

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA**

André Lavezo

**TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES EM AVEIA
BRANCA**

**Santa Maria, RS
2016**

André Lavezo

TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES EM AVEIA BRANCA

Tese apresentada ao Curso de Doutorado do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, Área de Concentração em Produção Vegetal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Doutor em Agronomia**.

Orientador: Prof. Dr. Alberto Cargnelutti Filho

Santa Maria, RS
2016

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Lavezo, André
Tamanho de parcela e número de repetições em aveia
branca / André Lavezo.- 2016.
70 f.; 30 cm

Orientador: Alberto Cargnelutti Filho
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa
Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós-
Graduação em Agronomia, RS, 2016

1. Avena sativa L. 2. Ensaio de uniformidade 3.
Planejamento experimental. I. Cargnelutti Filho,
Alberto II. Título.

© 2016

Todos os direitos autorais reservados a André Lavezo. A reprodução de partes ou do todo deste trabalho só poderá ser feita mediante a citação da fonte.

E-mail: a.lavezo@hotmail.com

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Rurais
Programa de Pós-Graduação em Agronomia**

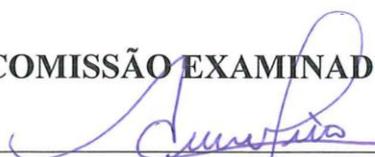
**A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Tese de Doutorado**

**TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES EM AVEIA
BRANCA**

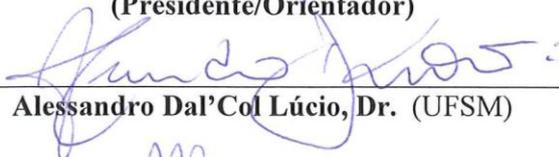
elaborada por
André Lavezo

como requisito parcial para obtenção do grau de
Doutor em Agronomia

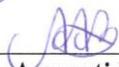
COMISSÃO EXAMINADORA:



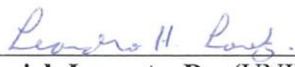
Alberto Cargnelutti Filho, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)



Alessandro Dal'Col Lúcio, Dr. (UFSM)



Alexandra Augusti Boligon, Dr^a. (UNIPAMPA)



Leandro Homrich Lorentz, Dr. (UNIPAMPA)



Maria Helena Rigão, Dr^a. (UFSM)

Santa Maria, 16 de dezembro de 2016.

DEDICATÓRIA

À Deus pelo fôlego de vida me dado,

Aos meus pais pela minha existência,

Aos meus irmãos pelo carinho.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus por me fortalecer diariamente e guiar meus passos de acordo com sua vontade.

À minha mãe Morgana Ap. Zanata Lavezo, mulher forte e guerreira, que me educou e sempre me apoiou, dando-me amor e carinho.

Ao meu pai Odair Lavezo, homem trabalhador e honesto, que com seu exemplo me ensinou a lutar pelos meus ideais, sempre me auxiliando.

Ao meu irmão Alexandre Lavezo Neto que sempre me incentivou e apoiou minhas decisões.

Ao meu irmão Pedro Lavezo que com seu amor e sorriso me deu força para prosseguir.

Aos meus familiares, amigos e a todos que, com incentivo e apoio, lutaram comigo nas tomadas de decisões importantes às quais fui submetido ao longo de minha vida.

Aos colegas do setor de experimentação agrícola (Bruna, Cláudia de Bem, Cláudia Burin, Cleiton, Daniela Lixinski, Daniela Uliana, Denison, Diego, Fernanda, Gabriela, Giovani, Jéssica, Ismael, Lucas, Rafael, Rosana, Cirineu) e aos funcionários, pelo apoio incondicional, companheirismo e momentos de descontração.

Em especial, aos grandes amigos Cirineu Bandeira, Cláudia de Bem, Giovani Facco, Lucas Stefanelo e Reges Stefanello, que não mediram esforços para me ajudar para a obtenção deste título e foram decisivos para a minha permanência e acolhimento em Santa Maria – RS.

À Universidade Federal de Santa Maria, pela oportunidade.

A CAPES pela bolsa de doutorado concedida.

Ao professor Dr. Alberto Cargnelutti Filho, pela orientação, colaboração e conhecimentos repassados durante todo o desenvolvimento do trabalho, além da amizade.

Aos demais professores desta Instituição, pelos ensinamentos indispensáveis e pela amizade.

À banca examinadora, pelas valiosas contribuições e sugestões.

Enfim, a todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização desta tese.

Muito Obrigado!

