

Já a validação da interação entre os dois fatores pode ser verificada quando a associação X*LS permanece positiva quando submetida ao tratamento T1 e, X*LD aos tratamentos T2 e T3. Enquanto que a associação Y*LD permanece negativa ao ser testada por T1.

4.2.3. Profundidade*Área*Tratamento

Os valores dos coeficientes e das significâncias geradas pelo GLM ao fixar o fator Tratamento e aninhar os fatores Área*Tratamento e Profundidade*Tratamento*Área, são apresentados pela Tabela 14.

TABELA 14: Coeficientes e significâncias geradas pelo Modelo Linear Generalizado (GLM) para a Matéria Orgânica do Solo (MOS), fixando o fator Tratamento, para as interações Área*Tratamento e Profundidade*Área*Tratamento.

Fator	Matéria Orgânica do Solo (MOS)		
	Coeficiente	p-value	
Tratamento	T0	-0,0127	0,845
	T1	-0,0151	0,748
	T2	0,0441	0,316
	T3	0,0885	0,128
	T4	-0,1049	0,067*
Área*Tratamento	LD*T0	-0,335	0,004**
	LS*T0	0,720	0,000***
	PS*T0	-0,3850	0,000***
	LD*T1	-0,4215	0,000***
	LS*T1	0,790	0,000***
	PS*T1	-0,369	0,002**

...continua...

TABELA 14, Cont.

	LD*T2	-0,0287	0,756
	LS*T2	0,5219	0,000***
	PS*T2	-0,493	0,000***
Área*Tratamento	LD*T3	-0,1517	0,128
	LS*T3	0,597	0,000***
	PS*T3	-0,445	0,005**
	LD*T4	-0,259	0,024**
	LS*T4	0,586	0,000***
	PS*T4	-0,327	0,018**
	X*LD*T0	0,148	0,200
	Y*LD*T0	-0,148	0,200
X*LS*T0	0,1524	0,070*	
Y*LS*T0	-0,1524	0,070*	
X*PS*T0	0,0989	0,276	
Y*PS*T0	-0,0989	0,276	
X*LD*T1	0,2135	0,015**	
Y*LD*T1	-0,2135	0,015**	
X*LS*T1	0,1844	0,058*	
Y*LS*T1	-0,1844	0,058*	
X*PS*T1	-0,0296	0,734	
Y*PS*T1	0,0296	0,734	
Profundidade*Área*Tratamento	X*LD*T2	0,1549	0,048**
	Y*LD*T2	-0,1549	0,048**
	X*LS*T2	0,0923	0,312
	Y*LS*T2	-0,0923	0,312
	X*PS*T2	0,0055	0,951
	Y*PS*T2	-0,0055	0,951
	X*LD*T3	0,1724	0,031**
	Y*LD*T3	-0,1724	0,031**
	X*LS*T3	0,0220	0,796
	Y*LS*T3	-0,0220	0,796
	X*PS*T3	-0,1524	0,097*
	Y*PS*T3	0,1524	0,097*

...continua...

TABELA 14, Cont.

	X*LD*T4	0,0000	1,000
	Y*LD*T4	-0,0000	1,000
Profundidade*Área*Tratamento	X*LS*T4	0,053	0,684
	Y*LS*T4	-0,053	0,684
	X*PS*T4	-0,1748	0,040**
	Y*PS*T4	0,1748	0,040**

T0: dose 0 de ARS; T1: dose 200 m³ ha⁻¹ de ARS; T2: dose 400 m³ ha⁻¹ de ARS; T3: dose 600 m³ ha⁻¹ de ARS; T4: dose 800 m³ ha⁻¹ de ARS; PS: Pastagem Solteira; LS: SSP em linha Simples; LD: SSP em linha Dupla; X: profundidade 0-0,2 m; Y: profundidade 0,2-0,4 m; *, **, ***, significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: A autora.

De acordo com a Tabela 14, apenas o tratamento T4 (800 m³ ha⁻¹) é significativo nesta análise, contrariando o efeito da MOS. Vale ressaltar que com o fator Tratamento fixado, nos aninhamentos duplos propostos, também foi constatado o mesmo resultado (Tabela 8).

A associação Área*Tratamento demonstra que as associações LD*T0, PS*T0, PS*T1, LD*T1, PS*T2, PS*T3, PS*T4 e LD*T4 são significativas e negativas enquanto que as associações LS*T0, LS*T1, LS*T2, LS*T3 e LS*T4 são significativas e positivas. Portanto, verifica-se que todas as associações com a área PS (pastagem solteira), favorecem teores mais baixos da MOS. Em contrapartida, todas as associações com a área LS colaboram para teores mais elevados. Este resultado também foi evidenciado no aninhamento duplo Área*Tratamento da Tabela 8.

A interação Profundidade*Área*Tratamento evidencia que as associações Y*LD*T1, Y*LD*T2, Y*LD*T3, Y*LS*T0, Y*LS*T1, Y*PS*T3 e Y*PS*T4 são significativas e negativas. Enquanto que as associações X*LD*T1, X*LD*T2, X*LD*T3, X*LS*T0, X*LS*T1, X*PS*T3 e X*PS*T4 são significativas e positivas.

A partir do entendimento que a associação em 30 níveis traz informações que complementam a interação Área*Tratamento, é possível considerar mudanças sobre o desempenho das variáveis ou mesmo sustentar a análise inicial. O efeito, à dinâmica da variável resposta, é contrastante quando a interação Área*Tratamento, que possui coeficiente positivo; ao se combinar com o fator Profundidade, passa a apresentar coeficiente negativo, ou vice-versa. Por outro lado, quando a interação entre três fatores

permanece com o coeficiente positivo ou negativo, como na interação de dois fatores, certifica-se que as informações não alteram o comportamento da variável resposta.

Sob a perspectiva de comprovar a interação entre os dois fatores, é preciso analisar que LD*T1, PS*T3 e PS*T4, cujos coeficientes são negativos, quando associados à profundidade Y, permanecem sendo inversamente proporcionais à variável resposta. A mesma interpretação pode ser estendida a LS*T0 e LS*T1 e a profundidade X, que continua respondendo diretamente aos teores de MOS.

Por outro lado, quando as associações LD*T1, PS*T3 e PS*T4 combinam-se com a profundidade X, o efeito sobre a MOS é contrário ao apresentado anteriormente. O mesmo acontece com LS*T0 e LS*T1 e sua combinação com a profundidade Y.

Ao analisar a interação Profundidade*Área*Tratamento, a Tabela 15 apresenta que a significância e o módulo dos coeficientes são iguais para X*LS*T0 e Y*LS*T0, X*LD*T1 e Y*LD*T1, X*LD*T2 e Y*LD*T2, X*LD*T3 e Y*LD*T3, X*PS*T3 e Y*PS*T3, X*PS*T4 e Y*PS*T4. Essa condição permite afirmar que as profundidades X e Y possuem mesma intensidade no modelo gerado, no entanto, são antagônicas. Neste contexto, as combinações com a profundidade X (0,0-0,2 m) relacionam-se diretamente com a dinâmica da MOS, enquanto que o contrário é notado nas combinações com a profundidade Y (0,2-0,4 m). O que corrobora com os resultados anteriores, que o fator Profundidade apresenta a mesma significância e valores antagônicos dos coeficientes para as interações entre as áreas e os tratamentos, como mostrado nas Tabelas 8, 9, 10, 12 e 13.

