

MARCELO DA SILVA MAIA

**PRODUÇÃO DE BIOMASSA, CICLAGEM DE NUTRIENTES E CAPACIDADE
BIOINTEMPÉRICA DE CONSÓRCIOS COM CAPIM MOMBAÇA E ÍNDICES
MULTIVARIADOS PARA DADOS EXPERIMENTAIS: UMA AVALIAÇÃO
COMPARADA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia - Produção Vegetal, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Orientador: André Mundstock Xavier de Carvalho

**RIO PARANAÍBA - MINAS GERAIS
2023**

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca da Universidade Federal
de Viçosa - Campus Rio Paranaíba**

T

M217p
2023

Maia, Marcelo da Silva, 1978-

Produção de biomassa, ciclagem de nutrientes e capacidade
biointempérica de consórcios com capim-mombaça e índices
multivariados para dados experimentais: uma avaliação
comparada / Marcelo da Silva Maia. – Rio Paranaíba, MG, 2023.
47 f.: il.

Orientador: André Mundstock Xavier de Carvalho.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa,
Agronomia, 2023.
Inclui bibliografia.

1. Sistemas agroflorestais. 2. Rochagem. 3. Índices de
seleção. I. Carvalho, André Mundstock Xavier de, 1984-.
II. Universidade Federal de Viçosa. Agronomia. Mestrado em
Agronomia (Produção Vegetal). III. Título.

631

MARCELO DA SILVA MAIA

**PRODUÇÃO DE BIOMASSA, CICLAGEM DE NUTRIENTES E CAPACIDADE
BIOINTEMPÉRICA DE CONSÓRCIOS COM CAPIM MOMBAÇA E ÍNDICES
MULTIVARIADOS PARA DADOS EXPERIMENTAIS: UMA AVALIAÇÃO
COMPARADA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia - Produção Vegetal, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 03 de março de 2023.

Assentimento:



Documento assinado digitalmente
MARCELO DA SILVA MAIA
Data: 22/05/2023 08:44:20-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Marcelo da Silva Maia
Autor



Documento assinado digitalmente
ANDRE MUNDSTOCK XAVIER DE CARVALHO
Data: 22/05/2023 09:44:23-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

André Mundstock Xavier de Carvalho
Orientador

*Aos meus pais Petronilha e Dilermando pelo amor,
empenho e carinho,
Dedico*

AGRADECIMENTOS

A Deus, nosso salvador e criador, pelas graças recebidas.

Aos meus pais Petronilha e Dilermando (*in memoriam*), pelo amor, carinho e dedicação.

A minha amada esposa Karine e querida filha Catarina, pela paciência e companheirismo nesse período de formação.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de realizar a pós-graduação.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de estudos.

Aos membros titulares da banca, professores Fabrícia Queiroz Mendes e Éder Matsuo, pela disponibilidade e sugestões ao trabalho.

Ao meu orientador André, pelos saberes compartilhados, e a sua contribuição ao meu crescimento profissional e pessoal.

À minha irmã Eliane, cunhado Cristiano e sobrinho Luis Felipe, pelo amor e carinho.

A dona Lurdes Mundstock pela sua grande generosidade e apoio na condução e desenvolvimento desse trabalho.

Aos colegas Davi e João Brito pela ajuda na condução do experimento.

RESUMO

MAIA, Marcelo Silva, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, *Campus* Rio Paranaíba, março de 2023. **Produção de biomassa, ciclagem de nutrientes e capacidade biointempérica de consórcios com capim mombaça e índices multivariados para dados experimentais: uma avaliação comparada.** Orientador: André Mundstock Xavier de Carvalho.

O presente trabalho está estruturado em dois capítulos com os seguintes objetivos principais: comparar consórcios entre o capim mombaça e leguminosas diversas, visando um melhor aproveitamento de nutrientes de fontes alternativas e maior produção de biomassa no estrato herbáceo de um sistema agroflorestal em implantação (i); e validar opções de análise multivariada e comparar o poder dos índices baseados em ACP e dos índices Mulamba-Mock, *Desirability* e suas variações (ii). Adicionalmente, neste segundo capítulo, buscou-se validar modificações simples nos índices de modo a aumentar o poder discriminativo dos mesmos e avaliar critérios objetivos de seleção de variáveis para atribuição de pesos. No capítulo I, um experimento foi estruturado em um esquema fatorial $4 \times 2 + 1$, sendo 4 tipos de consórcios (T1 - mombaça não consorciada/solteira, T2 - mombaça com plantas espontâneas, T3 - mombaça com trevo vermelho e T4 - mombaça com estilosantes), combinados com a presença ou não de pó de fonolito como fonte de K e mais um tratamento adicional correspondente ao amendoim forrageiro, não consorciado com o mombaça, e na presença de fonolito (Extra). O consórcio capim mombaça com trevo e mombaça solteira resultaram em maior produção de biomassa que os demais tratamentos. A adição de pó de fonolito resultou em aumento nos conteúdos de K das plantas, independentemente do tipo de consórcio. No entanto, não houve evidência de que os consórcios afetaram a liberação de nutrientes da rocha. No capítulo II, um estudo foi conduzido a partir da simulação de dados de 1600 experimentos (considerando um modelo inteiramente casualizado com 10 tratamentos, 4 repetições, com erros normais, homocedásticos e independentes), os quais foram separados em quatro cenários com 400 experimentos cada: o primeiro cenário foi composto por experimentos com 4 variáveis-resposta altamente correlacionadas, sob nulidade total de efeitos para tratamento (i); o segundo cenário foi composto por experimentos com 8 variáveis-resposta com menor nível de correlação entre si, também sob nulidade total (ii); o terceiro cenário foi composto por experimentos com 8 variáveis-resposta com menor nível de correlação entre si, porém sob condição de nulidade parcial (iii) e; o quarto cenário composto por experimentos com 4 variáveis-resposta não correlacionadas, sob nulidade total de efeitos para tratamentos (iv). Efetuou-se o cálculo de seis índices multivariados simples para cada experimento: índice Mulamba-Mock (MM), índice

Desirability (Di), índice *Desirability* convertido para escala rank (RT-Di), índice *Desirability* sem zero (Di-zm) e duas propostas de modificação do índice Di-zm (Di-zm modificado 1 e Di-zm modificado 2), além de dois índices baseados em ACP. Nos índices multivariados simples avaliou-se também as taxas de erro tipo I considerando 3 critérios de atribuição de pesos a uma ou duas variáveis. Os melhores resultados foram obtidos com o índice Di-zm modificado 1, onde o poder do índice alcançou 46% enquanto o MM alcançou poder de apenas 31,5% nas condições avaliadas. A atribuição de um peso menor para uma variável, mesmo que não definida *a priori*, aumentou o poder mas resultou em aumento expressivo das taxas de erro tipo I dos índices simples quando sob covariância nula.

Palavras-chave: Sistemas agroflorestais. *Megathyrsus maximus*. Rochagem. Índices de seleção. Análise de componentes principais

ABSTRACT

MAIA, Marcelo Silva, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, *Campus* Rio Paranaíba, March, 2023. **Biomass production, nutrient cycling and bioweathering capacity of intercrops with mombasa grass and multivariate analyzes for experimental data: a comparative evaluation.** Adviser: André Mundstock Xavier de Carvalho.

The present work is structured in two chapters with the following main objectives: to compare consortia between mombaça grass and different legumes, aiming at a better use of nutrients from alternative sources and greater production of biomass in the herbaceous stratum of an agroforestry system under implementation (i); and validate multivariate analysis options and compare the power of ACP-based indices and Mulamba-Mock indices, Desirability and their variations (ii). Additionally, in this second chapter, we sought to validate simple changes in the indices in order to increase their discriminative power and to evaluate objective criteria for selecting variables for assigning weights. In chapter I, an experiment was structured in a 4x2+1 factorial scheme, with 4 types of consortia (T1 - mombasa not intercropped/single, T2 - mombasa with spontaneous plants, T3 - mombasa with red clover and T4 - mombasa with stylosanthes), combined with the presence or absence of phonolite powder as a source of K plus an additional treatment corresponding to forage peanut, not intercropped with mombaça, and in the presence of phonolite (Extra). The intercropping of mombasa grass with clover and single mombaça resulted in greater biomass production than the other treatments. The addition of phonolite powder resulted in an increase in the K contents of the plants, regardless of the type of consortium. However, there was no evidence that the consortia affected nutrient release from the rock. In chapter II, a study was conducted based on the simulation of data from 1600 experiments (considering a completely randomized model with 10 treatments, 4 repetitions, with normal, homoscedastic and independent errors), which were separated into four scenarios with 400 experiments each: the first scenario consisted of experiments with 4 highly correlated response variables, under total nullity of effects for treatment (i); the second scenario consisted of experiments with 8 response variables with a lower level of correlation between them, also under total nullity (ii); the third scenario was composed of experiments with 8 response variables with a lower level of correlation between them, but under the condition of partial nullity (iii) and; the fourth scenario composed of experiments with 4 uncorrelated response variables, under total nullity of effects for treatments (iv). Six simple multivariate indices were calculated for each experiment: Mulamba-Mock index (MM), Desirability index (Di), Desirability index converted to rank scale (RT-Di), Desirability index without zero (Di-zm) and

two proposals for modifying the Di-zm index (Modified Di-zm 1 and Modified Di-zm 2), in addition to two indexes based on ACP. In the simple multivariate indices, the type I error rates were also evaluated considering 3 criteria for attributing weights to one or two variables. The best results were obtained with the modified Di-zm index 1, where the power of the index reached 46% while the MM reached power of only 31.5% in the evaluated conditions. Attributing a lower weight to a variable, even if not defined a priori, increased power but resulted in a significant increase in the type I error rates of the simple indices when under zero covariance.

Keywords: Agroforestry systems. *Megathyrus maximus*. Rock powder. Selection indices. Principal component analysis.

LISTA DE ABREVIATURAS

Di: Índice *Desirability*

Di-zm: Índice *Desirability* sem zeros

Di-zm mod1: Índice *Desirability* sem zeros modificado 1

Di-zm mod2: Índice *Desirability* sem zeros modificado 2

ESD: *Extreme Studentized Deviate*

MFWER: Taxa máxima de erro tipo I acumulada por experimento (*maximum family-wise error rate*)

MM: Índice Mulamba-Mock

MS: Mombaça não consorciada/solteira

MEM: Mombaça com plantas espontâneas/mato

MT: Mombaça com trevo vermelho

ME: Mombaça com estilosantes

MSPA: Matéria seca da parte aérea

PCA: Análise de componentes principais

RT-Di: *Desirability* convertido para escala rank

SAF: Sistemas agroflorestal

SNK: Student-Newman-Keuls

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO GERAL	11
Referências bibliográficas.....	14
1. CAPÍTULO I - POTENCIAL DE CONSÓRCIOS DE ESPÉCIES HERBÁCEAS COM O CAPIM MOMBAÇA	15
RESUMO	15
1.1. INTRODUÇÃO	15
1.2. MATERIAIS E MÉTODOS	18
1.2.1. Caracterização geral.....	18
1.2.2. Desenho experimental.....	19
1.2.3. Avaliações.....	19
1.2.4. Análises estatísticas	20
1.3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	21
1.3.1. Crescimento e nutrição das plantas.....	21
1.3.2. Disponibilidade de nutrientes no solo.....	25
1.4. CONCLUSÕES	27
1.5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	27
2. CAPÍTULO II - ÍNDICES MULTIVARIADOS PARA DADOS EXPERIMENTAIS: UMA AVALIAÇÃO COMPARADA.....	31
2.1. INTRODUÇÃO	32
2.2. MATERIAIS E MÉTODOS	34
2.2.1. Análise dos dados	35
2.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	37
2.4.1. Um exemplo.....	41
2.5. CONCLUSÕES	43
2.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	44
3. CONCLUSÕES GERAIS	47

INTRODUÇÃO GERAL

As ações humanas sobre o meio ambiente tem sido motivo de muitos debates no meio científico e na sociedade nos últimos anos, visto que, os impactos deletérios, não apenas no clima, nos fazem pensar em como estamos gerenciando os recursos do nosso planeta. A agricultura possui um papel importante nesse contexto pois é uma das atividades que mais impacta o meio ambiente (Foley et al., 2005). A busca por um modelo de produção mais sustentável tem estimulado pesquisas sobre diferentes métodos e técnicas que deem sustentação para novos modelos de produção, baseados na diversidade biológica, redução no uso de recursos não renováveis, respeito às multifuncionalidades da agricultura e em sintonia com os atuais desafios sócio-político-ambientais. Tais metas vão ao encontro dos objetivos propostos pela agenda 2030 da Organização das Nações Unidas (ONU), para alcançar o desenvolvimento sustentável, buscando a redução da pobreza e a proteção ambiental, garantindo que as pessoas alcancem e desfrutem de paz e prosperidade.