RESUMO

TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES EM AVEIA BRANCA

AUTOR: ANDRÉ LAVEZO

ORIENTADOR: ALBERTO CARGNELUTTI FILHO

O trabalho teve como objetivo determinar o tamanho ótimo de parcela (X_o) e o número de repetições para avaliar massa fresca (MF), massa seca (MS) e produtividade de grãos (PROD) de aveia branca e verificar a variabilidade de X_o entre cultivares e épocas de semeadura. Para isto, foram avaliadas quatro cultivares (URS Charrua, URS Taura, URS Estampa e URS Corona), em três épocas de semeadura (época 1 - 28/04/2014, época 2 - 28/05/2014 e época 3 - 14/07/2014), em 96 ensaios de uniformidade de 3×3 m para a determinação do X_o nas variáveis MF e MS. Para a determinação do X_o para PROD foram necessários 32 ensaios de uniformidade de 3m×3m, sendo oito com cada cultivar (URS Charrua, URS Taura, URS Estampa e URS Corona). No florescimento foram coletadas as plantas dos ensaios destinados a obtenção de MF e MS e pesadas, obtendo a MF, sendo posteriormente submetidas a estufa de circulação de ar forçado $65\pm 3^\circ\text{C}$, durante 48 horas, para obtenção da MS. Ao final do ciclo de cultivo da aveia (estádio de maturação dos grãos) foram colhidos os grãos para a determinação da PROD (kg ha^{-1}). O tamanho ótimo de parcela (X_o) foi determinado por meio do método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação e as comparações de médias, entre as épocas de avaliação e cultivares para a mensuração da MV e MS, e entre as cultivares para a mensuração da PROD, foram comparadas pelo teste de Scott Knott via análise de bootstrap. Em aveia branca, há variabilidade de X_o entre as cultivares e as épocas de semeadura. Para as quatro cultivares nas três épocas de semeadura, X_o de $1,66 \text{ m}^2$ e $1,73 \text{ m}^2$ são adequados para avaliar MF e MS, respectivamente. Quatro repetições, para avaliar até 50 tratamentos, nos delineamentos inteiramente casualizado e blocos ao acaso, são suficientes para que diferenças entre médias de tratamentos de 44,75% da média do experimento sejam significativas, pelo teste de Tukey ($p=0,05$) nas variáveis MF e MS. O X_o de $1,57 \text{ m}^2$ é suficiente para avaliar a PROD em aveia branca nessas quatro cultivares. Para avaliar a PROD com até 50 tratamentos, no DIC e DBA, quatro repetições são suficientes para que diferenças entre médias de tratamentos de 40,53% da média do experimento sejam significativas, pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade.

Palavras-chaves: *Avena sativa* L. Ensaios de uniformidade. Planejamento experimental.

ABSTRACT

SIZE OF PLOT AND NUMBER OF REPEATS IN WHITE OATS

AUTHOR: ANDRÉ LAVEZO
ADVISOR: ALBERTO CARGNELUTTI FILHO

The study aimed to determine the optimum plot size (X_o) and the number of repetitions to evaluate fresh mass (FM), dry matter (DM) and grain yield (PROD) of oat and check the variability of X_o between cultivars and sowing dates. For this, were evaluated four cultivars (URS Charrua, URS Taura, URS Estampa and URS Corona) in three sowing times (time 1 – 04/28/2014, time 2 – 5/28/2014 and then 3 – 07/14/2014) in 96 trials uniformity of 3×3 m for the determination of X_o in FM and DM variables. The determination of X_o for PROD was necessary 32 uniformity of $3\text{m} \times 3\text{m}$ tests, eight with each cultivar (URS Charrua, URS Taura, URS Estampa and URS Corona). At flowering were collected plants of tests to obtain FM and DM and heavy, obtaining FM, which were later submitted in air circulation oven forced $65 \pm 3^\circ\text{C}$ for 48 hours, after obtained by weighing the DM. At the end of oat crop cycle (the grain ripening stage) grains were collected for determination of PROD (kg ha^{-1}). The optimum plot size (X_o) was determined by the method of maximum curvature of the model coefficient of variation and mean comparison between the evaluation periods and cultivars for the measurement of FM and DM, and among cultivars for measurement of PROD, were compared by the Scott Knott test by bootstrap analysis. In oat, there is variability of X_o among cultivars and sowing dates. For the four cultivars in the three sowing dates, X_o 1.66 m^2 and 1.73 m^2 they are suitable to assess FM and DM, respectively. Four replications to evaluate up to 50 treatments in a completely randomized designs and random blocks are sufficient for differences between average of 44.75% of the average experiment treatments are significant, by Tukey test ($p = 0.05$) the variables FM and DM. The X_o of 1.57m^2 is sufficient to assess PROD in oat these four cultivars. To assess PROD with up to 50 treatments, the DIC and DBA, four replications are sufficient for differences between average of 40.53% of the average experiment treatments are significant, by Tukey test at 5% probability.

Key words: *Avena sativa* L. Uniformity testing. Experimental design.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1. Determinação do tamanho ótimo de parcela (X_o) em culturas agrícolas..... 19

CAPÍTULO I

Tabela 2.1 Coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), variância (s^2), média (m), coeficiente de variação do ensaio (CV, em %), tamanho ótimo de parcela (X_o , em número de UEB de $0,25 \text{ m}^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %), para a massa de matéria fresca de parte aérea (gramas $0,25 \text{ m}^2$) e massa de matéria seca de parte aérea (gramas $0,25 \text{ m}^2$) de quatro cultivares de aveia branca (URS Charrua, URS Taura, URS Estampa e URS Corona) semeadas em três épocas ⁽¹⁾..... 41

Tabela 2.2 Número de repetições, para avaliar a massa de matéria fresca de parte aérea de aveia branca (*Avena sativa* L.), em experimento no delineamento inteiramente casualizado, em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i = 3, 4, \dots, 50$) e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d = 10\%, 15\%, 20\%, 25\%, 30\%, 35\%, 40\%, 45\%$ e 50%), a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_o = 6,62$ UEB) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_o} = 14,80\%$)..42

Tabela 2.3 Número de repetições, para avaliar a massa de matéria fresca de parte aérea de aveia branca (*Avena sativa* L.), em experimento no delineamento blocos ao acaso, em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i = 3, 4, \dots, 50$) e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d = 10\%, 15\%, 20\%, 25\%, 30\%, 35\%, 40\%, 45\%$ e 50%), a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_o = 6,62$ UEB) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_o} = 14,80\%$)..... 43

Tabela 2.4 Número de repetições, para avaliar a massa de matéria seca de parte aérea de aveia branca (*Avena sativa* L.), em experimento no delineamento inteiramente casualizado, em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i = 3, 4, \dots, 50$) e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d = 10\%, 15\%, 20\%, 25\%, 30\%, 35\%, 40\%, 45\%$ e 50%), a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_o = 6,93$ UEB) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_o} = 15,50\%$)..... 44