Com a finalidade de complementar a interpretação dos resultados gerados pelos GLMs foi realizada uma comparação dos aninhamentos triplos. A Tabela 15 mostra que a organização dos fatores Área, Tratamento e Profundidade nos arranjos interfere nas significâncias e nos coeficientes. Neste contexto, ao comparar os três aninhamentos, constatou-se que apenas a combinação dos fatores LD, T1, Y e LS, T1, X, evidenciadas na Tabela 15, são significativas e apresentam-se negativa e positiva, respectivamente.

TABELA 15: Interações, coeficientes e significâncias para os aninhamentos entre três fatores.

Á*T*P			T*P*Á			P*Á*T		
Interação	Coef.	Sig.	Interação	Coef.	Sig.	Interação	Coef.	Sig.
LD*T0*X	-0,320	0,011**	T0*X*LD	-0,098	0,525	X*LD*T0	0,148	0,200

...continua...

TABELA 15, Cont.

LS*T0*X	0,739	0,000***	T1*X*LD	-0,1217	0,214	Y*LD*T0	-0,148	0,200
PS*T0*X	-0,4191	0,000***	T2*X*LD	0,2717	0,007**	X*LS*T0	0,1524	0,070*
LD*T1*X	-0,3308	0,002**	T3*X*LD	0,211	0,082*	Y*LS*T0	-0,1524	0,070*
LS*T1*X	0,852	0,000***	T4*X*LD	-0,262	0,084*	X*PS*T0	0,0989	0,276
PS*T1*X	-0,521	0,000***	T0*Y*LD	-0,118	0,583	Y*PS*T0	-0,0989	0,276
LD*T2*X	0,042	0,681	T1*Y*LD	-0,273	0,019**	X*LD*T1	0,2135	0,015**
LS*T2*X	0,530	0,000***	T2*Y*LD	0,237	0,037**	Y*LD*T1	-0,2135	0,015**
PS*T2*X	-0,572	0,000***	T3*Y*LD	0,141	0,296	X*LS*T1	0,1844	0,058*
LD*T3*X	0,007	0,952	T4*Y*LD	0,013	0,904	Y*LS*T1	-0,1844	0,058*
LS*T3*X	0,605	0,000***	T0*X*LS	0,116	0,316	X*PS*T1	-0,0296	0,734
PS*T3*X	-0,611	0,000***	T1*X*LS	0,216	0,061*	Y*PS*T1	0,0296	0,734
LD*T4*X	-0,218	0,166	T2*X*LS	-0,085	0,450	X*LD*T2	0,1549	0,048**
LS*T4*X	0,679	0,000***	T3*X*LS	-0,036	0,758	Y*LD*T2	-0,1549	0,048**
PS*T4*X	-0,461	0,005**	T4*X*LS	-0,210	0,213	X*LS*T2	0,0923	0,312
LD*T0*Y	-0,350	0,028**	T0*Y*LS	0,013	0,910	Y*LS*T2	-0,0923	0,312
LS*T0*Y	0,700	0,000***	T1*Y*LS	0,049	0,718	X*PS*T2	0,0055	0,951
PS*T0*Y	-0,351	0,003**	T2*Y*LS	-0,068	0,533	Y*PS*T2	-0,0055	0,951
LD*T1*Y	-0,512	0,000***	T3*Y*LS	0,121	0,322	X*LD*T3	0,1724	0,031**
LS*T1*Y	0,729	0,000***	T4*Y*LS	-0,114	0,373	Y*LD*T3	-0,1724	0,031**
PS*T1*Y	-0,217	0,174	T0*X*PS	0,155	0,182	X*LS*T3	0,0220	0,796
LD*T2*Y	-0,099	0,413	T1*X*PS	0,0407	0,661	Y*LS*T3	-0,0220	0,796
LS*T2*Y	0,5138	0,000***	T2*X*PS	0,011	0,930	X*PS*T3	-0,1524	0,097*
PS*T2*Y	-0,414	0,004**	T3*X*PS	-0,055	0,608	Y*PS*T3	0,1524	0,097*
LD*T3*Y	-0,310	0,017**	T4*X*PS	-0,152	0,150	X*LD*T4	0,0000	1,000
LS*T3*Y	0,589	0,000***	T0*Y*PS	-0,1433	0,152	Y*LD*T4	-0,0000	1,000
PS*T3*Y	-0,279	0,124	T1*Y*PS	-0,001	0,992	X*LS*T4	0,053	0,684
LD*T4*Y	-0,299	0,013**	T2*Y*PS	-0,101	0,339	Y*LS*T4	-0,053	0,684
LS*T4*Y	0,492	0,000***	T3*Y*PS	0,149	0,234	X*PS*T4	-0,1748	0,040**
PS*T4*Y	-0,193	0,210	T4*Y*PS	0,096	0,381	Y*PS*T4	0,1748	0,040**

Á*T*P: aninhamento Área*Tratamento*Profundidade; T*P*Á: aninhamento Tratamento*Profundidade*Área; P*T*Á: aninhamento Profundidade*Tratamento*Área; Coef.: coeficiente; Sig.: significância; T0: dose 0 de ARS; T1: dose 200 m³ ha⁻¹ de ARS; T2: dose 400 m³ ha⁻¹ de ARS; T3: dose 600 m³ ha⁻¹ de ARS; T4: dose 800 m³ ha⁻¹ de ARS; PS: Pastagem Solteira; LS: SSP em linha Simples; LD: SSP em linha Dupla; X: profundidade 0-0,2 m; Y: profundidade 0,2-0,4 m; *, **, ***, significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Fonte: A autora.

Na investigação das associações triplas identificou-se também que o fator Profundidade é o agente determinante do comportamento dos fatores estudados. A profundidade interfere de forma significativa e análoga ao comportamento da MOS nas interações da camada 0,0-0,2 m, e contraria a dinâmica da variável resposta nos ensaios na camada 0,2-0,4 m, como mostrado nas Tabelas 12, 13 e 14. Outro aspecto interessante é que no aninhamento Área*Tratamento*Profundidade, o fator Área é restritivo, principalmente o SSP em linha simples (LS), que é a única área que se mantém significativa e positiva nas interações com todos os tratamentos e profundidades (Tabela 13).

4.3.Otimização de resposta

A metodologia de otimização de respostas tem sido amplamente utilizada em pesquisas científicas voltadas para o setor industrial, principalmente quanto à mistura de substâncias. Ma et al. (2014) utilizaram a técnica *Central Composite Design* (CCD) para otimizar o processo de síntese de antioxidantes expolissacarídeos (EPS), através da produção da espécie *Phellinus*. Já Amini et al. (2008), utilizaram o mesmo método para otimizar o processo de bio sorção de chumbo em solução aquosa por *Aspergillus niger*. Em ambos os estudos foram realizados a ANOVA e a análise de regressão múltipla, que permitiram ajustes satisfatórios do CCD, através de uma equação polinomial de segunda ordem. Devido ao ajuste adequado da superfície quadrática, a otimização dos processos conferiu bons resultados às pesquisas.