Os sistemas agroflorestais (SAF's) são arranjos de produção que podem viabilizar a recuperação ambiental de sistemas produtivos, baseados em sucessão ecológica, semelhantes aos sistemas naturais de formação das florestas, onde espécies nativas e exóticas são consorciadas com diferentes tipos de espécies (arbóreas, arbustivas, forrageiras ou culturas agrícolas anuais), respeitando um arranjo espaço/temporal previamente estabelecido, garantindo uma alta diversidade de espécies que interagem entre si. Nesses sistemas há uma infinidade de possibilidades de combinações de culturas, embora seja dado ênfase nos consórcios de interação sinérgica, seja entre culturas anuais ou perenes, dos mais diversos estratos e estágios sucessionais. Estes sistemas têm se apresentado como eficazes na conservação do solo, produção de biomassa, melhoria da ciclagem de nutrientes, diversificação produtiva e redução de riscos ao agricultor, redução do uso de fertilizantes e agrotóxicos, redução da dependência por insumos externos, recuperação de áreas inaptas para agricultura, entre outros aspectos positivos (Steenbock, 2013).

No manejo da fertilidade do solo nos sistemas agroflorestais, as plantas do estrato herbáceo podem desempenhar um papel importante, uma vez que são mais facilmente submetidas à poda e podem ser substituídas com mais facilidade. Frequentemente, o estrato herbáceo nos SAFs é ocupado com espécies forrageiras ou com espécies comumente utilizadas para adubação verde. A escolha das espécies deste estrato envolve diversos aspectos, tais como:

capacidade de produção de biomassa, produção de alimentos, tolerância ao sombreamento, rusticidade, facilidade de manejo, capacidade de acessar nutrientes de fontes alternativas, capacidade de fixação de nitrogênio, capacidade de hospedar ou alimentar insetos, artrópodes ou microrganismos que auxiliem no controle biológico, entre outras funções. Evidentemente, uma única espécie vegetal não conseguirá atender todos estes aspectos, razão pela qual há necessidade de planejar consórcios de plantas no estrato herbáceo.

Tanto nos sistemas orgânicos quanto nos sistemas agroecológicos de produção não é permitido o uso de fertilizantes sintéticos de maior solubilidade, como ureia, cloreto de potássio, sais de fosfato sintéticos (superfosfatos e fosfatos de amônio), entre outros. Nos sistemas orgânicos, o manejo da adubação do solo geralmente é realizado através da substituição dos insumos convencionais por insumos alternativos permitidos pelas certificadoras. Nos sistemas agroecológicos, além destes insumos alternativos, são utilizadas estratégias de menor custo e que possibilitem maior autonomia para o produtor, como estratégias que visem maximizar a ciclagem de nutrientes (como a integração com a produção animal na propriedade e manejo de serapilheira de áreas de mata), plantas ou variedades que possam acessar melhor os nutrientes do solo, manejos que facilitem a atuação de microrganismos fixadores ou solubilizadores de nutrientes, entre outras.

Apesar da escassez de incentivo governamental dos últimos anos, as experiências com sistemas agroflorestais têm aumentado no Brasil. Em boa parte destes sistemas, o capim mombaça (*Megathyrsus maximus*) tem sido utilizado como uma das espécies do estrato herbáceo, principalmente pela sua boa produção de biomassa em condição de sombreamento e perfilhamento não muito agressivo, o que facilita o manejo. No entanto, são raros ou não há trabalhos que explorem possibilidades de consórcio do mombaça com outras espécies herbáceas, visando ampliar as funções desempenhadas neste estrato, porém mantendo as facilidades de manejo do capim mombaça. Além disso, outras funções do estrato herbáceo ainda não foram bem avaliadas, tanto para o capim mombaça quanto para consórcios com capim mombaça, como a função de acessar nutrientes de fontes alternativas.

Dentre os desafios da pesquisa científica em agroecologia pode-se incluir a necessidade de abordagens interdisciplinares, inclusivas e participativas, a necessidade de inclusão de variáveis qualitativas e a necessidade de avaliações mais holísticas e, portanto, não restritas à apenas uma variável (Francis et al., 2008; Wezel et al., 2018). Nesse sentido, sob a perspectiva da ciência estatística, a pesquisa em agroecologia é desafiadora por demandar acessibilidade e simplicidade dos métodos e, simultaneamente, demandar métodos multivariados e que permitam incluir variáveis qualitativas.

Dentre os métodos de análise quantitativa multivariada relativamente simples e aplicáveis à estudos experimentais e observacionais, destacam-se as análises descritivas em gráficos “aranha/radar”, a análise de variância multivariada (MANOVA), os índices baseados em análise de componentes principais (Zhiyuan et al., 2011; Primpas et al., 2010) e os índices de seleção, como o índice de Mulamba-Mock ou o índice *Desirability* (Candioti et al., 2014). A MANOVA possui como limitação, além de sua maior complexidade em relação aos índices de seleção, a impossibilidade de evidenciar qual ou quais tratamentos diferem dos demais (Ferreira, 2018). Os índices de seleção, por outro lado, foram concebidos para selecionar tratamentos, mas nem sempre permitindo evidenciar que os tratamentos são distintos quando estes possuem respostas desejáveis e indesejáveis, ou seja, quando apesar de distintos não há um tratamento que possa ser considerado “melhor” que outro. Os índices baseados em PCA, no entanto, podem superar esta limitação, embora sejam um pouco mais complexos.

Apesar do grande potencial dos índices de seleção como ferramentas de análise multivariada simples, estes ainda não foram suficientemente investigados quanto ao controle das taxas de erro tipo I por experimento e quanto ao poder em relação aos índices baseados em ACP. Além disso, estes índices podem apresentar limitação de poder que podem ser parcialmente superadas por adaptações relativamente simples. Estas adaptações, no entanto, mesmo que funcionais, precisam ser validadas empiricamente quanto ao seu adequado controle das taxas de erro tipo I por experimento.

Dessa forma, o presente trabalho está estruturado em dois capítulos. O primeiro com o objetivo de comparar consórcios entre o capim mombaça e leguminosas diversas, visando melhor aproveitamento de nutrientes de fontes alternativas e maior produção de biomassa no estrato herbáceo de um sistema agroflorestal em implantação. O segundo capítulo, por sua vez, teve por objetivo validar, de forma empírica, opções simples de análise multivariada, avaliando-se as taxas empíricas de erro tipo I por experimento acumuladas, e comparar o poder dos índices multivariados baseados em ACP e dos índices Mulamba-Mock, *Desirability* e suas variações. Adicionalmente, neste segundo capítulo buscou-se validar modificações nos índices multivariados de modo a aumentar o poder discriminativo dos mesmos e avaliar critérios objetivos de seleção de variáveis para atribuição de pesos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Candioti, L.; Zan M.; Camara M.; Goicoechea, H. Experimental design and multiple response optimization - using the desirability function in analytical methods development. **Talanta**; 124 (2):123-138; 2014.

Francis, C.; Lieblein, G.; Breland, T.; Salomonsson, L.; Geber, U.; Sriskandarajah, N.; Langer, V. Pesquisa transdisciplinar para um setor agrícola e alimentar sustentável. **Agronomy Journal**, 100 (3); 2008.

Ferreira, D.F. **Estatística Multivariada**. 3ª Ed. Lavras: Ed. UFLA, 2018. 624p.

Foley, A.F.; Defries, R.; Asner, G.P.; Barford, C.; Bonan, G.; Carpenter, S.R.; Capin, F.S.; Coe, M.T.; Daily, G.C.; Gibbs, H.K.; Helkoski, J.H.; Holloay, T.; Hoard, E.A.; Kucharik, C.J.; Monfreda, C.; Patz, J.A.; Prentice, I.C.; Ramankutty, N.; Snyder, P.K. Global Consequences of Land Use. **Science**, 309: 570-575, 2005.

Primpas, I.; Tsirtsis, G.; Karydis, M.; Kokkoris, G. D. Principal component analysis: Development of a multivariate index for assessing eutrophication according to the European water framework directive. **Ecological Indicators**, v. 10, 178-183, 2010.

Zhiyuan, W.; Wang, D.; Zhou, H.; Qi, Z. Assessment of soil heavy metal pollution with principal component analysis and Geoaccumulation Index. **Procedia Environmental Sciences**, v. 10, 1946–1952, 2011.

Steenbock, W.; Vezzani, F.M. **Agrofloresta: aprendendo a produzir com a natureza**. Curitiba: os autores. 2013. 148p.

Wezel, A.; Goris, M.; Bruil, J.; Felix, G. F.; Peeters, A.; Barberi, P.; Bellon, S.; Migliorini, P. **Challenges and action points to amplify agroecology in Europe**. Sustainability, 10(5): 1598, 2018.

1. CAPÍTULO I - POTENCIAL DE CONSÓRCIOS DE ESPÉCIES HERBÁCEAS COM O CAPIM MOMBAÇA

RESUMO

Os sistemas agroflorestais (SAFs) são arranjos de produção multi-estratificados, implantados e manejados que visam imitar a dinâmica de sucessão ecológica da vegetação nativa, porém seguindo aspectos na condução e manejo que permitam a segurança alimentar e o bem-estar social. A escolha das espécies do estrato herbáceo nos sistemas agroflorestais (SAFs) garante boa capacidade de produção de biomassa, produção de alimentos, tolerância ao sombreamento, rusticidade, facilidade de manejo, capacidade de acessar nutrientes de fontes alternativas, capacidade de fixação de nitrogênio, capacidade de hospedar ou alimentar organismos que auxiliem no controle biológico de insetos e doenças, entre outras funções. O experimento foi estruturado em um esquema fatorial 4x2+1, sendo 4 tipos de consórcio, assim denominados: T1 - mombaça não consorciada/solteira (MS), T2 - mombaça com plantas espontâneas/mato (MM), T3 - Mombaça com trevo vermelho (MT) e T4 - Mombaça com estilosantes (ME), combinados com a presença ou não de pó de fonolito como fonte de K e mais um tratamento adicional correspondente ao amendoim forrageiro não consorciado com o mombaça e na presença de fonolito. O consórcio capim mombaça com trevo e mombaça solteira resultaram em maior produção de biomassa que os demais tratamentos. A adição de pó de fonolito resultou em aumento nos conteúdos de K das plantas, independentemente do tipo de consórcio. No entanto, não houve evidência de que os consórcios afetaram a liberação de nutrientes da rocha.

1.1. INTRODUÇÃO

A busca por alimentos mais saudáveis e associados a sistemas produtivos mais sustentáveis tem sido pauta de grandes discussões, dentre os setores da agricultura a nível mundial (Foley et al., 2011). Os sistemas agroflorestais (SAFs) são sistemas de produção multi-estratificados, implantados e manejados buscando imitar a dinâmica de sucessão ecológica da vegetação nativa, porém atendendo características de condução e manejo que garantam a segurança alimentar e o bem-estar social (Michon, 2007). Conforme a legislação brasileira, em diferentes instrumentos legais (Brasil, 2009, Brasil, 2010), sistemas agroflorestais são definidos como “sistemas de uso e ocupação do solo em que plantas lenhosas perenes são manejadas em associação com plantas herbáceas, arbustivas, arbóreas, culturas agrícolas, forrageiras numa

mesma unidade de manejo, de acordo com arranjo espacial e temporal, com alta diversidade de espécies e interações entre estes componentes”.

Segundo May et al. (2008), as agroflorestas com alto grau de biodiversidade interna possuem capacidade de auto-regulação e equilíbrio biológico, o que explica os baixos níveis de doenças ou ataques de insetos, que não chegam a causar prejuízos. A recomposição do sistema agroflorestral, usando como prática consórcios que gerem atividade produtiva mais sustentável, deve seguir alguns aspectos básicos como: nutrição, produção de biomassa e manejo de pragas e doenças. Rodrigues et al. (2013), revisando vários estudos científicos em relação ao efeito do desmatamento sobre a diversidade e a estrutura das comunidades microbianas do solo e associadas às plantas no bioma Amazônia, verificaram que ocorre a homogeneização da microbiota em áreas de floresta convertidas para o uso como pastagem, evidenciam que a remoção da floresta diminui a diversidade deste bioma. Os SAFs aumentam a diversidade de plantas dentro de um sistema de consorciamento, favorecendo a diversidade de micro-organismos (característica de biomas naturais), promovendo o retorno de diferentes grupos microbianos para dentro de um sistema, tornando-os mais equilibrados e favorecendo a melhoria das propriedades físicas, químicas e biológicas do solo.

A diversificação de espécies vegetais em uma floresta também auxilia na redução da incidência de doenças. Segundo Ahmad et al. (2008), rizobactérias promotoras de crescimento vegetal (PGPR) são um grupo heterogêneo de bactérias encontradas na rizosfera, na superfície de raízes ou associada a elas, que promovem o crescimento das plantas, direta ou indiretamente, por diversos mecanismos. A promoção direta está atrelada a produção de substâncias que auxiliem na absorção de nutrientes para as plantas, enquanto o efeito indireto, a PGPR diminui ou previne o efeito danoso de microrganismos fitopatogênicos. A diversidade de espécies é responsável pelo sucesso da simbiose dos microrganismos e das plantas, pois está ligada a compatibilidade genética entre o genoma do microrganismo e a planta hospedeira para cada condição de clima e solo apresentadas em diferentes biomas (Berude et al., 2015). O favorecimento percebido através da biodiversidade de espécies vegetais que compõe o ambiente de consórcio agroflorestral, não está limitado apenas ao nível microbiológico do solo, ele também se aplica a esfera macro e mesofauna. Segundo estudos de Rodrigues (2004), o alimento específico, para determinadas espécies de insetos herbívoros acaba sendo escasso dentro de um sistema diversificado como florestas ou fragmento delas. Em sistemas de plantio em monocultivo, ocorre o favorecimento no aumento da população de determinados grupos, devido a “fartura de alimento” e muito provavelmente também pela redução de inimigos naturais. Duas hipóteses ecológicas citadas por Amaral et al. (2010) colaboram com essa ideia.