Tabela 2.5 Número de repetições, para avaliar a massa de matéria seca de parte aérea de aveia branca (*Avena sativa* L.), em experimento no delineamento em blocos ao acaso, em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i = 3, 4, \dots, 50$) e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d = 10\%, 15\%, 20\%$,

25%, 30%, 35%, 40%, 45% e 50%), a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_o = 6,93$ UEB) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_o} = 15,50\%$).45

CAPÍTULO II

Tabela 3.1 Coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), variância (s^2), média (m), coeficiente de variação do ensaio (CV , em %), tamanho ótimo de parcela (X_o , em número de UEB de $0,25\text{ m}^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %), para produtividade de grãos ($\text{g } 0,25\text{m}^{-2}$) de quatro cultivares de aveia branca (*Avena sativa* L.)..... 62

Tabela 3.2 Número de repetições, para avaliar a produtividade de grãos de aveia branca (*Avena sativa* L.), em experimentos no delineamento inteiramente casualizado (DIC) e no delineamento em blocos ao acaso (DBA), em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i=3, 4, \dots, 50$) e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d=10\%, 15\%, 20\%, 25\%$ e 30%), a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_o=6,29$ UEB ou $1,57\text{ m}^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_o}=14,04\%$)......63

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ρ	– Coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem
α	– nível de probabilidade de erro
%	– porcentagem
$\bar{\epsilon}$	– média dos erros
CV	– coeficiente de variação
CV_{X_0}	– Coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela
d	– diferença mínima significativa
g	– grama
GL	– graus de liberdade
GLE	– graus de liberdade do erro
há	– hectare
i	– número de tratamentos
K_2O	– potássio
kg	–quilograma
m	– média
m^{-2}	– metros quadrados
MF	– matéria ou massa fresca
MS	– matéria ou massa seca
N	– nitrogênio
p	– probabilidade
P_2O_5	– fósforo
pH	– potencial hidrogeniônico
PROD	– produtividade de grãos
q	– valor da amplitude estudentizada
r	– repetição
S	– sul
s^2	– Variância
t	– tonelada
UEB	– unidade experimental básica
W	– oeste
X_0	– tamanho ótimo de parcela
ϵ_i	– erro da unidade experimental i
ϵ_{i-1}	– erro da unidade experimental i-1

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO GERAL.....	12
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	14
2.1	CULTURA DA AVEIA BRANCA (<i>Avena sativa</i> L)	14
2.2	EXPERIMENTO AGRÍCOLA	15
2.3	PLANEJAMENTOS EXPERIMENTAIS	16
2.4	ERRO EXPERIMENTAL	16
2.5	ENSAIO DE UNIFORMIDADE	17
2.6	TAMANHO DE PARCELA	18
2.7	REPETIÇÃO	20
2.8	MÉTODO DA CURVATURA MÁXIMA DO MODELO DO COEFICIENTE DE VARIAÇÃO.....	21
3	CAPÍTULO I: TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES PARA AVALIAR A MATÉRIA VEGETAL EM AVEIA BRANCA.....	23
	Resumo	23
	Abstract	24
3.1	INTRODUÇÃO	25
3.2	MATERIAL E MÉTODOS.....	26
3.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	28
3.4	CONCLUSÕES	36
3.5	AGRADECIMENTOS.....	37
3.6	REFERÊNCIAS	37
4	CAPÍTULO II : TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES PARA AVALIAR A PRODUTIVIDADE DE GRÃOS EM CULTIVARES DE AVEIA BRANCA.....	46
	Resumo.....	46
	Abstract.....	47
4.1	INTRODUÇÃO	47
4.2	MATERIAIS E MÉTODOS	49
4.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	51
4.4	CONCLUSÃO	57
4.5	AGRADECIMENTOS.....	57
4.6	REFERÊNCIAS	57
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	64
	REFERÊNCIAS GERAIS.....	65

1 INTRODUÇÃO GERAL

A aveia branca (*Avena sativa* L.) é a principal gramínea de inverno semeada na região Sul do Brasil, sendo a quinta gramínea mais cultivada (IBGE, 2014). Na safra 2015, do total de área cultivada com aveia branca no Brasil, o Estado do Rio Grande do Sul (RS) contribuiu com 217,9 mil toneladas em área de 118,4 mil hectares (CONAB, 2016). O cultivo dessa gramínea pode ser realizado para diferentes finalidades, dentre elas, cobertura verde/morta do solo no inverno, forragem verde, feno, silagem e produção de grãos para a alimentação humana e animal. Ainda, pode ser empregada no sistema de rotação de culturas devido suas propriedades restauradoras do solo, melhorando as características químicas, físicas e principalmente, no desenvolvimento da biota do solo (CARDOSO et al., 2014). Ademais, a aveia desempenha papel importante na sustentabilidade do sistema plantio direto por possuir capacidade de produzir grande quantidade de palha com relação carbono: nitrogênio (C/N) elevada (CBPA, 2014) e por auxiliar na estruturação dos solos neste sistema de cultivo.