O projeto de vértices extremos também é uma técnica de otimização que consiste na escolha de pontos do projeto que melhor representem o espaço amostral do processo estudado (MONTGOMERY, 2008). Neste sentido, os projetos de mistura de substâncias, compostos ou elementos podem ser desenvolvidos sob a modelagem de otimização de projetos de vértices extremos, isso porque esta técnica prevê o valor do

componente (elemento ou substância) mais utilizado e, a partir disso, define ajustes para o efeito desejado. Cornell (2011) esclarece que para projetar tais vértices deve-se considerar a proporção dos compostos na mistura e não a quantidade da mistura.

Wangkananon et al. (2018) ao pesquisarem sobre compostos clareadores de pele, testaram diversas proporções da mistura de substâncias (extrato Emblica, ácido L-ascórbico e ácido kójico) para atingir efeitos de máxima inibição da enzima tirosinase. Os autores esclarecem que a escolha múltipla, ou seja, diferentes ajustes, pode ser considerada para auxiliar a decisão. Ainda, justificam tal projeto e a metodologia utilizada pela relevância em apresentar novas matérias-primas, bem como pela redução significativa de tempo e de custos experimentais.

As técnicas de otimização de respostas também podem ser aplicadas em sistemas naturais, uma vez que ponderam as variáveis e suas interferências e evidenciam a conformação geral mais ajustada do estudo. Nesta pesquisa a otimização de resposta foi aplicada para complementar a modelagem matemática da MOS. Nesse sentido, foi proposto evidenciar o cenário cuja resposta da MOS seja máxima, considerando todas as variáveis ambientais. Para isso, foram utilizadas as covariáveis (pH, P, K, S, Mg, Ca, Mn, Cu, Fe, Zn, Al, Na) e os fatores (Fx. Ds, Fx. PT, Área, Tratamento, Profundidade). As Tabelas 16 e 17 apresentam os valores e as condições ótimas das variáveis para a máxima expressão da MOS.

TABELA 16: Condições dos fatores e predição de múltiplas respostas para a otimização de resposta da MOS.

Variável	Níveis	Configuração Ótima
Profundidade	X; Y	X
Área	LD; LS; PS	LS
Tratamento	T0; T1; T2; T3; T4	T3
Fx. Ds	1,38-1,54; 1,54-1,60; 1,60-1,65; 1,65-1,77	1,38-1,54
Fx. PT	34,85-39,90; 39,90-42,37; 42,37-43,97; 43,97-48,64	39,90-42,37

X: profundidade 0-0,2 m; Y: profundidade 0,2-0,4 m; PS: Pastagem Solteira; LS: SSP em linha Simples; LD: SSP em linha Dupla; T0: dose 0 de ARS; T1: dose 200 m³ ha⁻¹ de ARS; T2: dose 400 m³ ha⁻¹ de ARS; T3: dose 600 m³ ha⁻¹ de ARS; T4: dose 800 m³ ha⁻¹ de ARS; Fx. Ds: Faixa de Densidade do solo (g cm⁻³); Fx. PT: Faixa de Porosidade Total do solo (%).

Fonte: A autora.

TABELA 17: Amplitude das covariáveis e predição de múltiplas respostas para a otimização da resposta da MOS.

Variável	pH	P	K	Cu	Fe	Mn	Zn	Na	S	Ca	Mg	Al
		----- mg dm ⁻³ -----							--- cmol _c dm ⁻³ ---			
V. Máx.	6,0	28,3	220,0	7,0	59,0	21,1	6,1	640,0	45,0	1,80	0,7	1,05
V. Mín.	4,2	0,5	7,0	0,4	4,0	0,6	0,2	10,0	2,0	0,1	0,1	0,0
V. Ótimo	4,2	28,3	7,0	0,4	4,0	21,1	6,1	640	45,0	1,80	0,1	1,05

V. Máx.: Valor Máximo; V. Mín.: Valor Mínimo; V. Ótimo: Valor Ótimo; pH: Potencial hidrogeniônico; P: Fósforo; K: Potássio; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Mn: Manganês; Zn: Zinco; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; Na: Sódio; Ca: Cálcio; S: Enxofre.

Fonte: A autora.

Para que a expressão da MOS seja máxima, os valores de pH, P, K, Cu, Fe, Mn, Zn, Na, S, Ca, Mg e Al devem ser, respectivamente, 4,2, 28,3 mg dm⁻³, 7,0 mg dm⁻³, 0,4 mg dm⁻³, 4,0 mg dm⁻³, 21,1 mg dm⁻³, 6,1 mg dm⁻³, 640 mg dm⁻³, 45,0 mg dm⁻³, 1,80 cmol_c dm⁻³, 0,1 cmol_c dm⁻³, 1,05 cmol_c dm⁻³. Além disso, as faixas de Ds e PT devem ser 1,38-1,54 g cm⁻³ e 39,90-42,37%, respectivamente. Nas condições: área LS, tratamento T3 (600 m³ ha⁻¹) e profundidade X (0,0-0,2 m). A situação ótima dos fatores (Tabela 17) corrobora com a significância e com os coeficientes positivos gerados pelos GLMs. Além disso, reafirma a comparação realizada entre os aninhamentos triplos de que a profundidade X e a área LS são fatores determinantes para os teores elevados da MOS.

Na predição de múltiplas respostas obteve-se que a maximização da MOS apresenta valor médio (ajuste) igual a 3,9105 dag kg⁻¹ e o seu erro padrão (EP do ajustado), ou seja, a variação da resposta média igual a 0,639. O intervalo de confiança (IC) de 95% é (2,634; 5,187), indicando que este é o intervalo provável para a resposta média da variável resposta (3,9105) em função destas variáveis predictoras. E o intervalo de predição (IP) de 95% consiste em (2,509; 5,312), o que significa que este é o intervalo que provavelmente contém uma única resposta futura para a combinação dessas variáveis predictoras.