Na primeira hipótese, a baixa população de insetos herbívoros dentro de um sistema diversificado, possui relação com a “concentração de recursos”, formulada por Root (1973) que se baseia na dificuldade do inseto em descobrir e se instalar na planta hospedeira, por esta apresentar estímulos olfativos e visuais diversos. E a segunda hipótese é a dos “inimigos naturais”, proposta por Gurr (2003), que justifica uma maior presença de inimigos naturais em cultivos diversificados, em consequência de uma maior opção de alimentos, de áreas de refúgio, microclima para condições adversas e presas alternativas para épocas diversas.

Sistemas agroflorestais (SAFs) tem apresentado boas alternativas quanto aos resultados de manejo sustentável, pois unem produção com conservação dos recursos naturais, por meio da diversificação de espécies compatíveis em uma mesma área de plantio (Peneireiro, 1999). A inclusão de espécies arbóreas dentro do SAF, associado às outras espécies produzidas no sistema, promove aumento na produção de biomassa (folhas, troncos e raízes), melhora as características físicas e químicas do solo devido à ciclagem de nutrientes, sendo repostos apenas o que foi exportado pela colheita, reduzindo a necessidade de insumos oriundos de fora da propriedade, principalmente fertilizantes sintéticos (Lunz & Melo, 1998).

No manejo da fertilidade do solo nos sistemas agroflorestais, as plantas do estrato herbáceo podem desempenhar papel importante, já que são mais facilmente submetidas à poda e podem ser substituídas com mais facilidade. Frequentemente, o estrato herbáceo nos SAFs é ocupado com plantas espontâneas, espécies forrageiras ou com espécies comumente utilizadas para adubação verde. A escolha das espécies deste estrato envolve diversos aspectos, tais como: capacidade de produção de biomassa, produção de alimentos, tolerância ao sombreamento, rusticidade, facilidade de manejo, capacidade de acessar nutrientes de fontes alternativas, capacidade de fixação de nitrogênio, capacidade de hospedar ou alimentar insetos, artrópodes ou microrganismos que auxiliem no controle biológico, entre outras funções. Evidentemente, uma única espécie vegetal não conseguirá atender todos estes aspectos, razão pela qual há necessidade de planejar consórcios de plantas no estrato herbáceo.

O *Megathyrsus maximum* cv. Mombaça tem como característica produzir grande número de folhas, ter alta produtividade por unidade de área, alto valor nutricional e boa adaptação ao solo e clima tropical brasileiro, porém requer solos mais férteis devido sua relativamente alta exigência em nutrientes (Müller et al., 2002).

Em boa parte dos sistemas agroflorestais brasileiros, o capim mombaça (*Megathyrsus maximus*) tem sido utilizado como uma das espécies do estrato herbáceo devido à sua boa produção de biomassa em condição de sombreamento e a seu perfilhamento não muito agressivo, o que facilita o manejo (Miccolis, Andrew, et al. 2016). Entretanto, são pouco

explorados os trabalhos que possibilitam o consórcio do capim mombaça com outras espécies herbáceas, visando ampliar as funções desempenhadas neste estrato, porém mantendo as facilidades de manejo da forrageira. Além disso, outras funções do estrato herbáceo ainda não foram bem avaliadas tanto para o capim mombaça quanto para consórcios com capim mombaça, como a função de acessar nutrientes de fontes alternativas.

Dessa forma, o objetivo deste trabalho foi comparar possíveis consórcios entre o capim mombaça (*Megathyrsus maximus*) e leguminosas diversas, que possibilitem melhor aproveitamento de nutrientes de fontes alternativas e maior produção de biomassa no estrato herbáceo em primeiro ano de implantação do sistema agroflorestral.

1.2. MATERIAIS E MÉTODOS

1.2.1. Caracterização geral

O experimento foi montado em condições de campo no município de Rio Paranaíba, em parceria com a Fazenda da Glória (clima Cwa; 980 msnm; 19°10'25.25"S; 46°12'0.32"O WGS-84). O solo da área experimental possui as características de um Latossolo Vermelho distrófico, cuja caracterização básica nas profundidades de 0 a 20 cm e de 20 a 40 cm evidenciam um solo de baixa fertilidade, baixos teores de matéria orgânica, CTC mediana e alto teor de areia (Tabela 1.1).

Tabela 1.1. Caracterização química e física do solo da área experimental

Camada	pH	P mg dm ⁻³	K	Ca	Mg cmol _c dm ⁻³	Al	H+Al	CTC (T)
0-20	5.4	5.8	0.35	1.4	0.8	0	4.2	6.75
20-40	5.3	1.9	0.22	0.6	0.4	0	4.6	5.82
Camada	B mg dm ⁻³	Cu	Mn	Zn	Areia g dm ⁻³	Silte	Argila	V %
0-20	0.15	4.3	24.1	1.5	650	50	300	37.8
20-40	0.18	4.2	13.6	0.6	600	100	300	21.0

pH em H₂O; P extraído em Mehlich-1; S.B. soma de bases; T: capacidade de troca catiônica total; M.O: matéria orgânica do solo; C.O: carbono orgânico do solo; V%: saturação por bases.

Inicialmente foi realizada a análise de solo, adubação corretiva de base foi realizada em toda área com o equivalente a 2 t ha⁻¹ de calcário dolomítico, 1t ha⁻¹ de gesso agrícola e 1t ha⁻¹

de termofosfato (18 % de P_2O_5 e 10% de Si), e em segundo momento uma subsolagem, e gradagem na área experimental.

1.2.2. Desenho experimental

O experimento foi conduzido em um delineamento inteiramente casualizado, com quatro repetições. O experimento foi estruturado em esquema fatorial $4 \times 2 + 1$, sendo 4 tipos de consórcio, assim denominados: T1 - mombaça não consorciada/solteira (MS), T2 - mombaça com plantas espontâneas/mato (MEM), T3 - Mombaça com trevo vermelho (MT) e T4 - Mombaça com estilosantes (ME), combinados com a presença ou não de pó de fonolito como fonte de K (5 t ha^{-1}) e mais um tratamento adicional correspondente ao amendoim forrageiro (Extra), não consorciado com o mombaça e na presença de fonolito.

Cada unidade experimental constituiu uma área de $3 \times 2 \text{ m}$ (6 m^2). A semeadura das espécies herbáceas foi realizada nas entrelinhas das linhas do café em um SAF em implantação. A estrutura do SAF consistiu de uma sequência de 2 linhas de café e uma linha de árvores, ambas a 3 m de distância entre si. Durante a condução do experimento, o nível de sombreamento nas entrelinhas do sistema foi mínimo uma vez que as linhas de café e de árvores foram implantadas simultaneamente à semeadura do mombaça e seus consórcios. As plantas foram manejadas em sistema de sequeiro até que se atingiu a altura de relvado de ~50 cm (altura de corte/poda). Demais aspectos de manejo do sistema agroflorestal foram realizados conforme a condução habitual da propriedade.

O pó de fonolito utilizado como fonte alternativa de potássio (K) é uma fonte multinutriente de baixa solubilidade (8% K_2O). O material é proveniente de áreas de resíduos de britagem da região de Poços de Caldas (MG). Foram utilizadas sementes de padrão comercial tanto para o capim mombaça quanto para as espécies utilizadas como adubos verdes.

1.2.3. Avaliações

Foi avaliado a produção de biomassa dos tratamentos através da matéria seca da parte aérea (MSPA), considerando altura de corte de aproximadamente 15 cm. Os cortes foram realizados a cada ~30 dias de ciclo, após o primeiro corte, totalizando três cortes. Os cortes sucessivos foram feitos com auxílio de tesoura de jardinagem na área do gabarito de amostragem ($0,75 \times 0,75 \text{ m}$) lançado aleatoriamente na UE, e com roçadeira manual motorizada no restante da parcela. Após os cortes as áreas foram rasteladas com intuito de simular a

exportação de biomassa em situação de pastejo ou roçada para servir de material de cobertura para as linhas de café ou de árvores. No final do período de avaliação, a produção total foi obtida pela soma das produções (expressas em $t\ ha^{-1}$), em cada ciclo produtivo/corte.

Após cada corte da biomassa das parcelas, o material coletado na área dos gabaritos foi conduzido para secagem em estufa de circulação forçada de ar a $65^{\circ}C$ por 72 h para determinação da massa seca da parte aérea (MSPA). O material foi picado, homogeneizado e subamostras foram moídas em moinho Willey equipado com peneira de 1 mm de abertura.

Uma amostra do material moído foi submetida às análises químicas. Para análise do nitrogênio (N), foi realizada digestão sulfúrica com determinação em destilador Kjeldahl. Os elementos P e K foram determinados, após digestão nitro-peroxídica, em espectrofotômetro de absorção molecular e espectrofotômetro de emissão em chama, respectivamente (Silva, 2009).

Ao final do período de avaliação, uma amostra composta do solo de cada unidade experimental (20 amostras simples por UE) foi coletada para análise química, com auxílio de um trado de rosca (2,54 cm de diâmetro). As amostras foram secas ao ar e depois tamisadas em peneiras de 2 mm. Os elementos K e Na, extraídos em solução Mehlich-1 na relação solo: extrator de 1:10 foram determinados por espectrometria de chama conforme Donagema et al. (2011). O P, também extraído em Mehlich-1, foi determinado por espectrometria de absorção molecular.

1.2.4. Análises estatísticas

Os dados foram submetidos à análise de variância conforme o modelo especificado e os resíduos foram avaliados quanto aos requisitos de homocedasticidade e normalidade pelos testes de Cochran e Jaque-Bera (Jarque & Bera, 1980). A presença de outliers foi avaliada pelo teste ESD generalizado (Rosner, 1983). Em seguida, as médias foram comparadas entre si pelo teste de Student-Newman-Keuls (SNK) a 5% de probabilidade. Dois contrastes adicionais também foram testados pelo teste de Holm: $\hat{C}_1$ (amendoim forrageiro (extra) vs Mombaça consorciado com estilosantes (ME), ambos com pó de fonolito) e $\hat{C}_2$ (efeito do fonolito nos consórcios vs efeito do fonolito no mombaça solteiro).

Para todas as variáveis analisadas aplicou-se o método de Papadakis (Cargnelutti Filho et al., 2003) para correção da autocorrelação residual entre as parcelas vizinhas no campo, de acordo com o croqui experimental, quando esta autocorrelação foi significativa pelo teste de Durbin-Watson ($P < 0,05$). Todas as análises foram realizadas com auxílio do software SPEED Stat 2.9 (Carvalho et al., 2020).

1.3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

1.3.1. Crescimento e nutrição das plantas

Os tratamentos diferiram entre si quanto ao acúmulo de matéria seca na parte aérea (MSPA). Na presença de fonolito, o consórcio mombaça mais espontâneas apresentou um crescimento inferior ao mombaça solteiro e inferior ao consórcio mombaça mais trevo (Figura 1.1). Nas condições do estudo, o pior desempenho foi observado com o tratamento extra (amendoim forrageiro solteiro) ($\hat{C}_1$, figura 1.1). A hipótese de que o efeito do fonolito nos consórcios seria maior que efeito do fonolito no capim mombaça solteiro não pôde ser confirmada por falta de evidências suficientes, conforme contraste $\hat{C}_2$ (Figura 1.1).

Não houve evidências suficientes de que a adição de fonolito tenha influenciado o crescimento das plantas (Figura 1.1).

Ao avaliarmos a matéria seca da parte aérea (MSPA), houve interação significativa nos consórcios com a presença do fonolito em relação aos consórcios sem a presença do fonolito. O contraste $\hat{C}_1$ (Figura 1.1), evidenciou um maior acúmulo de MSPA no consórcio mombaça estilosas, comparado ao tratamento amendoim forrageiro (extra).