A oferta de grãos de aveia branca com qualidade pelos produtores brasileiros, fez com que o Brasil deixasse de importar este cereal de outros países. Isto ocorreu pelos avanços nas pesquisas e desenvolvimento de cultivares com elevado potencial produtivo e rendimento industrial (CBPA, 2014). Para que ocorresse o desenvolvimento da cadeia produtiva da aveia branca várias instituições públicas e privadas direcionam esforços na avaliação dos genótipos existentes no mercado. Dentre essas instituições, podem ser citadas a Cooperativa Central Gaúcha (CCGL Tec), a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa Trigo), a Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina (EPAGRI), a Fundação ABC para Pesquisa e Divulgação Técnica Agropecuária, a Fundação Agrária de Pesquisa Agropecuária (FAPA), o Instituto Agrônômico do Paraná (IAPAR), a Universidade de Passo Fundo (UPF), a Universidade do Estado de Santa Catarina (UDESC Lages), a Universidade Federal de Pelotas (UFPEl), a Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), a Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), a Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul (UNIJUI), a Universidade Tecnológica Federal do Paraná (UTFPR) e a Universidade Federal do Pampa (UNIPAMPA). Essas instituições são responsáveis pelo desenvolvimento, avaliação e recomendação de grande parte das cultivares de aveia branca que existem no mercado brasileiro.

Devido à relevância do cultivo de aveia branca, diversas pesquisas (FLOSS et al., 2007; BARRO et al., 2008; BARBOSA et al., 2009; FONTANELI et al., 2012; GUERREIRO & OLIVEIRA, 2012; TAFERNABERRI JÚNIOR et al., 2012; MEINERZ et al., 2012;

SOARES et al., 2013; FERRAZZA et al., 2013; MANTAI et al., 2015; HAWERROTH et al., 2015), têm sido realizadas a fim de aprimorar o conhecimento e instigar a produtividade de grãos, massa verde e massa seca. Porém, em cada pesquisa tem-se adotado tamanho de parcela e número de repetições distinto em seus experimentos, variando entre $0,0625\text{m}^2$ (BARRO et al., 2008) a 60m^2 (FONTANELI et al., 2012) para o tamanho de parcela, e entre três (FLOSS et al., 2007; BARRO et al., 2008; MEINERZ et al., 2012; FERRAZZA et al., 2013) a cinco (GUERREIRO & OLIVEIRA, 2012) para o número de repetições.

A determinação do tamanho ótimo de parcela, obtido em experimentos com ensaios de uniformidade, e do número de repetições, obtido a partir do CV_{x_0} médio, permite ao pesquisador obter inferência precisa nos experimentos, embasando a execução de futuras pesquisas com a cultura. A cultura da aveia branca em interação com o ambiente pode apresentar modificações na estatura, ciclo, rendimento de grão e matéria seca, peso do hectolitro, rendimento industrial e reações a doenças (CBPA, 2014). Assim, é fundamental o estudo do tamanho ótimo de parcela e número de repetições que possam contemplar estas variações.

A partir de dados obtidos em ensaios de uniformidade (ensaios sem tratamentos) pode se determinar o tamanho ótimo de parcela, por meio do método da curvatura máxima do modelo de coeficiente de variação proposto por Paranaíba et al. (2009a). Por meio da estimativa do tamanho ótimo de parcela é que se estimará o número de repetições, por processo iterativo até a convergência dos dados, a partir do CV_{x_0} médio. A realização desses experimentos é a base para experimentos futuros, pois por meio deles que será determinado o tamanho ótimo das parcelas e número de repetições que serão utilizados nos experimentos, ou seja, informação fundamental para o planejamento experimental.

A estimativa do tamanho ótimo de parcela e número de repetições podem variar conforme a heterogeneidade da área, cultura, época de semeadura, cultivar, natureza do material experimental, competição intercultivares, questões práticas e custo do experimento. Devido a estas várias fontes variabilidade que podem interferir no tamanho da parcela e no número de repetições, o estudo que contemple a maioria destas é importante, pois gerará uma inferência de forma geral, que pode ser utilizada frente a diversas situações.

Na cultura da aveia branca, não foram encontrados trabalhos na literatura que determinaram o tamanho ótimo de parcela e o número de repetições para avaliar a massa verde, massa seca e produtividade de grãos.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 CULTURA DA AVEIA BRANCA (*Avena sativa* L)

A aveia branca (*Avena sativa* L.) é uma planta que pertence à família Poaceae. É uma gramínea de clima temperado, cultivada durante o inverno. A aveia branca é mais cultivada na região Sul do Brasil, contribuindo na safra de 2015 com 217,9 mil toneladas em área de 118,4 mil hectares (CONAB, 2016), sendo o quinto cereal mais cultivado (IBGE, 2014).

O cultivo de aveia branca possui duplo propósito, ou seja, produção de grãos e de forragem, sendo utilizada na alimentação humana e animal. Também, é alternativa para o sistema de rotação de culturas (CBPA, 2014), por apresentar bons rendimentos de matéria seca total (TAFERNABERRI JÚNIOR et al., 2012; TREVISAN et al., 2012).

O ciclo vegetativo da aveia branca é entre 110 e 120 dias, de acordo com a caracterização dos genótipos. Este período é compreendido desde a sementeira até a maturação dos grãos. O cultivo da aveia branca pode ser realizado em diferentes épocas de sementeira, iniciando entre março e junho, para a formação de pastagens, e de maio a julho para a produção de grãos (CASTRO et al., 2012). As épocas de sementeira são oscilações dentro de cada ano, que ocorre em virtudes das estações climáticas e que de acordo com Subedi et al. (2007) resulta em alterações das relações hídricas, bem como, da temperatura, do fotoperíodo e da radiação solar disponíveis às plantas. As exigências edafoclimáticas para seu ideal desenvolvimento são temperaturas entre 3°C e 32°C, precipitação pluvial de 800 mm durante o ciclo, fotoperíodo de 12 horas ou mais e pH entre 5,0 e 6,0 (CASTRO et al., 2012).