A composição de conveniência (*Desirability Composite*) também pode ser empregada para otimizar resultados. Tal metodologia possui a finalidade de combinar diversos níveis de fatores, que quando agrupados, otimizam os resultados das variáveis respostas, satisfazendo para isso, os requisitos de cada resposta no projeto. Portanto,

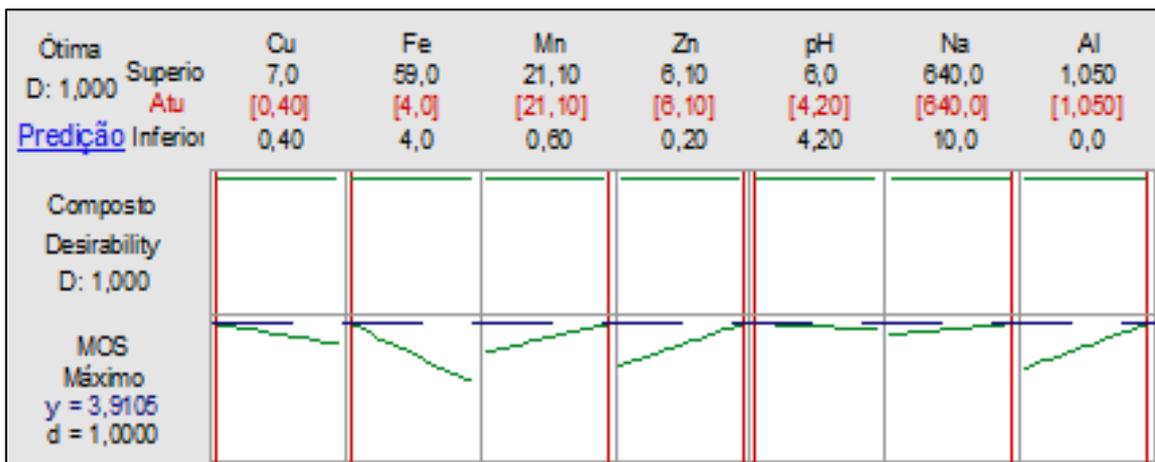
com essa metodologia almeja-se evidenciar um conjunto de condições ótimas para todas as respostas (MA et al., 2014).

Dada à diversidade de metodologias de otimização de respostas, determinou-se aplicar neste trabalho a *Desirability Composite* (D). Tendo em vista que a função D combina as funções *Desirability* individuais (d) de cada variável resposta do projeto e pondera seus resultados, assumiu-se que a importância atribuída à função d é máxima (d=1), uma vez que a variável resposta estipulada é única, a MOS.

As Figuras 4, 5 e 6 mostram que o valor de d para a MOS é igual a um (d=1) e, portanto, o valor de D é ótimo (D=1), o que permite afirmar que a função atinge seu ponto máximo e todos os valores das variáveis encontram-se dentro dos seus limites aceitáveis. Portanto, a combinação das variáveis independentes é satisfatória e os resultados são favoráveis para a resposta (maximização da MOS).

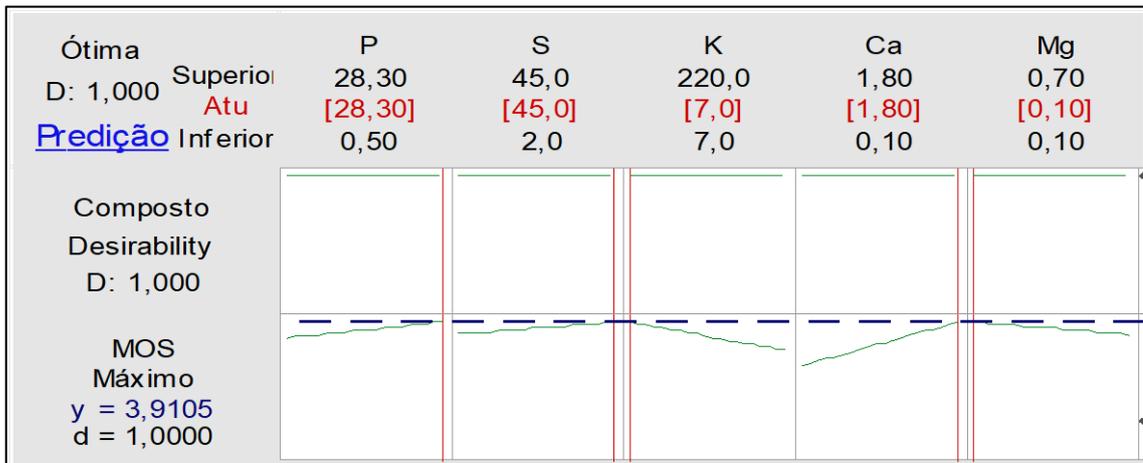
As representações gráficas da otimização para as covariáveis e os fatores são apresentadas nas Figuras 4, 5 e 6. O valor previsto da maximização da MOS (3,9105 dag kg⁻¹) é representado pela linha azul tracejada. A linha vermelha vertical representa o valor ótimo (predição atual) de cada variável para a maximização. A linha verde contínua representa a função D, na primeira linha de gráficos; e o comportamento de cada covariável, na segunda linha de gráficos. Já a representação dos fatores é dada como pontos específicos nos gráficos, como mostra a Figura 6.

FIGURA 4: Gráficos da função *Desirability* Composta e de otimização da Matéria Orgânica do Solo (MOS) em função dos teores ótimos das covariáveis Cu, Fe, Mn, Zn, pH, Na e Al.



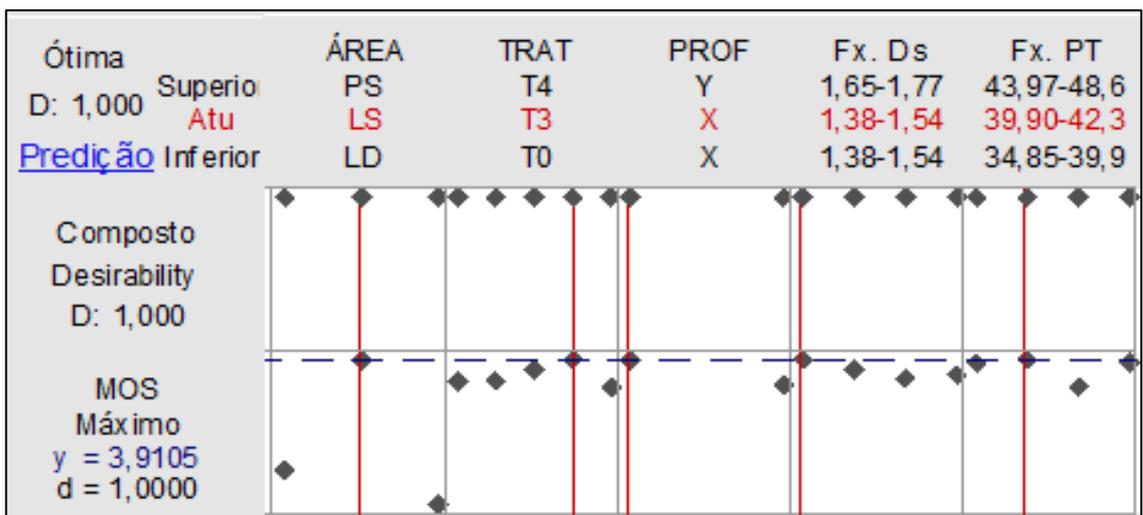
Fonte: A autora.

FIGURA 5: Gráficos da função *Desirability* Composta e de otimização da Matéria Orgânica do Solo (MOS) em função dos teores ótimos das covariáveis P, S, K, Ca e Mg.



Fonte: A autora.

FIGURA 6: Gráficos da função *Desirability* Composta e de otimização da Matéria Orgânica do Solo (MOS) em função dos teores ótimos dos fatores Área, Tratamento, Profundidade, Fx. Ds e Fx. PT.