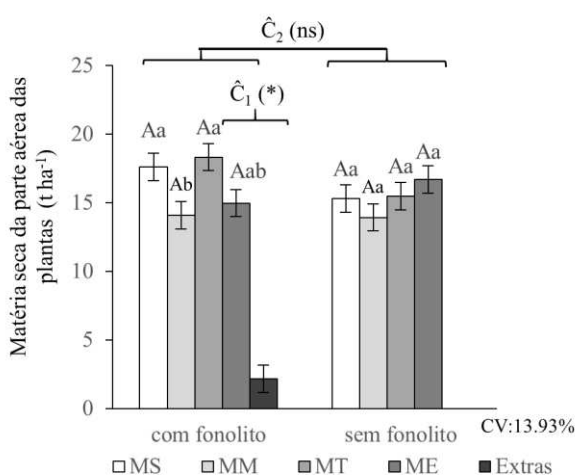


Figura 1.1. Matéria seca da parte aérea das plantas nos consórcios mombaça solteira (MS), mombaça com espontâneas (MM), mombaça com trevo (MT), mombaça com estilosas (ME) ou amendoim forrageiro solteiro (Extra), cultivadas nas entrelinhas do SAF, com e sem a adição de pó de fonolito. Estimativas dos contrastes seguidas por “*” diferem de zero ao nível de 5 % de probabilidade. Médias seguidas por letras distintas, minúsculas entre consórcios e maiúsculas entre presença ou ausência de fonolito, diferem estatisticamente entre si pelo teste SNK a 5 % de probabilidade. As linhas verticais sobre as barras correspondem ao erro padrão.

Foi observada produção satisfatória de biomassa pelos consórcios, que visando sua aplicação dentro de sistema agroflorestal (SAF), ocupa papel de grande relevância na formação de matéria orgânica dentro de ambiente que busca o equilíbrio nutricional. A ausência de evidências que confirmassem as diferenças na produção de MSPA entre os tratamentos com mombaça, não deve ser interpretada como evidência da não necessidade de estabelecer consórcios no estrato herbáceo dos SAFs, uma vez que a maior diversidade de plantas no consórcio pode estar desempenhando outras funções no sistema. A hipótese de existir maior efeito do “fonolito” nos consórcios com o capim mombaça do que no capim mombaça solteiro não pôde ser confirmada neste estudo, o que pode sugerir a necessidade de novos estudos com maior sensibilidade ou sugerir que os consórcios testados não permitiram uma maior capacidade de promover o intemperismo do fonolito. É possível também que esta ação biointempérica não tenha sido evidenciada em função do curto espaço de tempo ao qual o fonolito foi submetido (Hinsinger et al., 2001). Além disso, com a mudança do sistema de cultivo, dantes uma lavoura de melância, gerou-se um solo não estabilizado quanto à estrutura da microbiota presente na área, requerendo tempo para a retomada desse equilíbrio do sistema, promovido principalmente pela produção de biomassa dos consórcios. Outro ponto observado por Castagnara et al. (2009), que também não obteve resposta significativa em seus tratamentos, percebendo que o tempo de implantação e estabelecimento da leguminosa com a gramínea foi insuficiente, pois a leguminosa em questão, possuía uma maior preferência a solos arenosos, o que levou a um desenvolvimento modesto na área experimental, refletindo no baixo acúmulo de matéria seca pelas plantas.

O conteúdo de K na MSPA das plantas foi influenciado significativamente pelos tratamentos (Figura 1.2a), porém sem evidências de interação entre os fatores estudados ($P=0,722$). Foi observado um aumento no conteúdo de K nas plantas nos tratamentos que receberam a adição de fonolito, independentemente da composição do consórcio.

Observa-se, pelo contraste $\hat{C}1$ (figura 1.2a), que houve um incremento em relação ao acúmulo de K pelas plantas do consórcio entre o capim mombaça + estilosantes (ME), comparado com o tratamento adicional amendoim forrageiro (extra), evidenciando diferenças reais de efeito entre os tratamentos. Esse resultado corrobora com o trabalho de Schaefer et al. (2010), que aponta a leguminosa estilosantes, como sendo uma planta com alta capacidade de biodisponibilizar K para plantas em comparação a outras forrageiras, além de proporcionar uma maior acidificação em torno da rizosfera das plantas.

Quando comparado o efeito do fonolito nos consórcios ser maior do que o efeito do fonolito no capim mombaça solteiro (MS), demonstrado no contraste $\hat{C}2$ (figura 1.2a), não houveram evidências suficientes para afirmar efeito dos tratamentos sobre as plantas cultivadas. Podemos conjecturar que realizando a adubação com o fonolito, este passou por processos de solubilização da rocha através da ação de microrganismos de solo, sendo biodisponibilizado para as plantas consorciadas no estudo. Este resultado corrobora com o estudo feito por Amaral et al. (2019), que dentre remineralizadores diversos, o fonolito foi o que apresentou melhor biodisponibilização de K, evidenciado no conteúdo de K na matéria seca das plantas.

O conteúdo de N nas plantas avaliadas não foi afetado pelos tratamentos, como podemos observar na Figura 1.2b e nos contrastes $\hat{C}1$ e $\hat{C}2$. Os parâmetros avaliados foram inconclusivos devido à falta de dados suficientes para encontrar diferenças reais entre os tratamentos do estudo. A ausência de diferenças significativas no conteúdo de N nas plantas, pode estar relacionada ao baixo crescimento radicular, implicando na produção e crescimento da forrageira pela baixa produção de biomassa.

O crescimento radicular está associado a produção de fito hormônios, produzidos por fixadores de vida Livre como *Azospirillum lipoferum*, presente na rizosfera do capim mombaça (Döbereiner et al., 1976).

O conteúdo de P na parte aérea das plantas apresentou diferença significativa entre os consórcios mombaça mais estilosantes em relação ao tratamento adicional amendoim forrageiro (extra) (figura 1.2c). O conteúdo de P para o tratamento (ME) foi de 25.26 kg ha⁻¹, enquanto que o tratamento (extra), o acúmulo de P foi de 2.65 kg ha⁻¹. É uma diferença marcante nos conteúdos de P nas plantas, já que os consórcios com o capim mombaça cresceram mais do que o amendoim forrageiro. Sabemos que os tecidos vegetais são essencialmente, depósito de nutrientes, e quanto maior a produção de biomassa, maior o acúmulo de nutrientes em seus espaços celulares. O trabalho de Schumacher (1992) corrobora com essa justificativa, pois em seus estudos ele também constata que a biomassa vegetal é um importante reservatório de nutrientes.

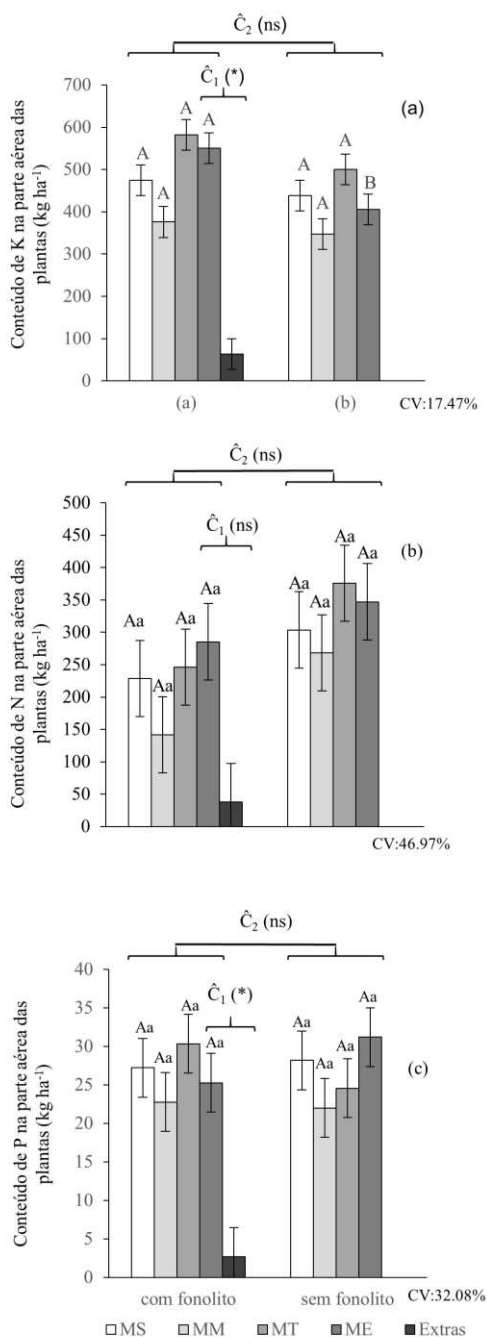


Figura 1.2. Conteúdo de K na parte aérea das plantas (a), conteúdo de N na parte aérea das plantas (b) e conteúdo de P na parte aérea das plantas (c) dos consórcios mombaça solteira (MS), mombaça com espontâneas (MM), mombaça com trevo (MT), mombaça com estiloides (ME) ou amendoim forrageiro solteiro (Extra), cultivadas nas entrelinhas do SAF, com e sem a adição de pó de fonolito. Estimativas dos contrastes seguidas por “*” diferem de zero ao nível de 5 % de probabilidade. Médias seguidas por letras distintas, minúsculas entre consórcios e maiúsculas entre presença ou ausência de fonolito, diferem estatisticamente entre si pelo teste SNK a 5 % de probabilidade. As linhas verticais sobre as barras correspondem ao erro padrão.

1.3.2 Disponibilidade de nutrientes no solo

Não houve evidência de que os tratamentos afetaram a disponibilidade residual de K no solo (Figura 1.3a), no entanto, os teores de K disponíveis no solo ao final do experimento, apresentou valor de 137 mg.dm^{-3} na profundidade de 0-20 cm, bem acima da maior classificação para solos agrícolas ($> 120 \text{ mg dm}^{-3}$), (Guimarães & Alvarez, 1999). Sugerindo que as quantidades fornecidas de potássio através do fonolito, supriram as necessidades das plantas e ainda mantiveram altas as reservas no solo, já que os teores iniciais de K encontradas na análise de solo, haviam apresentado boa disponibilidade do nutriente.

A disponibilidade residual de Na no solo foi inconclusiva, pois faltaram dados suficientes para afirmar que houve influência dos tratamentos aplicados (Figura 1.3b). Não houve diferença estatística em nenhum dos contrastes analisados, porém percebeu-se uma maior disponibilidade de Na no solo no tratamento amendoim forrageiro (extra), 7.01 mg dm^{-3} , enquanto no tratamento mombaça mais estilosantes (ME) a concentração de Na foi de 4.51 mg dm^{-3} . Manning (2010) enfatiza que o fonolito é uma rocha rica em feldspatos de K e Na. O sódio (Na) em altas concentrações no solo e sua alta solubilidade, pode promover uma elevação da condutividade elétrica, reduzindo o potencial osmótico do solo, causando danosos distúrbios às plantas, o que não foi percebido no referido estudo. Amaral (2019) demonstrou que o fonolito foi uma das fontes de K que mais liberou Na para o solo, e que a maior biodisponibilização desse elemento no solo ocorreu na presença da forrageira estilosantes em relação as gramíneas, sendo uma possível justificativa em relação ao valor mais alto no tratamento “extra”.

Não houve diferença significativa que comprove a interação dos tratamentos, para biodisponibilização de P no solo (Figura 1.3c). A amostragem de solo foi feita dentro das unidades experimentais, e sabe-se que após a amostragem, o excedente sofreu roçada e alocado nas linhas de plantas perenes. Sendo assim, o local de amostragem de solo, não representa o local de deposição da biomassa, eventualmente influenciando a biodisponibilização do P. Neste caso, os nutrientes contidos nas células da planta, estariam disponíveis no solo após sua decomposição. Segundo Taiz e Zeiger (2013), diversos fatores podem influenciar a absorção de nutrientes como disponibilidade, temperatura, umidade, aeração, íons, etc. O sódio (Na) presente no fonolito, é um íon que pode limitar a absorção de nutrientes no sistema radicular e influenciar diretamente no crescimento das plantas.

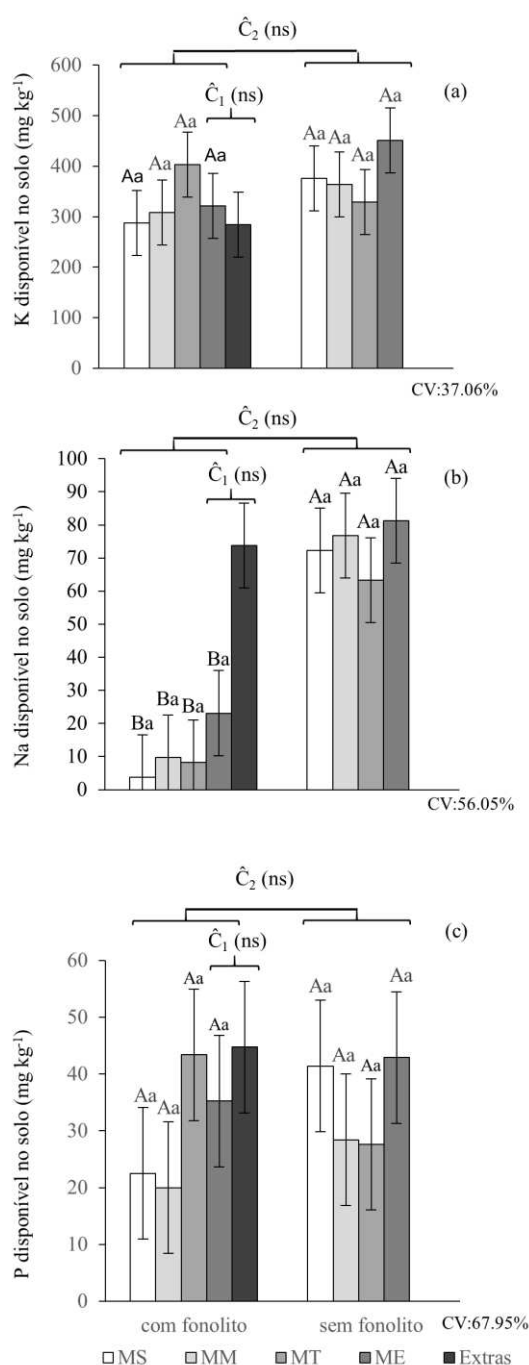


Figura 1.3. Disponibilidade de K (a), Na (b) e P no solo (c) em função dos consórcios mombaça solteira (MS), mombaça com espontâneas (MM), mombaça com trevo (MT), mombaça com estiloides (ME) ou amendoim forrageiro solteiro (Extra), cultivadas nas entrelinhas do SAF, com e sem a adição de pó de fonolito. Estimativas dos contrastes seguidas por “*” diferem de zero ao nível de 5 % de probabilidade. Médias seguidas por letras distintas, minúsculas entre consórcios e maiúsculas entre presença ou ausência de fonolito, diferem estatisticamente entre si pelo teste SNK a 5 % de probabilidade. As linhas verticais sobre as barras correspondem ao erro padrão.