O número de cultivares de aveia branca catalogadas no Registro Nacional de Cultivares é grande, sendo mérito de estudos do melhoramento genético que selecionaram cultivares com alto potencial produtivo e adaptáveis a diferentes ambientes. Entre as cultivares de aveia disponíveis no mercado, tem a URS Charrua, URS Taura, URS Estampa e URS Corona, as quais possuem distintas finalidades, produção de grãos e/ou massa verde, e diferentes estaturas que de acordo com Hartwig et al. (2007) essas características podem ser atribuídas a variabilidade genética. Ainda, as cultivares URS Charrua, URS Taura, URS Estampa e URS Corona apresentam rendimento médio de grãos elevado, de 4.562, 4.589, 4.760 e 4.816 kg ha⁻¹, respectivamente (CBPA, 2014). São cultivares que apresentam bons valores de peso do hectolitro, massa de mil grãos, grãos maiores que 2 mm e índice de descasque, sendo estas características importantes para a industrialização dos grãos.

Contudo a busca incessante de novas cultivares por meio do melhoramento genético trouxe como consequência o estreitamento da base genética em aveia branca, o que faz com que caracteres adaptativos, como estatura e ciclo das plantas, sejam controlados por um ou por poucos genes de grande efeito no caráter alvo, apesar disso, vários trabalhos têm verificado a variabilidade existente entre as cultivares através de caracteres morfológicos, assim como no conteúdo de óleo no grão de aveia (HOLLAND et al., 2001). Em estudo realizado por Coblenz et al. (2015), foi verificado variabilidade da produção de forragem entre duas cultivares de aveia, Ogle e ForagePlus. Assim, as cultivares podem constituir distintos cenários de variabilidade para a produção de aveia branca conforme a sua escolha.

Em estudo realizado por Ferrazza et al. (2013) e por Soares et al. (2013), foi constatado variabilidade da produção de forragem semeadas em diferentes épocas de semeadura. Assim, à época de semeadura é fonte de variabilidade para a produção de aveia branca formando diversos cenários conforme a sua escolha.

2.2 EXPERIMENTO AGRÍCOLA

Um experimento agrícola possui como características comuns: tratamento, processo hipotético ou mecanismos causais a serem testados, o que faz com que a experimentação seja um ato crucial para melhorar os resultados agrícolas nas safras seguintes (MAAT, 2011).

Com a crescente demanda mundial pelo aumento de produtividade no mesmo espaço territorial cresceu o número de pesquisas a fim de propiciar informações e tecnologias para o cultivo agrícola, sendo importante a realização de experimentos. Henriques Neto et al. (2009) afirmam, que nas pesquisas agrônômicas, os experimentos de campo representam ferramenta imprescindível para obtenção de novas informações.

A experimentação vegetal envolve o planejamento até a interpretação e divulgação dos resultados de um experimento, sendo que este surge a partir de uma hipótese que pode, ou não ser aceita (STORCK et al., 2016). Segundo Storck et al. (2016) para se comprovar uma hipótese formulada sobre a superioridade de algum fator de produção, deve-se utilizar a experimentação.

Conceitualmente, experimentação é parte da estatística probabilística que estuda o planejamento, execução, coleta dos dados, análise e interpretação dos resultados dos experimentos (STORCK et al., 2016).

Para Storck et al. (2016) os experimentos são divididos em três tipos: preliminares, criterioso e demonstrativo, sendo que a experimentação agrícola se preocupa com os

experimentos criteriosos. Este experimento se baseia na análise de tratamentos os quais atendem critérios básicos da experimentação que são casualização, repetição e controle local. Ainda, são dependentes de um modelo matemático o qual é determinado em função do efeito do tratamento (fixo ou aleatório) (STORCK et al., 2016). Assim, definindo o modelo matemático, este deve atender a quatro pressuposições para que se efetue a análise dos experimentos, sendo estas, a aditividade entre os efeitos do modelo, independência, homogeneidade e normalidade dos erros (STORCK et al., 2016).

A precisão dos experimentos agrícolas pode ser afetada pela heterogeneidade do solo e do material experimental, competições intraparcelar e interparcelar, amostragem na parcela, além do não atendimento às pressuposições do modelo matemático (STORCK et al., 2016).

2.3 PLANEJAMENTO EXPERIMENTAL

A etapa planejamento experimental envolve a escolha apropriada do delineamento, área experimental, tamanho da parcela, número de repetições e os tratamentos (STEEL et al., 1997; RAMALHO et al., 2012), com o intuito de reduzir o erro experimental, e orientar a instalação do experimento (WILBOIS et al., 2014). Assim, a determinação pelo pesquisador do tamanho das parcelas e do número de repetições, se adequados, podem reduzir o erro experimental desde o momento do planejamento dos experimentos (STORCK et al., 2016).

A combinação de tamanho de parcela, do número de repetições e a escolha dos tratamentos são os principais métodos utilizados para tratar da heterogeneidade do rendimento das culturas, a fim de maximizar a informação a partir da área experimental (STORCK, 2011).

O uso do tamanho ótimo de parcela, em qualquer cultura, é uma das maneiras de se aumentar a precisão experimental, assim, pode orientar o pesquisador no planejamento experimental na realização de futuros trabalhos (SILVA et al., 2012).