Fonte: A autora.

As Figuras 4 e 5 mostram que conforme elevam-se os teores de Mn, Zn, Na, Al, P, S e Ca constata-se aumento no teor de MOS. Ao comparar a interferência diretamente proporcional destas variáveis percebe-se que os efeitos de Na, P e S sobre a MOS são mínimos. Já o Cu, Fe, pH, K e o Mg são as variáveis que se comportam de maneira contrária a MOS, sendo assim, conforme elevam-se seus teores, diminui-se a concentração da MOS; e os maiores efeitos sobre o comportamento da MOS são provenientes das variáveis Cu, Fe e K. De maneira geral, as variáveis que mais

interferem para a maximização da variável resposta são os elementos Zn, Al, Ca, K e o Fe, sendo os dois últimos, agentes que atuam de forma indiretamente proporcional.

A análise dos atributos físicos, das características químicas do solo bem como os tratamentos aplicados nas áreas de PS, LS e LD permite concluir que o maior valor verificado para o parâmetro MOS ($2,40 \text{ dag kg}^{-1}$), quando submetido à metodologia de maximização da resposta, atinge o valor de $3,9105 \text{ dag kg}^{-1}$. Apesar do aumento significativo do teor de MOS, sua classificação ainda permanece em nível médio, por estar contido entre $2,01$ e $4,00 \text{ dag kg}^{-1}$, segundo a Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais (CFSEMG, 1999).

Os trabalhos de Arruda et al. (2010), Brunetto et al. (2012), Lourenzi et al. 2016, Rhoden et al. (2017) e Pessotto et al. (2018) também constataram incrementos de MOS com aplicações de ARS, principalmente nas camadas mais superficiais do solo, o que confirma o resultado obtido pela otimização de resposta. Em contrapartida, Scherer, Nesi e Massotti (2010) e Prior et al. (2015) não verificaram efeitos significativos neste parâmetro, com sucessivas aplicações do biofertilizante em áreas com culturas anuais sob plantio direto e em Latossolo Vermelho distroférico típico cultivado com milho, respectivamente.

5. CONCLUSÃO

Os aninhamentos entre dois fatores mostraram que, de certa maneira, todas as variáveis químicas estudadas mostraram-se significativas nos aninhamentos. Grande destaque é atribuído às variáveis Al, Na e Ca por serem significativas e diretamente proporcionais ao comportamento da MOS; enquanto o K é o único elemento cujo comportamento causa efeito contrário a dinâmica da MOS em todas as possibilidades de interações duplas. Já as combinações entre os três fatores (Área, Profundidade e Tratamento) evidenciaram apenas o Ca e o K como as variáveis do solo significativas em todos os modelos.

Os aninhamentos triplos são mais robustos e complementam as informações obtidas pelos aninhamentos entre dois fatores, por permitirem análises mais integradas sobre as situações ambientais.

O sistema silvipastoril em linha simples (LS) e a profundidade 0,0-0,2 m destacam-se de maneira significativa e positiva sobre a dinâmica da matéria orgânica do solo (MOS), em aninhamentos duplos e triplos.

O cenário de máxima expressão da matéria orgânica do solo (MOS) é resultado da interação entre a área de sistema silvipastoril em linha simples (LS), submetido à dosagem de 600 m³ ha⁻¹ (T3), na profundidade 0,0-0,2 m (X).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMINI, M. *et al.* Application of response surface methodology for optimization of lead biosorption in an aqueous solution by *Aspergillus niger*. **Journal Hazard Mater**, [s.l.], v. 54, n. 1-3, p. 694–702, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jhazmat.2007.10.114>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030438940701566X>. Acesso em: 10 out. 2018.

ANDRADE, G. J. M.; ROSOLEM, C. A. Absorção de manganês em soja RR sob efeito do glifosate. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 35, n. 3, p. 961-968, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832011000300030>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832011000300030&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 10 mar. 2018.

ARRUDA, C. A. O. *et al.* Aplicação de dejetos suínos e estrutura de um Latossolo Vermelho sob semeadura direta. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 34, n. 4, p. 804-809, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-70542010000400002>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-70542010000400002&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 15 set. 2018.

ASSEFA, B. A. *et al.* Effects of four annual applications of manure on black Chernozemic soils. **Canadian Biosystems Engineering**, Canadá, v. 46, p. 39-46, 2004. Disponível em: <http://www.csbe-scgab.ca/docs/journal/46/c0403.pdf>. Acesso em 12 de nov. 2018.

BASSO, C. J. *et al.* Teores totais de metais pesados no solo após aplicação de dejetos líquidos de suínos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 42, n. 4, p. 653-659, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-84782012000400012>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-84782012000400012&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 13 out. 2018.

BAYER, C. *et al.* Carbon sequestration in two Brazilian Cerrado soils under no-till. **Soil and Tillage Research**, [s.l.], v. 86, n. 2, p.237-245, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.still.2005.02.023>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167198705000723?via%3Dihub>. Acesso em 12 de set. 2018.

BENKE, M. B. *et al.* Livestock manure improves acid soil productivity under a cold northern Alberta climate. **Canadian Journal of Soil Science**, Canadá, v. 90, n. 4, p. 658-697, 2010. DOI: <https://doi.org/10.4141/cjss09112>. Disponível em: <https://www.nrcresearchpress.com/doi/pdf/10.4141/cjss09112>. Acesso em 12 out. 2018.

BERWANGER, A. L.; CERETTA, C. A.; SANTOS, D. R. Alterações no teor de fósforo no solo com aplicação de dejetos líquidos de suínos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, n. 6, p. 2525-2532, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832008000600029>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832008000600029&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 20 out. 2018.

BRUNETTO, G. *et al.* Changes in soil acidity and organic carbon in a sandy typic hapludalf after medium-term pig-slurry and deep-litter application. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 36, n. 5, p. 1620-1628, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832012000500026>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832012000500026&lng=en&nrm=iso. Acesso em 10 out. 2018.

BUTTON, S. T. **Metodologia para planejamento experimental e análise de resultado**. Universidade Estadual de Campinas. Apostila São Paulo, 2001.

CAOVILLA, F. A. *et al.* Características químicas de solo cultivado com soja e irrigado com água residuária da suinocultura. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.14, n. 7, p.692-697, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-43662010000700002>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-43662010000700002&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 13 fev. 2018.

CASSOL, P. C. *et al.* Disponibilidade de macronutrientes e rendimento de milho em Latossolo fertilizado com dejetos suíno. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 36, n. 6, p. 1991-1923, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S010006832012000600025>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832012000600025&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 10 dez. 2018.

CERETTA, C. A. *et al.* Características químicas de solo sob aplicação de esterco líquido de suínos em pastagem natural. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, n. 6, p. 729-735, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2003000600009>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-204X2003000600009&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 10 dez. 2018.