1.4. CONCLUSÕES

O capim mombaça solteiro ou consorciado com trevo resultou em maior produção de biomassa que o consórcio mombaça mais espontâneas ou que o amendoim forrageiro solteiro (extra). O pó de fonolito mostrou-se capaz de fornecer K às plantas, ainda que não tenha sido possível evidenciar que seu intemperismo seja influenciado pelo consórcio de plantas.

1.5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Amaral, D. S. **Produção de forragens sob influência de fontes alternativas de nutrientes, umidade e luminosidade**. 2019. 25 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia - Produção Vegetal) - Universidade Federal de Viçosa, Rio Paranaíba. 2019.

Amaral, D. S.; Venzon, M.; Pallini, A.; Lima, P. C.; Souza, O. G. A diversificação de vegetação reduz o ataque de bicho-mineiro-do-cafeeiro *Leucoptera coffeella* (Guérin-Mènelille) (Lepidoptera: Lyonetiidae)? **Neotropical Entomology**, Londrina, v.39, n.4, p.543-548, 2010.

Ahmad, F.; Ahmad, I.; Khan, M.S. Screening of free-living rhizospheric bacteria for their multiple plant growth promoting activities. **Microbiological Research**, 163, pp.173-181, 2008.

Brasil, 2009. Instrução Normativa n.º 4, de 8 de setembro de 2009. **Diário oficial da união**, 09.09.2009.

Brasil. 2010. **Resolução CONAMA n.º 425**, de 25 de maio de 2010.

Berude, M.; Almeida, D.; Riva, M.; Cabanez, P.; Amaral, A. Micorrizas e sua importância agroecológica. **Enciclopédia Biosfera**, v.11, n.22, pp.132-147, 2015.

Carvalho, A. M. X.; Mendes, F. Q.; Mendes, F. Q.; Tavares, L. F. SPEED Stat: a free, intuitive, and minimalist spreadsheet program for statistical analyses of experiments. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v. 20, n. 3, e327420312, 2020.

Cargnelutti Filho, A.; Stork, L.; Lúcio, A. D. Ajustes de quadrado médio do erro em ensaios de competição de cultivares de milho pelo método de Papadakis. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 38, n. 4, p. 467-473, 2003.

Cattelan, A. J.; Vidor, C. Flutuações na biomassa, atividade e população microbiana do solo, em função das variações ambientais. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.14, p.133-142, 1990.

Castagnara, D. D.; Deminiciis, B. B.; Silva, F. B.; Meinerz, C. C.; Jardim, J. G.; Mesquita, E. E.; & Neres, M. A. Capins tanzânia, mombaça e mulato sob fertilização nitrogenada ou consorciados com estilosantes. **Revista Brasileira De Agroecologia**, v.4, n.2, p.3776-3779, 2009.

Döbereiner, J.; Marriel, I.E.; Nery, M. Ecological distribution of *Spirillum lipoferum* Beijerinck. **Canadian Journal of Microbiology**, v.22, p.1464-73, 1976.

Donagema, G. K.; Campos, D. V. B.; Calderano, S. B.; Texeira, W. G.; Viana, J. H. M. **Manual de Métodos de Análise de Solos**. 3 ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos. 2011. 230p.

Foley, J. A.; Ramankutty, N.; Brauman, K. A.; Cassidy, E. S.; Gerber, J. S.; Johnston, M.; Mueller, N. D.; O'Connell, C.; Ray, D. K.; West, P. C.; Balzer, C. Solutions for a cultivated planet. **Nature**. v.478, n.3, p.37-42, 2011.

Guimarães, P.T.G.; Alvarez. V. V.H. (Eds). **Recomendação para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5º Aproximação**. Viçosa, MG, Comissão de Fertilidade do solo do Estado de Minas Gerais, 1999. P. 25-32.

Gurr, G. M.; Wratten, S. D.; Luna, J. M. Multi-function agricultural biodiversity: pest management and other benefits. **Basic and Applied Ecology**, v.4, p.107-116, 2003.

Hinsinger, P. Biodisponibilidade do P inorgânico do solo na rizosfera como afetado por mudanças químicas induzidas pela raiz: uma revisão. **Plant and Soil**, v. 237, p. 173-195, 2001.

Jarque C.M.; Bera A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial Independence of regression residuals. **Economics Letters**. v.6, p.255-259, 1980.

Lunz, A. M. P., Melo, A. W. F. **Monitoramento e avaliação dos principais desenhos de sistemas agroflorestais multiestratos do Projeto Recla**. Rio Branco: Embrapa-CPAF/ AC. p.1- 4. (Pesquisa em Andamento, n.134). 1998.

Manning, D.A.C. Mineral sources of potassium for plant nutrition: A review. **Agronomy for Sustainable Development**, v. 30, p. 81-294, 2010.

May, P. H.; Trovatto, C.M.M; Deitenbach, A. et al. **Manual Agroflorestal para a Mata Atlântica** - Brasília: Ministério do Desenvolvimento Agrário, Secretaria de Agricultura Familiar, 2008. 196 p.: il ; 21cm.

Miccolis, A.; Peneireiro, F.M.; Marques, H.R.; Vieira, D.L.M.; Arco-Verde, M.F.; Hoffmann, M.R.; Rehder, T.; Pereira, A.V.B. **Restauração ecológica com sistemas agroflorestais: como conciliar conservação com produção-opções para cerrado e caatinga**. Centro Internacional de Pesquisa Agroflorestal. Brasília: ICRAF/ISPN, 2016, 266p.

Michon, G.; Foresta, H. de; Levang, P.; Verdeaux, F. Domestic Forests: a new paradigm for integrating local communities' forestry into tropical forest science. **Ecology and Society**, v. 12, n. 2, p. 17, 2007.

Moreira, J. F. M.; Costa, K. A. P.; Severiano, E. C.; Simon, G. A.; Cruvinel, W. S.; Bento, J. C. Nutrientes em cultivares de *Brachiaria brizantha* e estilosantes em cultivo solteiro e consorciado. **Archivos de Zootecnia**, v. 62, n. 240, p. 513-523, 2013.

Müller, M. S.; Fancelli, A. L.; Dourado-Neto, D.; Garcia, A. G. Y; Ovejero, R. F. L. Produtividade do *Panicum maximum* cv. Mombaça irrigado, sob pastejo rotacionado. **Scientia Agrícola**, v. 59, n. 03, p. 427-433, 2002.

Peneireiro, F. M. **Sistemas agroflorestais dirigidos pela sucessão natural: um estudo de caso**. Tese de mestrado, USP, Piracicaba. 138p. 1999.

Rodrigues, W. C. Fatores que influenciam no desenvolvimento dos insetos. **Info insetos**, v.1, n.4, p.1-4, 2004.

Rodrigues, A. S.; Perez-Cassarino, J.; Fonini, R. **Agrofloresta, ecologia e sociedade**. Curitiba, Kairós, 2013. p. 321 – 344.

Root, R. B. Organization of a plant-arthropod association in simple and diverse habitats: The fauna of collards (*Brassica Oleraceae*). **Ecological Monographs**, v.43, n.1, p.95-114, 1973.

Rosner, B. Percentage points for a generalized ESD many-outlier procedure. **Technometrics**. 1983. 25: 165-172.

Schaefer, P. E., Pizzani, R., Lovato, T., Goulart, R. Z., Ludwig, L. Produção de fitomassa da parte aérea e ciclagem de nutrientes de diferentes sistemas forrageiros. **Revista Enciclopédia Biosfera**, v. 6, n. 1, p. 1-8, 2010.

Schumacher, M. V. **Aspectos da ciclagem de nutrientes e do microclima em talhões de Eucalytus camaldulensis Dehnh, E. grandis Hill ex Maiden e E. torelliana F. Muell.** 1992. 87 f, Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

Silva, F. C. **Manual de Análises Químicas de Solos, Plantas e Fertilizantes**. 2 ed. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2009. 627p.

Taiz, L.; Zeiger, E. **Fisiologia vegetal**. 5. ed. Porto Alegre: Artmed, 2013. 918 p.

2. CAPÍTULO II - ÍNDICES MULTIVARIADOS PARA DADOS EXPERIMENTAIS: UMA AVALIAÇÃO COMPARADA

RESUMO

Os procedimentos estatísticos multivariados aplicados à experimentos podem permitir uma visão melhor de todo um conjunto de variáveis respostas e permitir um adequado controle das taxas de erro tipo I acumuladas por experimento. Em geral, os índices de seleção, como o índice de Mulamba-Mock e o índice *Desirability* apresentam robustez, simplicidade e um bom poder discriminativo. Os índices baseados em análise de componentes principais (ACP), no entanto, podem permitir evidenciar padrões de diferenças que os índices de seleção não conseguem. Objetivou-se nesse trabalho validar, de forma empírica, opções simples de análise multivariada, avaliando-se as taxas empíricas de erro tipo I por experimento acumuladas, e comparar o poder dos índices multivariados baseados em ACP e dos índices Mulamba-Mock, *Desirability* e suas variações. Adicionalmente, objetivou-se validar modificações simples nos índices de modo a aumentar o poder discriminativo dos mesmos e avaliar critérios objetivos de seleção de variáveis para atribuição de pesos. O estudo foi conduzido a partir da simulação de dados de 1600 experimentos, os quais foram separados em quatro cenários com 400 experimentos cada: experimentos com 4 variáveis-resposta altamente correlacionadas, sob nulidade total de efeitos para tratamento (*i*); experimentos com 8 variáveis-resposta com menor nível de correlação entre si, também sob nulidade total (*ii*); experimentos com 8 variáveis-resposta com menor nível de correlação entre si, porém sob condição de nulidade parcial (*iii*) e; experimentos com 4 variáveis-resposta não correlacionadas, sob nulidade total de efeitos para tratamentos (*iv*). Efetuou-se o cálculo de seis índices multivariados simples para cada experimento: índice Mulamba-Mock (MM), índice *Desirability* (Di), índice *Desirability* convertido para escala rank (RT-Di), índice *Desirability* sem zero (Di-zm) e duas propostas de modificação do índice Di-zm (Di-zm modificado 1 e Di-zm modificado 2), além de dois índices baseados em ACP. Nos índices multivariados simples avaliou-se também as taxas de erro tipo I considerando 3 critérios de atribuição de pesos a uma ou duas variáveis. Os melhores resultados foram obtidos com o índice Di-zm modificado 1, onde o poder do índice alcançou 46% enquanto o MM alcançou poder de apenas 31,5% nas condições avaliadas. A atribuição de um peso menor para uma variável, não definida *a priori*, aumentou o poder mas resultou em aumento expressivo das taxas de erro tipo I dos índices simples quando sob covariância nula.

Palavras-chave: Índice *Desirability*. Análise de componentes principais. MFWER.

2.1. INTRODUÇÃO

Os procedimentos univariados de análise estatística quase sempre fornecem uma visão limitada da realidade, uma vez que sustentam a discriminação dos melhores tratamentos baseando-se apenas em uma característica. Dessa forma, mesmo na estatística experimental, os procedimentos paramétricos multivariados apresentam-se com grande potencial para sustentarem estatisticamente uma visão mais holística sobre os resultados. Este aspecto é de especial importância na pesquisa voltada para construção de sistemas agrícolas mais sustentáveis, onde a busca exclusiva por produtividade é substituída por uma maior diversidade de variáveis de interesse, que precisam ser avaliadas em seu conjunto.