2.4 ERRO EXPERIMENTAL

Os erros podem ser designados como sistemático e aleatório, sendo que o erro sistemático ocorre quando um determinado tratamento é favorecido ou desfavorecido, em todas suas repetições, alterando assim, as conclusões sobre o efeito do tratamento através de um procedimento inadequado realizado (STORCK et al., 2016). Já o erro aleatório está associado as variações ocorridas entre as unidades experimentais, onde ora um tratamento é

favorecido, ora é prejudicado, este tipo de erro não tem como ser eliminado, mas é atribuído ao modelo matemático e observado seus efeitos (STORCK et al., 2016). Resende (2009) atribui que o erro aleatório indica a precisão do experimento, ou seja, a diferença entre os valores medidos aos valores reais. Ainda, afirma que quanto maior for esta correlação (precisão), maior será a confiança atribuída ao experimento realizado.

Erro experimental pode ser conceituado como a variação entre as unidades experimentais com o mesmo tratamento, ou ainda podem ser definido como sendo as incertezas que estão associadas com qualquer observação obtida (STEEL et al., 1997).

As fontes que contribuem para aumentar as estimativas do erro experimental são variadas, dentre as mais importantes estão a heterogeneidade do solo e do material experimental, competições intraparcelar e interparcelar, amostragem na parcela não representativa, não atendimento às pressuposições do modelo matemático, efeito do estande, além do tamanho e forma de parcela (RAMALHO et al., 2012; STORCK et al., 2016).

A fim de controlar o erro experimental, Gomez e Gomez (1984) mencionam três critérios a serem adotados: o bloqueamento, o qual leva em consideração o número de restrições (variações) que a área possui, onde seu uso adequado reduz significativamente o erro; o tamanho e forma de parcela adequado, onde em áreas heterogêneas o correto procedimento tende a amortecer o erro; como verificado por Mauya et al. (2015) em estudo realizado para a análise do efeito do tamanho de parcela na precisão da previsão da biomassa acima do solo, os autores constataram que os maiores tamanhos de parcela resultaram em maior precisão experimental e como consequência menor erro experimental por capturar mais da variabilidade na área de interesse; e pôr fim a análise correta dos dados, sendo a análise de covariância mais utilizada para este propósito. Deste modo, o tamanho de parcela pode efetivamente reduzir ou aumentar os efeitos nocivos do erro experimental (FRAZER et al., 2011).

2.5 ENSAIO DE UNIFORMIDADE

Ensaio de uniformidade são experimentos realizados sem a aplicação de tratamentos, ou seja, toda área experimental é cultivada com uma única espécie, utilizando o mesmo manejo (RAMALHO et al., 2012; STORCK et al., 2016). Estes ensaios têm por objetivo conhecer a variabilidade do rendimento das culturas agrícolas em uma área experimental (STORCK, 2011). Portanto, neste tipo de ensaio a avaliação de interesse se baseia nas dimensões pré-estabelecidas denominadas de unidades experimentais básicas (UEB). Assim é

possível a formação de novas unidades pelo agrupamento das unidades básicas adjacentes, as quais tendem a ser correlacionadas, dependendo do grau de homogeneidade (IGUE et al., 1991). Ademais, o ensaio de uniformidade é muito utilizado para estimação do tamanho ótimo de parcela e do número de repetições (RAMALHO et al., 2012; STORCK et al., 2016).

2.6 TAMANHO DE PARCELA

Nas pesquisas agronômicas, os experimentos de campo são imprescindíveis para a disponibilização de informações. Para tanto, o planejamento e a implantação desses experimentos tem como problemas básicos, a determinação do tamanho e da forma adequada da parcela (HENRIQUES NETO et al., 2009). A utilização do tamanho adequado da parcela e o planejamento correto do experimento contribui na obtenção de resultados precisos sobre os tratamentos em avaliação (MORAIS et al., 2014; ZALD et al., 2014).

O uso do tamanho ótimo de parcela é um modo de reduzir o erro experimental, sendo que em experimentos é visado detectar as diferenças significativas entre os tratamentos testados, o que depende da magnitude do erro experimental (BANZATTO & KRONKA, 2013). Assim, a variabilidade entre as parcelas, com o mesmo tratamento, tende a decrescer com o aumento do tamanho de parcela. Estudos realizados por Mauya et al. (2015) comprovam que tamanho de parcela maior aumenta a precisão experimental. No entanto, a partir de determinado tamanho o ganho com precisão é pequeno (RAMALHO et al., 2012), tornando inviável a utilização de parcelas de tamanho grande, devido ao custo e tempo dispendido (ZOHREVANDI, et al., 2016). Além do tamanho, o formato da parcela pode interferir no erro experimental, onde parcelas mais estreita e comprida são mais recomendadas. Esse formato de parcela é indicado por Storck (2011) na cultura de batata e Bagarello et al. (2011) para estudos de monitoramento de perda de solo.

Na literatura há várias pesquisas, na área agrícola, com diversas culturas para a determinação do tamanho ótimo de parcela (Tabela 1.1). A determinação destes padrões de tamanho ótimo de parcela tem contribuído para o planejamento de estudos com maior precisão experimental para tais culturas.