COMIN, J. J. *et al.* Physical properties and organic carbon content of a Typic Hapludult soil fertilised with pig slurry and pig litter in a no-tillage system. **Soil Research**, v.51, n. 5, p.459-470, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1071/SR13130>. Disponível em: <http://www.publish.csiro.au/sr/SR13130>. Acesso em 20 fev. 2019.

COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO DO ESTADO DE MINAS GERAIS. **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais**. 4. ed. Lavras, CFSEMG, 1989. 176p.

CORDEIRO, G. M.; DEMÉTRIO, C. G. **Modelos lineares generalizados e extensões**. 2013. 493 p.

CORNELL, J. A. **Experiments with mixtures: Designs, Models, and the Analysis of Mixture Data**, v. 403, John Wiley & Sons, 2011.

COUTO, R. R. *et al.* Microbiological and chemical attributes of a Hapludalf soil with swine manure fertilization. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 48, n. 7, p. 774-782, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2013000700010>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-204X2013000700010&lng=en&nrm=iso. Acesso em 12 mar. 2019.

CUNHA, E. Q. *et al.* Sistemas de preparo do solo e culturas de cobertura na produção orgânica de feijão e milho. I – atributos físicos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 35, n. 2, p. 589-602, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832011000200028>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832011000200028&lng=pt&nrm=iso. Acesso em: 12 dez. 2018.

DA ROS *et al.* Disponibilidade de nutrientes e acidez do solo após aplicações sucessivas de água residuária de suinocultura. **Revista Brasileira de Tecnologia Agropecuária**, [s.l.], v. 1, n. 1, p. 35-44, 2017. Disponível em: <http://revistas.fw.uri.br/index.php/rbdta/article/view/2188/2266>. Acesso em: 10 jan. 2019.

DALBEN, A. D.; OSAKI, F. Atributos físicos do solo de um cambissolo háplico em floresta nativa e de Pinus taeda. **Revista Acadêmica de Ciências Agrárias e Ambientais**, Curitiba, v. 6, n. 1, p. 29-37, 2008. DOI: https://doi.org/10.7213/ciencia_animal.v6i1.10322. Disponível em: <https://periodicos.pucpr.br/index.php/cienciaanimal/article/view/10322/9719>. Acesso em: 5 jan. 2019.

DEL CASTILLO, E.; MONTGOMERY, D. C.; MCCARVILLE, D. R. Modified Desirability Functions for Multiple Response Optimization. **Journal of Quality Technology**, [s.l.], v. 28, n. 3, p. 337-345, 1996. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00224065.1996.11979684>. Acesso em: 15 jan. 2019.

DERRINGER, G.; SUICH, R. Simultaneous Optimization of Several Response Variables. **Journal of Quality Technology**, [s.l.], v. 12, n. 4, p. 214-219, 1980. DOI: <https://doi.org/10.1080/00224065.1980.11980968>. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00224065.1980.11980968>. Acesso em: 28 dez. 2018.

DEVOR, R. R.; CHANG, T.; SUTHERLAND, J. W. **Statistical quality design and control** – Contemporary concepts and methods. New Jersey, Prentice Hall, INC. Cap. 15-20, 1992. p. 503-744.

DINSMORE, K. J.; BILLETT, M. F.; DYSON, K.. Temperature and precipitation drive temporal variability in aquatic carbon and GHG concentrations and fluxes in a peatland catchment. **Global Change Biology**, [s.l.], v. 19, n. 7, p. 2133-2148, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1111/gcb.12209>. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/gcb.12209>. Acesso em: 10 dez. 2018.

DOBLINSKI, A. F. *et al.* Nonpoint source pollution by swine farming wastewater in bean crop. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.14, n.1, p.87–93, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-43662010000100012>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-43662010000100012&lng=en&nrm=iso. Acesso em: 10 out. 2018.

DORMANN, C. F. *et al.* Collinearity: a review of methods to deal with it and a simulation study evaluating their performance. **Ecography**, [s.l.], v. 36, n.1, p. 27-46, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1600-0587.2012.07348.x>. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/j.1600-0587.2012.07348.x>. Acesso em: 10 dez. 2018.

EUSTERHUES, K.; RUMPEL, C.; KÖGEL-KNABNER, I. Organo-mineral associations in sandy acid forest soils: importance of specific surface area, iron oxides and micropores, **European Journal of Soil Science**, [s.l.], v. 56, n. 6, p. 753-763, 2005. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1365-2389.2005.00710.x>. Acesso em 15 out. 2018.

FRANK, D. *et al.* Effects of climate extremes on the terrestrial carbon cycle: concepts, processes and potential future impacts, **Global Change Biology**, [s.l.], v. 21, n.8, p. 2861–2880, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1111/gcb.12916>. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/gcb.12916>. Acesso em 18 out. 2018.

GAMA-RODRIGUES, E.F.; GAMA-RODRIGUES, A.C. Biomassa microbiana e ciclagem de nutrientes. In: SANTOS, G. A.; SILVA, L. S.; CANELLAS, L. P.; CAMARGO, F. A. O. (ed.) **Fundamentos da matéria orgânica do solo ecossistemas tropicais e subtropicais**. 2. ed. Porto Alegre: Metrópole, 2008. p.159-170.

GARCIA, G. de O. *et al.* Atributos químicos de um Neossolo cultivado com Capim Mombaça fertirrigado com água residuária da suinocultura. In: XXV Congresso Nacional de Irrigação e Drenagem, 25., 2015. São Cristóvão, SE. **Anais [...]**. São Cristóvão, SE: UFS, 2015.

GUARDINI, R. *et al.* Phosphorus accumulation and pollution potential in a hapludult fertilized with pig manure. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 36, n. 4, p. 1333-1342, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832012000400027>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832012000400027&lng=en&nrm=iso. Acesso em 15 set. 2018.

GUERRERO, C.; MORAL, R.; GÓMEZ, I. Microbial biomass and activity of na agricultural soil amended with the solid phase of pig slurries. **Bioresource Technology**, [s.l.], v. 98, n. 17, p. 3259-3264, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biortech.2006.07.015>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S096085240600304X?via%3Dihub>. Acesso em 20 dez. 2018.

HAYNES, R. J.; MOKOLOBATE, M. S. Amelioration of Al toxicity and P deficiency in acid soils by additions of organic residues: a critical review of the phenomenon and the mechanisms involved, **Nutrient Cycling in Agroecosystems**, [s.l.], v. 59, n. 1, p. 47-63, 2001. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1009823600950>. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1023%2FA%3A1009823600950>. Acesso em 20 dez. 2018.

HERRMANN, D. R. *et al.* Association of swine wastewater and mineral fertilization on black oat production. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 36, n. 5, p.799-810, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1809-4430-Eng.Agric.v36n5p799-810/2016>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-69162016000500799&lng=en&nrm=iso. Acesso em 20 dez. 2018.

HERNÁNDEZ-SORIANO, M. C. The role of aluminum-organo complexes in soil organic matter dynamics. In: Hernández-Soriano, M. C. (ed.). **Soil health and land use management**. [S.l.: s.n.], 2012. Cap. 2, p.17-32.