Além disso, os métodos multivariados confirmatórios podem ser muito úteis para o controle das taxas de erro tipo I acumuladas por experimento (ou *maximum familywise error rate* – MFWER), já que múltiplas variáveis-resposta sempre implicam em um risco mais elevado de existir pelo menos um falso positivo em pelo menos uma variável resposta (Kramer et al., 2019). Possivelmente esta finalidade das análises multivariadas seja mais relevante para a pesquisa experimental do que a possibilidade de aumento de poder, ao menos sob a perspectiva de métodos multivariados confirmatórios. O controle da MFWER é desejável porque, em um experimento simples com quatro variáveis respostas, por exemplo, mesmo aplicando testes univariados com adequado controle do erro tipo I familiar em cada variável isoladamente ($\alpha = 5\%$) haverá $\sim 18,5\%$ de MFWER, uma taxa de erro muito superior ao valor nominal. Embora controlar a MFWER não seja uma exigência usual, informar quais diferenças significativas encontradas numa pesquisa são também significativas numa perspectiva multivariada poderá inspirar confiança inequívoca. Intuitivamente, a MFWER também pode ser controlada pela repetição integral dos experimentos, já que um segundo experimento poderá confirmar as diferenças significativas encontradas. Evidentemente que a repetição integral dos experimentos, especialmente no caso dos experimentos a campo, também pode cumprir outros papéis, como o de minimizar as restrições de generalização associadas aos efeitos fixos dos experimentos (Carvalho et al., 2023).

No entanto, o uso dos procedimentos multivariados confirmatórios, simples e aplicáveis à experimentação ainda alimenta dúvidas quanto às diferenças na capacidade discriminativa e quanto ao controle das taxas de erro (MFWER) sobre condições experimentais diversas. Além disso, alguns métodos multivariados têm sido subutilizados devido à maior complexidade analítica, um problema que precisa ser enfrentado considerando a realidade de diversas

instituições de pesquisa, com disponibilidade limitada de pesquisadores e recursos. Dessa forma, é imperativo um esforço para o desenvolvimento e validação de métodos de análises estatísticas confiáveis, simples e eficazes.

Entre os métodos multivariados aplicáveis à experimentação agrícola destacam-se, pela simplicidade, os índices de seleção, inicialmente empregados apenas no melhoramento genético, e a análise de componentes principais. Uma vantagem evidente dos índices de seleção é que estão associados ao uso dos procedimentos rotineiros e de domínio dos pesquisadores das ciências agrárias, como modelos clássicos de ANOVA e testes posteriores. Uma desvantagem destes índices é que não consideram a estrutura de covariância entre as variáveis. O índice de Mulamba-Mock, por exemplo, tem demonstrado bom poder discriminativo, robustez e simplicidade (Rosado et al., 2012; Freitas et al., 2013). O índice baseia-se na soma de variáveis previamente transformadas para uma escala de postos ou rank. Dessa forma, mesmo que as variáveis possuam escalas totalmente distintas, os menores valores estarão sempre associados à menores posições, tornando adequada a soma final.

O índice *Desirability*, especialmente utilizado em certas áreas da engenharia (Candioti et al., 2014), baseia-se na média geométrica entre variáveis previamente padronizadas quanto à escala. Ele possui mais versatilidade que o índice de Mulamba-Mock uma vez que permite definir limites máximos e mínimos para cada variável de acordo com valores de referência da literatura, além de manter uma escala contínua. Na ausência destes, os valores podem ser assumidos como os correspondentes ao menor e ao maior valor dentro de cada variável. Além disso, este índice permite que variáveis cujo valor ideal é um valor alvo (acima ou abaixo do qual não é desejável) também sejam convertidas numa escala comparável à outras variáveis. Por fim, o índice *Desirability* final ainda prevê a atribuição de pesos distintos e pode, também, ser convertido em uma escala de postos antes de ser submetido à análise de variância e testes posteriores.

A análise de componentes principais (ACP) é uma clássica análise multivariada que permite obter um resumo estatístico de um conjunto de variáveis utilizando-se da combinação linear das múltiplas variáveis para gerar índices multivariados independentes (os componentes principais ou CPs). Embora a técnica tradicional em si não permita a separação de grupos ou amostras, o CP1 poderá estar especialmente associado à variância total dos dados ou uma média ponderada dos CPs mais importantes (que “expliquem” ao menos 80% da variância total) poderão permitir a aplicação de testes univariados discriminativos.

Em uma análise multivariada algumas variáveis podem ter maior importância que outras e, em alguns casos, algumas variáveis podem adicionar grande variabilidade ao índice final,

reduzindo a capacidade discriminativa do índice final. Dessa forma, definir critérios objetivos, mesmo que *a posteriori*, para selecionar ou atribuir pesos às variáveis pode ser uma estratégia útil para poder aumentar o poder dos índices. No entanto, é preciso validar estas estratégias, demonstrando empiricamente seu controle do erro tipo I.

Assim, os objetivos deste trabalho foram validar opções simples de análise multivariada, avaliando-se as taxas empíricas de erro tipo I acumuladas por experimento, e comparar o poder dos índices multivariados baseados em ACP e dos índices Mulamba-Mock, *Desirability* e suas variações. Adicionalmente, objetivou-se validar modificações simples nos índices de modo a aumentar o poder discriminativo dos mesmos e avaliar critérios objetivos de seleção de variáveis para atribuição de pesos. De certa forma, ainda que limitados aos efeitos fixos dos experimentos reais, estes objetivos permitirão também sugerir uma estratégia confirmatória alternativa à atual recomendação de repetição integral dos experimentos.

2.2. MATERIAIS E MÉTODOS

O estudo foi conduzido a partir da simulação de dados de 1600 experimentos separados em quatro cenários: o primeiro cenário sendo composto por 400 experimentos apresentando 4 variáveis-resposta com maior nível de correlação entre si, estando os mesmos sob nulidade total; o segundo cenário sendo composto por 400 experimentos com 8 variáveis-resposta com menor nível de correlação entre si, todas sob nulidade total; o terceiro cenário sendo composto por 400 experimentos com 8 variáveis-resposta com menor nível de correlação entre si, porém sob condição de nulidade parcial e o quarto cenário, semelhante ao cenário I porém sob covariância nula. Os quatro cenários juntos contabilizaram 9600 variáveis-respostas simuladas.

Em todos os cenários a simulação dos dados considerou um modelo inteiramente casualizado com 10 tratamentos e quatro repetições. O modelo adotado, portanto, foi $y_{ij} = m + t_i + e_{ij}$, em que y_{ij} é a estimativa final para cada observação; m é a média geral das observações em cada variável simulada; t_i é o efeito médio do tratamento i e e_{ij} é a estimativa do erro. Apenas o componente erro ($e_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$) foi considerado como uma variável aleatória. Os demais componentes do modelo foram de natureza fixa, com $\mu = 100$. No cenário três, sob nulidade parcial, para a simulação dos dados considerou-se um efeito real para um dos tratamentos (o T_{10}) correspondente a 1,5x o desvio padrão. Nos demais cenários, sob nulidade total, os dados foram simulados considerando um efeito real de zero para todos os tratamentos. Dessa forma, nos cenários I, II e IV as diferenças significativas apontadas pelos testes puderam ser

consideradas como falsos positivos e permitiram estimar as taxas empíricas de erro tipo I máximas por experimento (MFWER).

Os dados foram simulados em LibreOffice - Calc 4.1.7 considerando-se as dúvidas ainda presentes sobre a acurácia de algumas funções estatísticas no Excel (Yalta, 2008). É comum que variáveis-resposta de um mesmo experimento possuam algum nível de correlação entre si. Por este motivo, as variáveis respostas que compõem cada experimento simulado foram simuladas para possuírem alguma estrutura de covariância, exceto no cenário IV. Primeiramente, para cada experimento foi gerada uma variável base (etapa 1) utilizando a função “=INV.NORM(ALEATÓRIO();média;desvio_padrão)” para a geração dos valores de erros com distribuição normal, similar ao procedimento utilizado por Souza et al. (2012). Considerando média igual a 100,00 e desvio padrão variando homogeneamente entre 1 e 20.

Em seguida foram gerados valores de erros aleatórios (etapa 2), dispostos em colunas, novamente utilizando a função “=INV.NORM(ALEATÓRIO();média;desvio_padrão)” considerando média igual a zero e desvio variando entre 0,3x e 0,6x a magnitude do desvio padrão da variável base (cenário I) ou variando entre 0,5x e 0,9x a magnitude do desvio padrão da variável base (cenários II e III) de cada experimento simulado. Por fim, cada variável-resposta final foi obtida pela soma de cada valor da variável base (comum) com os valores de erros das colunas independentes de erros geradas na etapa 2.

2.2.1 Análise dos dados

Os dados de cada experimento foram submetidos, primeiramente, às análises individuais de cada variável-resposta para verificação das condições de normalidade e homocedasticidade pelos testes de Jarque-Bera e Hartley. Caso alguma variável resposta que compõe cada um dos experimentos não atendesse a estes requisitos o experimento simulado em questão foi substituído por outro. Em cada experimento, os dados das variáveis-resposta individuais foram submetidos à análise de variância (ANOVA) univariada e o nível médio de correlação entre as variáveis-resposta foi avaliado pela correlação de Pearson.

Realizou-se o cálculo de seis índices multivariados simples para cada experimento: índice Mulamba-Mock (MM), índice *Desirability* (Di), índice *Desirability* convertido para escala rank (RT-Di), índice *Desirability* sem zeros (Di-zm) e duas propostas de modificação do índice Di-zm (Di-zm modificado 1, Di-zm modificado 2).

O índice MM consistiu da transformação prévia das variáveis-resposta para uma escala de postos e posterior soma dos postos para cada unidade experimental, obtendo-se um valor final que sintetiza todas as variáveis-resposta em questão (equação 1). Nesta equação, “RT” representam as n variáveis transformadas para uma escala rank e “w” corresponde aos pesos que podem ser atribuídos à cada uma delas (não atribuir pesos corresponde a $w = 1$).

$$MM = w_1 RT_1 + w_2 RT_2 + w_3 RT_3 \dots w_n RT_n \quad (1)$$

O índice Di consistiu da transformação prévia das n variáveis-resposta para uma escala contínua de 0 a 1 (chamados d_i individuais) conforme equação (2) ou, se a variável for do tipo “quanto menor melhor”, conforme equação (3). Em seguida foi calculada a média geométrica dos índices individuais conforme equação (4). Nas equações 2 e 3, Li e Ls correspondem aos limites inferior e superior de cada variável resposta.

$$d_i = \frac{(y-Li)}{(Ls-Li)} \quad (2)$$

$$d_i = \frac{(Ls-y)}{(Ls-Li)} \quad (3)$$

$$D_i = (d_1^{w1} \cdot d_2^{w2} \cdot d_3^{w3} \dots d_n^{wn})^{\frac{1}{\sum w}} \quad (4)$$

O índice RT-Di consistiu na transformação rank do índice Di original, permitindo uma abordagem não paramétrica para o índice original.

O índice Di-zm (*zero-missing index*) foi obtido de forma semelhante ao índice Di original, mas padronizando-se as variáveis individuais para uma escala de 0.1 a 1 (equação 5 substitui a 2 ou a equação 6 substitui a 3) e não de 0 a 1. Esta modificação é importante para que a variável final Di (igualmente obtida conforme equação 4) não se torne inflacionada em zeros.

$$d_i = 0.1 + \frac{(y-Li)0.9}{(Ls-Li)} \quad (5)$$

$$d_i = 0.1 + \frac{(Ls-y)0.9}{(Ls-Li)} \quad (6)$$

O índice Di-zm modificado 1 foi obtido usando-se as equações (5) ou (6) e substituindo-se a equação (4) pela equação (7):

$$D_i = (d_1^{w1} \cdot d_2^{w2} \cdot d_3^{w3} \dots d_n^{wn})^{\frac{1}{0.5 \sum w}} \quad (7)$$

O índice Di-zm modificado 2 foi obtido usando-se as equações (5) ou (6) e substituindo-se a equação (4) pela equação (8):

$$D_i = (d_1^{w1} \cdot d_2^{w2} \cdot d_3^{w3} \dots d_n^{wn})^{\frac{1}{0.8 \sum w}} \quad (8)$$

Os índices também foram calculados considerando-se três estratégias adicionais visando maximizar o poder dos índices: i. atribuindo-se peso (w) de 0.1 para a variável-resposta

individual com menor valor de F para tratamentos; ii. atribuindo-se peso (w) de 0.1 para as duas variáveis-resposta individuais com menores valores de F para tratamentos; iii. atribuindo-se peso (w) zero (0) para a variável-resposta individual que minimiza o poder discriminativo do índice previamente calculado sem pesos.

Por fim, dois índices multivariados baseados em análise de componentes principais (ACP) foram também calculados. O primeiro sendo constituído pelo próprio componente principal 1 que, segundo Primpas (2010), é uma variável latente com boa capacidade explicativa quando seu autovalor é alto. E o segundo, proposto por Zhiyuan et al. (2011), sendo constituído pela média ponderada dos componentes principais (considerando-se o menor número de componentes necessários para contemplar ao menos 80 % da variância total dos dados). A ponderação foi realizada pela raiz quadrada dos autovalores de cada componente.