Tabela 1.1. Determinação do tamanho ótimo de parcela (X_o) em culturas agrícolas*

Cultura	X_o	Referência
Batata	6,10 m ²	Mountier (1964)
Crambe	6,70 m ²	Meier & Lessman (1971)
Soja	1,93 m ²	Silva (1974)
Feijão-caupi	6,61 m ²	Ribeiro et al. (1984)
Algodão	33 m ²	Gerik et al. (1985)
Cana-de-açúcar	18 m ²	Igue et al. (1991)
Batata doce	18 m ²	Vallejo & Mendoza (1992)
Eucalipto	150 m ²	Zanon et al. (1997)
Urucum	107,2 m ²	Viana et al. (2002)
Mandioca	15,02 m ²	Viana et al. (2003)
Milho verde	20,25 m ²	Alves & Seraphin (2004)
Pimentão	1,8 m ²	Lúcio et al. (2004)
Trigo	2,4 m ²	Henriques Neto et al. (2004)
	0,68 m ²	Paranaíba et al. (2009b)
	6,48 m ²	Lorentz et al. (2007)
	42 m ²	Al-Feel & Abdulaah (2013)
Sorgo Granífero	3,2 m ²	Lopes et al.(2005)
Batata	1,80 m ²	Stock et al. (2006)
Morango	1,52 m ²	Cocco et al. (2009)
Tomate	3,84 m ²	Lúcio et al. (2010)
Milho	4,42 m ²	Cargnelutti Filho et al. (2011a)
Nabo Forrageiro	1,20 m ²	Cargnelutti Filho et al. (2011b)
Feijão-vagem	3,2 m ²	Santos et al. (2012)
Taro	6,5 m ²	Miyasaka et al. (2013)
Pastagens alpinas	130 m ²	Dong et al. (2013)
Videira	12 explantes	Morais et al. (2014)
Maracujá	45 m ²	Storck et al. (2014)
Mucuna cinza	8 m ²	Cargnelutti Filho et al. (2014b)
Aveia preta	4,14 m ²	Cargnelutti Filho et al. (2014a)
Feijão de porco	8,59 m ²	Cargnelutti Filho et al. (2014c)
Feijão	5,40 m ²	Michels et al. (2015)
Girassol	2,52 m ²	Sousa et al. (2015)
Tremoço branco	7,48 m ²	Cargnelutti Filho et al. (2015c)
Ervilha forrageira	5,03 m ²	Cargnelutti Filho et al. (2015a)
Milheto	4,46 m ²	Burin et al. (2015)
Canola	6,41 m ²	Cargnelutti Filho et al. (2015b)
Feijão gaundú	8,39 m ²	Santos et al. (2016)
Espécies lenhosas	1000 m ²	Zohrevandi et al. (2016)

* Foi considerado o maior tamanho de parcela determinado pelos autores quando estimado para mais de um caractere ou mais de um método.

Em aveia branca o tamanho ótimo de parcela ainda não foi determinado, conforme a revisão na literatura realizada. Pesquisas têm sido desenvolvidas analisando a massa e/ou a produtividade de grãos com tamanhos de parcela com área útil de 0,0625m² (BARRO et al., 2008), de 0,15m² (MEINERZ et al., 2012), de 0,25m² (BARBOSA et al., 2009), de 0,25m²

(SOARES et al., 2013), de 0,6m² (MANTAI et al., 2015), de 0,8m² (TAFERNABERRI JÚNIOR et al., 2012), de 2,0m² (FLOSS et al., 2007), de 3m² (HAWERROTH et al., 2015), de 6m² (FERRAZZA et al., 2013), de 9m² (GUERREIRO & OLIVEIRA, 2012) e de 60m² (FONTANELI et al., 2012).

A estimativa do tamanho ótimo de parcela, em qualquer cultura, é uma das maneiras de aumentar a precisão experimental e maximizar as informações obtidas em experimentos, pelo fato de que trabalhos com um tamanho adequado de parcelas possibilitam maximizar a utilização de recursos e controlar rigorosamente o manejo do experimento, quando realizado em área de menor tamanho (SILVA et al., 2012).

2.7 NÚMERO DE REPETIÇÃO

Repetição pode ser definida como sendo a aplicação do mesmo tratamento sobre duas ou mais unidades experimentais (STORCK et al., 2016).

O atendimento aos princípios básicos da experimentação, como a utilização do número adequado de repetições, por exemplo, pode aumentar a precisão do experimento (BANZATTO; KRONKA, 2013), pois o erro padrão da média de um tratamento é estimado através do desvio padrão residual, calculado a partir do quadrado médio do resíduo da análise de variância e do número de repetições. Assim médias mais precisas são obtidas por número maior de repetições (RESENDE; SOUZA JÚNIOR, 1997).

Na cultura da aveia branca o número de repetições utilizados em experimentos é irregular, são vários os estudos desenvolvidos com diferentes números de repetições, utilizando quatro (TAFERNABERRI JÚNIOR et al., 2012; BARBOSA et al., 2009; FONTANELI et al., 2012; SOARES et al., 2013), três (MEINERZ et al., 2012; FLOSS et al., 2007; FERRAZZA et al., 2013; BARRO et al., 2008).

Segundo Cargnelutti Filho et al. (2014) a escolha correta do número de repetições é fundamental para a realização de inferências precisas sobre os tratamentos em avaliação. Ademais, o número de repetições é correlacionado com o tamanho da parcela, quanto maior o tamanho de parcela menor o número de repetições necessário a fim de chegar a uma certa precisão da estimativa da variável de interesse, o contrário é recíproco (NAESSET et al., 2015).

2.8 MÉTODO DA CURVATURA MÁXIMA DO MODELO DO COEFICIENTE DE VARIAÇÃO

A estimação do tamanho ótimo de parcela pode ser feita por diferentes métodos. Alguns desses métodos estatísticos de estimação do tamanho ótimo de parcela são derivados da relação empírica descrita por Smith (1938), estimando um índice que visa descrever a correlação entre as parcelas adjacentes, denominado de índice de heterogeneidade do solo. Dentre esses métodos, tem-se o método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação, proposto por Paranaíba et al. (2009a). O método estima o tamanho ótimo de parcela por meio da utilização de dados das unidades experimentais básicas (UEB) obtidas em ensaios de uniformidade. Por meio dos dados das UEB são estimados o coeficiente de auto correlação espacial de primeira ordem, a variância e a média (PARANAÍBA et al., 2009a).