HOMEN, B. G. C. *et al.* Efeito do uso prolongado de água residuária de suinocultura sobre as propriedades químicas e físicas de um Latossolo Vermelho-Amarelo. **Científica**, Jaboticabal, v.42, n. 3, p.299-309, 2014. DOI: <https://doi.org/10.15361/1984-5529.2014v42n3p299-309>. Disponível em: <http://cientifica.org.br/index.php/cientifica/article/view/507/349>. Acesso em 15 nov. 2018.

HSU, J. C. **Multiple Comparisons, Theory and methods**. 1. ed. [S.l.]: Chapman e Hall, 1996. 296 p. DOI: <https://doi.org/10.1201/b15074>. Disponível em: <https://www.taylorfrancis.com/books/9780429170874>. Acesso em 28 dez. 2018.

JEFF WU, C. F.; HAMADA, M. S. **Experiments; Planning, Analysis, and Optimization**. 2. Ed. [S.l.]: Wiley, 2009. 760 p.

KABATA-PENDIAS, A. **Trace Elements in Soils and Plants**. 4 ed. Boca Raton: CRC Press/Taylor & Francis Group, 2011, 548 p. DOI: <https://doi.org/10.1201/b10158>. Disponível em: <https://www.taylorfrancis.com/books/9780429192036>. Acesso em: 28 dez. 2018.

LEITE, L. F. C.; MENDONÇA, E. S. Perspectivas e limitações da modelagem da dinâmica da matéria orgânica dos solos tropicais. **Tópicos em Ciências do Solo**, Viçosa, v. 5, p. 181-218, 2007.

LOPES, M. D. C. **Aplicação de água residuária de suinocultura tratada em sistema de alagados construídos, via irrigação por gotejamento nas culturas de milho e de sorgo**. 2007. Tese (Doutorado) - Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”, Faculdade de Ciências Agrônômicas, Botucatu, 2007.

LOURENTE, E. R. P. *et al.* Atributos microbiológicos, químicos e físicos do solo sob diferentes sistemas de manejo e condições de Cerrado. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v. 41, n.1, p. 20-28, 2011. DOI: <https://doi.org/10.5216/pat.v41i1.8459>. Disponível em: <https://www.revistas.ufg.br/pat/article/view/8459>. Acesso em: 15 dez. 2018.

LOURENZI, C. R. *et al.* Atributos químicos de Latossolo após sucessivas aplicações de composto orgânico de dejetos líquidos de suínos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.51, n.3, p.233-242, mar. 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2016000300005>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-204X2016000300233&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 15 dez. 2018.

LUCENA, J. J. Iron fertilizers in Correcting iron deficiencies in plants. *In*: BARTON, L. L.; ABADÍA, J. (ed). **Iron nutrition in plants and rhizospheric microorganism**. Dordrecht, Springer-Verlag Academic Pubs. 2006. p. 103-127.

MA. X. K. *et al.* Enhancing exopolysaccharide antioxidant formation and yield from *Phellinus* species through medium optimization studies. **Elsevier. Carbohydrate Polymers**, [s.l.], v. 107, p. 214-220, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.carbpol.2014.02.077>. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0144861714002057>. Acesso em: 12 out. 2018.

MAGGI, C. F. *et al.* Lixiviação de nutrientes em solo cultivado com aplicação de água residuária de suinocultura. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Jaboticabal, v.15, n.2, p.170-177, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-43662011000200010>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-43662011000200010&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 12 out. 2018.

MALAVOLTA, E.; PIMENTEL G. F.; ALCARDE, J.C. **Adubos e adubações**. São Paulo: Nobel, 2002. 199p.

MATOS, A. T.; ALMEIDA NETO, O. B.; MATOS, M. P. Saturação do complexo de troca de solos oxidicos com sódio. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 18, n. 5, p. 501-506, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-43662014000500006>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-43662014000500006&lng=pt&nrm=iso. Acesso em: 15 out. 2018.

MARCOLIN, C. D.; KLEIN, V. A. Determinação da densidade relativa do solo por uma função de pedotransferência para a densidade do solo máxima. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 33, n. 2, p. 349-354, 2011. DOI: <https://doi.org/10.4025/acta sciagron.v33i2.6120>. Disponível em: <http://periodicos.uem.br/ojs/index.php/ActaSciAgron/article/view/6120>. Acesso em: 12 out. 2018.

MARTINI, I. C. *et al.* Propriedades físicas de um Nitossolo sob diferentes usos de exploração agropecuária. **RAMVI Getúlio Vargas**, v. 1, n. 1, p. 1-12, 2014.

MARTINKOSKI, L. *et al.* Qualidade física do solo sob manejo silvipastoril e floresta secundária. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 24, p. 1-9, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/2179-8087.028216>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2179-80872017000100156&lng=en&nrm=iso. Acesso em: 20 dez. 2018.

MCCULLAGH, P.; NELDER, J. A. **Generalized Linear Models**: Monographs on Statistics and Applied Probability 37. Routledge: Chapman and Hall, 2019. 526 p.

MONTGOMERY, D. C. **Design and Analysis of Experiments**. 3. ed. [S.l.]: John Wiley & Sons, 1991. 277 p.

MONTGOMERY, D. C. **Design and Analysis of Experiments**. John Wiley & Sons, 2008.

MOURA, A. C. **Aspectos microbiológicos do sistema água residuária da suinocultura-solo**. 2015. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná. Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola. Área de concentração: Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental, Cascavel. 2015.

NARAMABUYE, F. X.; HAYNES, R. J. Short-term effects of three animal manures on soil pH and Al solubility. **Australian Journal of Soil Science**, [s.l.], v. 44, n. 5, p. 515-521, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1071/SR05062>. Disponível em: <http://www.publish.csiro.au/sr/SR05062>. Acesso em 12 dez. 2018.

NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. M. Generalized linear models. **Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)**, [Royal Statistical Society, Wiley], [s.l.], v. 135, n. 3, p. 370-384, 1972. DOI: <https://doi.org/10.2307/2344614>. Disponível em: https://www.jstor.org/stable/2344614?origin=crossref&seq=1#page_scan_tab_contents. Acesso em 18 nov. 2018.

OLIVEIRA, D. A. de.; PINHEIRO, A.; VEIGA, M. da. Effects of pig slurry application on soil physical and chemical properties and glyphosate mobility. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 38, n. 5, p. 1421-1431, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832014000500007>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832014000500007&lng=en&nrm=iso. Acesso em 16 dez. 2018.

PAULA, G. A. **Modelos de regressão com apoio computacional**. São Paulo: IME-USP, 2013.

PESSOTTO, P. P. *et al.* Atributos químicos de um Neossolo Regolítico sob uso de dejetos de suínos. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 17, n. 3, p. 408-416, 2018. DOI: <https://doi.org/10.5965/223811711732018408>. Disponível em: <http://www.revistas.udesc.br/index.php/agroveterinaria/article/view/9192>. Acesso em: 12 dez. 2018.