Os dados obtidos foram organizados em planilha eletrônica para o cálculo das frequências de decisões corretas ($P < 0,05$, cenário III) e de decisões incorretas ($P < 0,05$, cenários I, II e IV) dos testes F aplicados aos diferentes índices multivariados. As frequências empíricas de erro tipo I obtidas foram comparadas à frequência nominal (5 %) pelo teste Binomial unilateral ($n = 400$) considerando um nível nominal de significância de 0.05. Por fim, um exemplo ilustrativo da utilidade dos índices foi apresentado a partir do conjunto de experimentos simulados e o desempenho dos índices comparados com a análise de variância multivariada (MANOVA). Todas as análises foram realizadas com auxílio dos softwares SPEED Stat (Carvalho et al., 2020), Minitab 15 e Excel.

2.4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O coeficiente de correlação de Pearson médio entre todas as variáveis dos experimentos evidenciou a eficiência do processo de simulação em gerar dados semelhantes às situações reais, com variável estrutura de covariâncias nos cenários I, II e III e covariância nula no cenário IV (Tabela 2.1). A frequência de ao menos um erro tipo I em ao menos uma variável resposta (v) nos experimentos variou de 10.8 % (cenário I) até 19.0 % (cenário II) (Tabela 1), evidenciando que a conhecida expressão para estimativa dessa taxa de erro ($p=1-(1-\alpha)^v$) (Manly, 1995) é precisa para variáveis sob covariância nula. À medida que as variáveis respostas de um mesmo experimento tornam-se mais correlacionadas entre si, reduz-se a expectativa da MFWER.

Interessante notar também que a percentagem de experimentos do cenário III em que nenhum dos testes F univariados aplicados detectou o efeito real existente foi de apenas 40.3 %

(considerando um nível de significância de 5%) (Tabela 2.1). Em outras palavras, o poder do teste F univariado em detectar uma diferença real em ao menos uma das variáveis respostas foi de $100 - 40.3 = 59.7$ %. Por outro lado, este mesmo teste F univariado esteve associado à 19% de MFWER no cenário II, com mesmo número de variáveis respostas e semelhante estrutura de covariância (Tabela 2.1).

Tabela 2.1. Perfil geral dos experimentos simulados em cada cenário

	Cenário I	Cenário II	Cenário III	Cenário IV
Frequência (%) de erro tipo I ¹ (cenários I, II e IV) ou de erro tipo II ² (cenário III) do teste F por experimento	10.8*	19.0*	40.3	18.3*
Valor médio de F calculado das variáveis	1.05	1.04	1.70	1.08
Normalidade das variáveis (p-valor médio ³ das variáveis)	0.631	0.615	0.616	0.611
CV (%) médio das variáveis	11.2	13.2	12.8	11.7
Correlação média entre as variáveis (R-Pearson)	0.823	0.668	0.706	0.003

*indicam taxas de erro tipo I estatisticamente superiores a 5% pelo teste Binominal unilateral ($n=400$, $P<0,05$).

Todos os índices testados apresentaram adequado controle das taxas de erro tipo I por experimento (MFWER) quando as variáveis foram consideradas com pesos iguais (Tabela 2.2, cenários I, II e IV). Tal fato evidencia a importância dos procedimentos multivariados confirmatórios para o controle das taxas de erro tipo I por experimento (MFWER) da ANOVA univariada, haja visto sua incapacidade de controle deste erro (Tabela 1). A estratégia *à posteriori* de atribuição de um peso menor para a variável com menor F na ANOVA individual não resultou em taxas de erro tipo I, por experimento, superiores a 5% nos cenários I e II (Tabela 2.2). No entanto, no cenário IV, sob covariância nula entre as variáveis respostas, as taxas de erro (MFWER) ultrapassaram em muito o valor de 5%. Portanto, embora o aumento de poder com a atribuição de pesos *à posteriori* tenha sido expressiva (Tabela 2.2, cenário III) não pode ser considerado um procedimento confirmatório e seguro de análise.

A estratégia de seleção de variáveis baseada na exclusão da variável que resulte no maior F para tratamentos também não resultou em taxas de erro tipo I, por experimento, superiores a 5% nos cenários I e II (Tabela 2.2). No entanto, no cenário sob covariância nula, o erro tipo I foi significativamente inflacionado, evidenciando que este critério também não deve ser usado como uma estratégia segura em pesquisas confirmatórias.

Tabela 2.2. Percentagem de decisão incorreta (cenários I, II e IV) e correta (cenário III) dos experimentos simulados (n=400) submetidos aos diferentes procedimentos multivariados.

Cenário I (nulidade total, 4 variáveis/experimento)	MM	Di	RT-Di	Di-zm	Di-zm mod 1	Di-zm mod 2	Índice PCA 1	Índice PCA 2
Pesos iguais	4.8	5.0	4.8	5.0	4.8	5.3	5.3	5.3
Peso 0.1 para uma variável	5.5	6.3	5.5	6.5	6.8	6.0	-	-
Peso 0.1 para duas variáveis	8.3*	7.3*	7.8*	7.0*	8.0*	8.0*	-	-
Exclusão da variável que minimiza poder	6.0	6.8	6.0	6.8	6.8	6.3	-	-
Cenário II (nulidade total, 8 variáveis/experimento)	MM	Di	RT-Di	Di-zm	Di-zm mod 1	Di-zm mod 2	Índice PCA 1	Índice PCA 2
Pesos iguais	2.3	3.8	3.5	4.0	4.3	4.5	4.3	4.0
Peso 0.1 para uma variável	5.0	5.3	5.0	5.8	5.8	5.8	-	-
Peso 0.1 para duas variáveis	6.0	6.5	5.5	7.0*	6.5	6.8	-	-
Exclusão da variável que minimiza poder	5.3	6.8	5.5	6.0	6.3	6.3	-	-
Cenário III (nulidade parcial, 8 variáveis/experimento)	MM	Di	RT-Di	Di-zm	Di-zm mod 1	Di-zm mod 2	Índice PCA 1	Índice PCA 2
Pesos iguais	27.8	26.8	24.3	33.3	41.5	36.5	33.8	35.5
Peso 0.1 para uma variável	31.5	29.5	28.8	38.0	46.0	40.8	-	-
Peso 0.1 para duas variáveis	34.0	34.3	28.8	42.3	50.0	44.3	-	-
Exclusão da variável que minimiza poder	32.5	34.5	30.5	39.5	47.8	42.0	-	-
Cenário IV (nulidade total com covariância nula, 4 variáveis/experimento)	MM	Di	RT-Di	Di-zm	Di-zm mod 1	Di-zm mod 2	Índice PCA 1	Índice PCA 2
Pesos iguais	6.5	4.5	6.8	6.0	6.3	6.0	4.5	4.5
Peso 0.1 para uma variável	9.5*	8.3*	8.3*	8.0*	7.8*	7.8*	-	-
Peso 0.1 para duas variáveis	15.8*	8.8*	11.5*	15.0*	13.8*	14.5*	-	-
Exclusão da variável que minimiza poder	18.5*	13.0*	16.8*	17.3*	16.0*	16.8*	-	-

*indicam taxas de erro tipo I estatisticamente superiores a 5% pelo teste Binominal unilateral (n=400, $P < 0,05$).

A frequência de decisões corretas no cenário III (Tabela 2.2) evidenciou as diferenças de poder entre os índices testados. O índice *Desirability* sem zeros (Di-zm) apresentou-se como mais poderoso que as opções tradicionalmente utilizadas (MM, *Desirability* e RT-Di). Este aumento de poder dos índices Di-zm, no entanto, podem não ser interessantes quando o interesse do pesquisador é descartar tratamentos que não atendam uma determinada especificação. No estudo de Pimenta et al. (2015), por exemplo, o índice *Desirability* sem zeros possivelmente não traria benefícios em relação ao índice *Desirability* tradicional, já que nenhuma das variáveis resposta poderiam estar fora dos limites especificados para fabricação de molas automobilísticas. As modificações propostas para o Di-zm (Di-zm modif 1 e Di-zm modif 2) mostraram-se ainda mais poderosas, superando o poder discriminativo dos índices baseados em PCA testados, ao menos para a estrutura de covariância presente em nossos dados simulados. Apesar disso, deve-se reconhecer que em outras estruturas de covariância os índices baseados em PCA poderão distinguir grupos/tratamentos de forma mais poderosa que os índices de seleção, especialmente nos casos em que as diferenças entre os grupos em cada variável não

convergiem em favor de um ou mais grupos. Em outras palavras, os índices de seleção são mais poderosos para a finalidade de selecionar o(s) melhor(es) grupos/tratamentos enquanto os índices PCA tendem a ser melhores para a finalidade de distinguir grupos, mesmo que nessa distinção não seja possível afirmar se algum deles é melhor ou pior que os demais.

Importante enfatizar que a superioridade dos índices de seleção em relação aos índices PCA quando objetiva-se selecionar grupos não se dá apenas pelo maior poder. Os índices de seleção são mais versáteis na atribuição de pesos às variáveis e na definição dos limites inferior e superior de cada variável de modo a obter um índice com melhor qualidade (Candioti et al., 2014). No entanto, conforme evidenciado neste trabalho, estas possibilidades precisam ser sempre definidas *a priori* e não devem ser realizadas como uma manipulação *a posteriori* para se garimpar diferenças significativas. Importante notar também que os índices MM e RT-Di, apesar de não serem os mais poderosos, são opções interessantes para dados não-normais pois baseiam-se na estatística de postos.

Em nenhum cenário testado os índices multivariados MM, RT-Di, Di-zm, Di-zm mod 2 ou os índices PCA apresentaram grande frequência de índices com resíduos não-normais. Apenas os índices Di e Di-zm modificado 1 apresentaram frequências aumentadas de violação da normalidade, demonstrando que o índice deve ser precedido de um teste de normalidade mesmo que as variáveis originais já tenham apresentado resíduos normais (Tabela 2.3). No caso do índice Di, esta frequência aumentada de resíduos não normais possivelmente está associada à inflação em zeros inerente à padronização 0 a 1 seguida por média geométrica. No caso do índice Di-zm mod 1 esta inflação pode estar associada ao fato da modificação corresponder à transformação raiz quadrada do índice Di-zm, uma transformação que conhecidamente pode modificar o padrão de distribuição dos resíduos. Dessa forma, pode ser prudente considerar como critério de normalidade para o índice Di-zm mod 1 um teste de normalidade com $P > 0.250$ em lugar da significância usual (Carvalho et al., 2023).

Tabela 2.3. Frequência de experimentos (%) em que os índices multivariados apresentaram não-normalidade significativa (de acordo com o teste de Jarque-Bera, $P < 0.05$) nos diferentes cenários avaliados (n=400).

Cenário I (nulidade total, 4 variáveis/experimento)	MM	Di	RT-Di	Di-zm	Di-zm mod 1	Di-zm mod 2	Índice PCA 1	Índice PCA 2
Pesos iguais	0.0	0.0	0.0	0.0	13.3	0.3	0.3	0.3
Peso 0.1 para uma variável	0.0	0.0	0.0	0.0	14.5	0.3	-	-
Peso 0.1 para duas variáveis	0.3	0.3	0.0	0.3	16.3	0.5	-	-
Exclusão da variável que minimiza poder	0.0	0.0	0.0	0.0	14.5	0.3	-	-
Cenário II (nulidade total, 8 variáveis/experimento)	MM	Di	RT-Di	Di-zm	Di-zm mod 1	Di-zm mod 2	Índice PCA 1	Índice PCA 2
Pesos iguais	0.0	1.3	0.0	0.0	14.8	0.3	0.3	0.3
Peso 0.1 para uma variável	0.0	6.8	0.0	0.3	14.5	0.3	-	-
Peso 0.1 para duas variáveis	0.0	0.8	0.0	0.3	15.0	0.5	-	-
Exclusão da variável que minimiza poder	0.0	0.8	0.0	0.3	15.5	0.3	-	-
Cenário III (nulidade parcial, 8 variáveis/experimento)	MM	Di	RT-Di	Di-zm	Di-zm mod 1	Di-zm mod 2	Índice PCA 1	Índice PCA 2
Pesos iguais	0.3	0.5	0.3	0.5	14.8	1.0	0.5	0.5
Peso 0.1 para uma variável	0.3	4.3	0.3	0.5	15.3	0.8	-	-
Peso 0.1 para duas variáveis	0.5	1.3	0.3	1.0	14.8	1.5	-	-
Exclusão da variável que minimiza poder	0.3	0.8	0.3	0.5	13.8	1.0	-	-
Cenário IV (nulidade total com covariância nula, 4 variáveis/experimento)	MM	Di	RT-Di	Di-zm	Di-zm mod 1	Di-zm mod 2	Índice PCA 1	Índice PCA 2
Pesos iguais	1.8	18.5	0.3	1.8	11.5	3.5	2.3	3.3
Peso 0.1 para uma variável	1.0	1.5	0.0	1.5	11.3	2.5	-	-
Peso 0.1 para duas variáveis	1.0	7.3	0.0	3.5	10.5	3.5	-	-
Exclusão da variável que minimiza poder	2.5	11.3	0.0	1.3	9.3	1.5	-	-

2.4.1. Um exemplo

Para demonstrar o potencial dos índices multivariados modificados propostos, um dos experimentos simulados utilizados neste estudo é apresentado na Tabela 2.4. Os dados apresentados nesta tabela fazem parte do cenário III, portanto, sob condição de nulidade parcial. Todos os índices foram calculados conforme descrito anteriormente e os valores de F da ANOVA destes índices, com suas respectivas significâncias, são apresentados na Tabela 2.5.