PEZZONI, T. *et al.* Influência de *Pterodon emarginatus* Vogel sobre atributos físicos e químicos do solo e valor nutritivo de *Brachiaria decumbens* Stapf em sistema silvipastoril. **Cernea**, Lavras, v. 18, n. 2, p.293-301, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0104-77602012000200014>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-77602012000200014&lng=pt&nrm=iso. Acesso em: 12 dez. 2018.

PRIOR, M. *et al.* Estudo da associação de água residuária de suinocultura e adubação mineral na cultura do milho e no solo. **Revista Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 35, n. 4, p. 744-755, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1809-4430-Eng.Agric.v35n4p744-755/2015>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-69162015000400744&lng=pt&nrm=iso. Acesso em: 15 nov. 2018.

PRIMO, D. C.; MENEZES, R. S. C.; SILVA, T. O. Substâncias húmicas da matéria orgânica do solo: uma revisão de técnicas analíticas e estudos no nordeste brasileiro. **Scientia Plena**, Aracaju, v. 7, n. 11, p. 1-13, 2011. Disponível em: <https://scientiaplena.org.br/sp/article/view/342>. Acesso em: 10 nov. 2018.

REICHSTEIN, M. *et al.* Climate extremes and the carbon cycle. **Nature**, [s.l.], v. 500, n. 7462, p. 287–295, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1038/nature12350>. Disponível em: <https://www.nature.com/articles/nature12350>. Acesso em 10 jan. 2018.

RHODEN, A. C. *et al.* Parâmetros químicos do solo influenciados por aplicação de dejetos de suínos em áreas agrícolas do oeste catarinense. **Revista de Ciências Agroveterinárias e Alimentos**, [s.l.], n. 2, 2017. Disponível em: <http://revista.faiacadades.edu.br/index.php/cava/article/view/374/246>. Acesso em 10 jan. 2019.

SCHEEL, T. *et al.* Stabilization of dissolved organic matter by aluminium: a toxic effect or stabilization through precipitation?, **European Journal of Soil Science**, [s.l.], v. 59, n. 6, p. 1122-1132, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1365-2389.2008.01074.x>. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1365-2389.2008.01074.x>. Acesso em: 12 dez. 2018.

SCHEFE, C. R. *et al.* Organic amendments increase soil solution phosphate concentrations in an acid soil: A controlled environment study. **Soil Science**, [s.l.], v. 173, n. 4, p. 267-276, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1097/SS.0b013e31816d1e3b>. Disponível em: <https://insights.ovid.com/crossref?an=00010694-200804000-00004>. Acesso em: 15 dez. 2018.

SCHERER, E. E.; NESI, C. N.; MASSOTTI, Z. Atributos químicos do solo influenciados por sucessivas aplicações de dejetos de suínos em áreas agrícolas de Santa Catarina. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 34, n. 4, p. 1375-1383, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832010000400034>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832010000400034&lng=pt&tlng=pt. Acesso em: 10 mar. 2018.

SCHWALM, C. R. *et al.* Reduction in carbon uptake during turn of the century drought in western North America. **Nature Geoscience**, [s.l.], v. 5, n. 8, p. 551–556, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1038/ngeo1529>. Disponível em: <https://www.nature.com/articles/ngeo1529>. Acesso em: 14 mar. 2018.

SENEVIRATNE, S. I. *et al.* Changes in climate extremes and their impacts on the natural physical environment. *In*: FIELD, C. B. *et al.* (ed.). **Managing the Risks of Extreme Events and Disasters to Advance Climate Change Adaptation, A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change**. Cambridge, UK : Cambridge University Press, 2012. p. 109–230.

SIX, J. *et al.* Bacterial and Fungal Contributions to Carbon Sequestration in Agroecosystems. **Soil Science Society of American Journal**. [s.l.], v. 70, n. 2, p. 555-569, 2006. DOI: <https://doi.org/10.2136/sssaj2004.0347>. Disponível em: <https://dl.sciencesocieties.org/publications/sssaj/abstracts/70/2/555>. Acesso em 13 mar. 2018.

STEINER, F. *et al.* Atributos químicos do solo em diferentes sistemas de culturas e fontes de adubação. **Global Science and Technology**, Rio Verde, v. 4, n. 1, p. 16-28, 2011. Disponível em: <https://rv.ifgoiano.edu.br/periodicos/index.php/gst/article/view/287>. Acesso em: 13 mar. 2018.

TONINI, M. **Macro (NPK) e micronutrientes (Cu, Zn) no solo em função da aplicação de água residuária de suinocultura**. 2018. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascavel, 2018.

TORMENA, C. A. *et al.* Densidade, porosidade e resistência à penetração em Latossolo cultivado sob diferentes sistemas de preparo do solo. **Scientia agrícola**, Piracicaba, v. 59, n. 4, p. 795-801, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-90162002000400026>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-90162002000400026&lng=pt&nrm=iso. Acesso em 15 mar. 2018.

TORMENA, C. A.; SILVA, A. P.; LIBARDI, P. L. Caracterização do intervalo hídrico ótimo de um Latossolo Roxo sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 22, n. 4, p. 573-681, 1998. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06831998000400002>. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06831998000400002&lng=en&nrm=iso. Acesso em 13 mar. 2018.

TURKMAN, M. A. A.; SILVA, G. L. **Modelos lineares generalizados**: da teoria à prática. 2000. 153 p.

VEIGA, M. da. Atributos químicos de um Latossolo Vermelho após nove anos de aplicação de dejetos líquidos de suínos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 47, n.12, p. 1766-1773, dez. 2012. Disponível em: <http://seer.sct.embrapa.br/index.php/pab/article/view/12977>. Acesso em 12 abr. 2018.

VILELA, E. F.; MENDONÇA, E. S. Impacto de sistemas agroflorestais sobre a matéria orgânica do solo: modelagem de carbono e nitrogênio. **Revista Coffee Science**, Lavras, v. 8, n. 3, p. 354-363, 2013. Disponível em: <http://www.sbicafe.ufv.br/handle/123456789/7989>. Acesso em: 12 mar. 2018.

WANGKANANON, W. *et al.* Na extreme vértices mixture design approach to optimizations of Tyrosinase inhibition effects. **Engineering Journal**, [s.l.], v. 22, n. 1, p. 175-185, 2018. DOI: <https://doi.org/10.4186/ej.2018.22.1.175>. Disponível em: <https://engj.org/index.php/ej/article/view/1716>. Acesso em: 15 mar. 2018.

WILLIAMS, D. Generalized linear model diagnostics using the deviance and single case deletions. **Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)**, [s.l.], v. 36, n. 2, p. 181-191, 1987. DOI: <https://doi.org/10.2307/2347550>. Disponível em: <https://rss.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.2307/2347550>. Acesso em: 15 out. 2018.

WHALEN, J. K. *et al.* Cattle manure amendments can increase the pH of acid soils. **Soil Science Society American Journal**, [s.l.], v. 64, n. 3, p. 962-966, 2000. DOI: <https://doi.org/10.2136/sssaj2000.643962x>. Disponível em: <https://dl.sciencesocieties.org/publications/sssaj/abstracts/64/3/962>. Acesso em: 15 abr. 2018.