Tabela 2.4. Um experimento simulado com 8 variáveis-resposta do cenário sob nulidade parcial (cenário III).

Trat	Rep	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8
1	1	71.9	71.7	86.1	64.9	57.3	52.5	61.5	74.5
1	2	111.7	115.6	112.1	121.6	119.0	116.1	113.2	110.9
1	3	122.9	118.6	119.7	120.1	110.5	109.0	129.8	128.9
1	4	81.7	75.4	72.7	79.9	75.0	69.9	71.9	61.9
2	1	101.1	96.6	100.0	96.5	88.6	118.8	90.4	88.4
2	2	107.7	109.8	103.1	102.8	98.0	103.5	96.2	118.1
2	3	83.0	86.1	92.9	69.8	95.9	101.1	79.1	93.4
2	4	97.2	88.9	110.5	91.2	109.2	83.3	93.1	99.0
3	1	113.6	104.6	112.4	97.8	104.6	107.8	110.6	96.2
3	2	118.0	108.2	105.3	113.0	108.8	98.0	112.9	113.4
3	3	96.1	98.2	91.2	84.2	82.3	88.9	93.7	108.5
3	4	107.4	103.8	115.6	97.0	114.4	90.7	99.2	107.6
4	1	104.0	107.1	107.9	92.7	99.7	101.0	109.4	91.6
4	2	71.1	99.5	97.5	89.4	116.2	96.9	99.1	92.0
4	3	116.0	106.8	97.9	94.4	108.5	108.2	103.2	98.6
4	4	112.0	111.5	106.2	114.6	109.1	103.0	115.4	113.1
5	1	86.0	86.7	81.1	79.1	99.8	84.1	85.1	93.5
5	2	88.0	92.1	105.1	101.5	89.2	97.6	99.1	79.2
5	3	93.7	109.2	106.0	97.1	100.0	113.6	114.5	78.2
5	4	115.4	115.2	115.0	125.2	119.2	126.5	125.2	126.1
6	1	104.8	93.3	107.5	90.0	90.4	114.7	109.6	93.9
6	2	73.7	75.9	66.8	79.4	71.8	61.8	76.9	81.2
6	3	101.3	102.0	108.2	85.8	106.8	94.0	93.2	111.0
6	4	91.1	100.0	98.6	78.1	106.0	102.9	103.1	92.0
7	1	102.7	106.1	113.9	112.9	122.8	109.8	110.2	121.0
7	2	77.3	87.3	78.0	90.3	76.2	81.8	72.4	74.0
7	3	93.3	86.8	94.2	102.2	85.1	86.7	86.6	99.7
7	4	110.9	105.3	95.6	110.9	111.7	100.2	105.9	105.4
8	1	92.2	93.4	108.6	119.1	101.5	88.3	106.5	95.1
8	2	115.1	110.4	107.3	120.2	108.8	111.2	107.3	108.5
8	3	77.1	82.2	83.1	83.6	77.5	94.4	88.8	92.2
8	4	101.7	116.1	116.4	128.7	105.9	108.2	111.5	105.8
9	1	130.7	121.9	122.2	132.8	126.4	118.6	127.4	120.7
9	2	104.8	87.1	84.7	81.2	88.4	81.0	93.6	91.6
9	3	99.8	107.9	94.4	80.5	92.2	82.0	92.6	79.8
9	4	73.9	97.2	80.4	92.2	99.6	85.1	82.8	96.0
10	1	119.7	128.1	133.3	132.3	134.1	134.6	131.8	129.6
10	2	108.9	110.8	112.4	122.6	113.1	136.5	112.6	129.0
10	3	140.2	132.1	124.8	130.2	139.6	120.8	131.2	120.1
10	4	118.1	125.6	106.5	110.7	117.7	121.0	110.7	105.8

Todos os índices multivariados e os diferentes critérios da MANOVA apresentaram valores de F não-significativos ($p > 0,05$), logo nenhum deles atingiu poder suficiente para detectar a diferença real existente neste experimento considerando o erro α nominal adotado. No entanto, os valores de F evidenciam que o poder do índice Di-zm modif 1 foi superior aos demais índices, corroborando os dados do cenário III na Tabela 2.2. Importante notar que neste exemplo nenhuma ANOVA individual apresentou F significativo (dados não mostrados), embora tal fato tenha ocorrido em apenas 40,3 % dos experimentos do cenário III. Interessante notar também que os *p-valores* apresentados na Tabela 2.5 sugerem que o poder da MANOVA

não é superior aos índices multivariados. Evidentemente, os índices multivariados podem substituir a MANOVA apenas quando o objetivo do pesquisador é identificar os melhores ou piores tratamentos. Quando o objetivo do pesquisador é apenas evidenciar que há diferenças entre os tratamentos, sem necessariamente ser possível identificar um melhor ou pior que os demais, a MANOVA ou os índices PCA serão mais indicados. No entanto, os índices PCA são mais interessantes que a MANOVA pois eles permitem a aplicação de um teste de médias posterior para evidenciar qual (is) tratamento (s) difere (m) dos demais.

Tabela 2.5. Síntese da MANOVA e das ANOVAs dos índices multivariados para os dados da Tabela 2.4.

Índices	MM	Di	Di-zm	Di-zm mod 1	Di-zm mod 2	Índice PCA 1	Índice PCA 2
F-trat	1.34	1.22	1.41	1.87	1.51	1.45	1.45
<i>p-valor</i>	0.257	0.319	0.230	0.095	0.190	0.214	0.214
MANOVA	Wilks'	Lawley- Hotelling	Pillais's				
<i>p-valor</i>	0.420	0.512	0.379				

Neste caso, os índices PCA 1 e 2 foram coincidentes pois o autovalor do CP1 foi correspondente a mais de 80% da variância total.

2.5. CONCLUSÕES

A ANOVA univariada resulta em taxas de erro tipo I acumuladas por experimentos superiores aos valores nominais estipulados, o que pode conduzir a conclusões errôneas em uma frequência acima do tolerado quando várias variáveis são analisadas. Os índices multivariados testados mantiveram taxas de erro tipo I acumuladas por experimento não superiores a 5%, evidenciando sua utilidade para inferências confirmatórias mais seguras. Os critérios de seleção de variáveis *à posteriori* testados, mesmo que eficientes em incrementar o poder, mostraram-se inadequados pois resultaram em inflação significativa do erro tipo I. Este fato, aliado aos níveis de poder observados nos procedimentos com adequado controle do erro tipo I, corrobora com o entendimento de que técnicas multivariadas confirmatórias, em geral, não permitem ganho de poder em relação às análises univariadas.

Os índices Di-zm modif. 1 e 2 e o índice PCA 2 destacaram-se pelo adequado controle do erro tipo I e maior poder que os demais índices testados. Os índices PCA, apesar de não superarem o poder dos melhores índices de seleção, são especialmente úteis quando o objetivo

do pesquisador se restringe a evidenciar diferenças entre grupos, sem a necessidade de indicar os melhores ou os piores.

Considerando que a extrapolação de resultados de experimentos sempre apresenta algum nível de restrição devido aos efeitos fixos geralmente existentes, o uso de índices multivariados com controle da MFWER representa uma estratégia de menor custo para confirmação de resultados de experimentos do que a repetição integral dos experimentos.

2.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Borges, L. C.; Ferreira, D. F. Power and type I error rates of Scott-Knott, Tukey and Student-Newman-Keuls's tests under residual normal and non-normal distributions. **Revista Matemática e Estatística**, v. 21, n. 2, p. 67-83, 2003.

Candioti, L. V.; Zan, M. M.; Camara, M. S.; Goicoechea, H. C. **Experimental design and multiple response optimization - using the desirability function in analytical methods development**. Talanta, v. 124, n. 2, p. 123-138, 2014.

Carvalho, A. M. X.; Matsuo, E.; Maia, M. S. Avaliação da normalidade, validade dos testes de médias e opções não-paramétricas: contribuições para um debate necessário. **Ciência e Natura**, v. 45, *no prelo*, 2023.

Carvalho, A. M. X.; Mendes, F. Q.; Mendes, F. Q.; Tavares, L. F. SPEED Stat: a free, intuitive, and minimalist spreadsheet program for statistical analyses of experiments. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v. 20, n. 3, e327420312, 2020.

Carvalho, A. M. X.; Mendes, F. Q.; Borges, P. H. C.; Kramer, M. H. A brief review of the classic methods of experimental statistics. **Acta Scientiarum - Agronomy**, 45(1), e56882, 2022.

Ferreira, D. F. **Estatística Multivariada**. 3ª Ed. Lavras: Ed. UFLA, 2018. 624p.

Freitas, I. L.; Amaral Júnior, A. T.; Viana, A. P.; Pena, G. F.; Cabral, P. S.; Vittorazzi, C.; Silva, T. R. C. Ganho genético avaliado com índices de seleção e com REML/Blup em milho-pipoca. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, 48: 1464-1471, 2013.

Hongyu, K. **Comparação do GGE-biplot ponderado e AMMI-ponderado com outros modelos de interação genótipo x ambiente**. 2015. 155p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2015.

Johnson, R. A.; Wichern, D. W. Applied multivariate statistical analysis. Madisom: **Prentice hall International**, 1998. 816p.

Kramer, M. H., Paparozzi, E. T., & Stroup, W. W. Best Practices for Presenting Statistical Information in a Research Article. **HortScience**, 54(9), 1605-1609, 2019.

Manly, B. F. J. **Multivariate statistical methods** – a primer. 2nd Ed. London: Chapman & Hall, 1995. 215p.

Perecin, D.; Barbosa, J. C. Uma avaliação de seis procedimentos para comparações múltiplas. **Rev. Mat. Estat.**, São Paulo, v.6, p.95-103, 1988.

Pimenta, C.D.; Silva, M.B.; Salomon, V.A.P.; Penteado, R.B.; Gomes, F.M. Aplicação das metodologias Desirability e Simplex para otimização das propriedades mecânicas em arames de aço temperados. **Production**, v. 25, p. 598-610, 2015.

Primpas, I.; Tsirtsis, G.; Karydis, M.; Kokkoris, G. D. Principal component analysis: Development of a multivariate index for assessing eutrophication according to the European water framework directive. **Ecological Indicators**, v. 10, 178-183, 2010.

Rosado, L. D. S; Santos, C. E. M.; Bruckner, C. H.; Nunes, E. S.; Cruz, C. D. Simultaneous selection in progenies of yellow passion fruit using selection indices. **Revista Ceres**, 59: 95-101, 2012.

Sousa, C. A.; Lira Junior, M. A.; Ferreira, R. L. C. Avaliação de testes estatísticos de comparações múltiplas de médias. **Ceres**, 59: 350-354, 2012.

Yalta, A.T. The accuracy of statistical distributions in Microsoft Excel. **Computational Statistics and Data Analysis**, 52: 4579-4586, 2008.

Zhiyuan, W.; Wang, D.; Zhou, H.; Qi, Z. Assessment of soil heavy metal pollution with principal component analysis and Geoaccumulation Index. **Procedia Environmental Sciences**, v. 10, 1946–1952, 2011.

3. CONCLUSÕES GERAIS

Considerando um sistema agroflorestal (SAF) como um modelo de produção mais sustentável, os resultados encontrados no referido estudo sugerem que usando o capim mombaça consorciado não haja redução na produção de biomassa, embora ocorra ganho de biodiversidade no sistema.

O estudo demonstrou que a adição de fonolito permitiu um maior acúmulo de K na MSPA mesmo diante do relativamente curto período experimental. No entanto, a hipótese de que os consórcios poderiam acelerar o intemperismo desta rocha não pôde ser confirmado.

Os resultados empíricos evidenciaram que a ANOVA univariada resulta em taxas de erro tipo I acumuladas por experimentos acima dos valores nominais estipulados, o que pode levar a conclusões equivocadas em uma frequência acima do permitido quando várias variáveis são analisadas. Os índices multivariados testados, no entanto, mantiveram taxas de erro tipo I acumuladas por experimento não superiores a 5%, evidenciando sua utilidade para inferências confirmatórias mais seguras.

Os índices Di-zm modif. 1 e 2 e o índice PCA 2 distinguiram-se dos demais índices testados, apresentando um satisfatório controle do erro tipo I e maior poder. Os índices PCA, apesar de não superaram o poder dos melhores índices de seleção, possuem papel interessante e útil caso o objetivo do pesquisador limite-se a demonstrar diferenças entre grupos, sem a necessidade de apontar os melhores ou os piores tratamentos/grupos.

Usar índices multivariados para controle da MFWER constitui uma estratégia que reduz custos para confirmação de resultados de experimentos comparativamente à recomendação de repetição integral dos experimentos.