O cálculo do tamanho ótimo de parcela proposto Paranaíba et al. (2009a) baseia-se em equações algébricas para a determinação do ponto da máxima curvatura. A estimação desse ponto da máxima curvatura é através da função:

$$X_0 = \frac{10^3 \sqrt{2(1-\rho)s^2 m}}{m}$$

onde,

X_0 – Tamanho ótimo da parcela estimado pelo método;

ρ – Coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem, obtido pela expressão:

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^{nc} (E_i - \bar{E})(E_{i-1} - \bar{E})}{\sum_{i=1}^{nc} (E_i - \bar{E})^2}$$

onde, E_i e E_{i-1} são os erros de um modelo contendo apenas o intercepto, nas

unidades experimentais básicas i e $i-1$, respectivamente; e \bar{E} corresponde à média dos erros, calculado por um caminhamento entre linhas ou colunas do ensaio;

s^2 – Variância de cada unidade experimental básica em relação à média do ensaio;

m – média do ensaio;

Após, determina-se o coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_0}), em percentagem, por meio da expressão:

$$CV_{X_0} = \frac{\sqrt{(1-\rho^2)s^2/m^2}}{\sqrt{X_0}} \times 100 .$$

De acordo com Paranaíba et al. (2009a), este método apresenta-se como vantajoso por não ser necessário planejar parcelas de diferentes tamanhos por meio do agrupamento dos dados das unidades experimentais básicas adjacentes. Assim, tamanhos reduzidos de ensaios de uniformidade são possíveis para estimar o tamanho ótimo de parcela, por meio do método

da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação. Entretanto, Cargnelutti Filho et al. (2011b) mencionam sobre a importância do adequado tamanho de ensaio de uniformidade para possibilitar a estimação do tamanho ótimo de parcela com confiabilidade.

O método, proposto por Paranaíba et al. (2009a), tem sido adequado para a determinação de tamanho ótimo de parcelas para várias culturas agrícolas, como em arroz (PARANAÍBA et al., 2009a), em trigo (PARANAÍBA et al., 2009b), milho (CARGNELUTTI FILHO et al., 2011a), aveia preta (CARGNELUTTI FILHO et al., 2014a) e milheto (BURIN et al., 2015).

3 CAPÍTULO I: TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES PARA AVALIAR A MATÉRIA VEGETAL EM AVEIA BRANCA

Resumo - Os objetivos deste trabalho foram determinar o tamanho ótimo de parcela (X_o) e o número de repetições para avaliar as massas de matéria fresca (MF) e matéria seca (MS) de aveia branca e verificar a variabilidade de X_o entre cultivares e épocas de semeadura. Quatro cultivares, em três épocas de semeadura, foram avaliadas em 96 ensaios de uniformidade de 3×3 m. Cada ensaio foi dividido em 36 unidades experimentais básicas (UEB) de $0,5 \times 0,5$ m. No florescimento, em cada UEB, foram pesadas a MF e MS. Para cada ensaio de uniformidade, determinou-se X_o pelo método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação, e compararam-se as médias por meio do teste de Scott Knott. Em aveia branca, há variabilidade de X_o entre as cultivares e as épocas de semeadura. Para as quatro cultivares nas três épocas de semeadura, X_o de $1,66 \text{ m}^2$ e $1,73 \text{ m}^2$ são adequados para avaliar MF e MS, respectivamente. Quatro repetições, para avaliar até 50 tratamentos, nos delineamentos inteiramente casualizado e blocos ao acaso, são suficientes para que diferenças entre médias de tratamentos de 44,75% da média do experimento sejam significativas, pelo teste de Tukey ($p=0,05$).

Termos para indexação: *Avena sativa* L., ensaios de uniformidade, planejamento experimental.

Plot size and number of repetitions to assess the plant matter in oat

Abstract - The objectives of this study were to determine the optimum plot size (X_o) and the number of replications to evaluate the fresh matter (FM) and dry matter (DM) of oat and verify the variability of X_o among cultivars and sowing dates. 96 uniformity trials of 3×3 m were performed and each trial was divided into basic experimental units (BEU) of 0.5×0.5 m. The 96 uniformity trials were distributed in four cultivars and three sowing dates. At flowering stage, FM and DM were determined in each BEU. Then, X_o was estimated in each uniformity trial, using the method of maximum curvature of the coefficient of variation model. In oat, there is variability in X_o among cultivars and sowing dates to measure FM and DM. For the four cultivars in the three sowing dates, the X_o of 1.66 m² and 1.73 m² are suitable to evaluate FM and DM, respectively. Four replications to evaluate up to 50 treatments in the experimental designs of completely randomized and randomized blocks are enough to identify significant differences among treatment means of 44.75% of the experiment mean, by Tukey test at 5% probability to measure FM and DM in oat.

Index Terms: *Avena sativa* L., uniformity trials, experimental design.

Introdução

A aveia branca (*Avena sativa* L.) é a principal gramínea de inverno semeada na região Sul do Brasil, sendo o quinto cereal mais cultivado (IBGE, 2014). É uma alternativa economicamente viável para o cultivo no período inverno/primavera, ocupando parte das áreas agrícolas que ficariam em pousio nesta época do ano. É uma planta herbácea anual, com grande potencial de utilização, tanto para alimentação humana quanto animal. A aveia branca, ainda, pode ser empregada no sistema de rotação de culturas devido as suas propriedades restauradoras do solo, possuindo sistema radicular agressivo e grande quantidade de massa. Além disso, influencia no desenvolvimento da biota do solo, como observado em estudo de Cardoso et al. (2014), melhorando as condições microbiológicas do solo.

Devido à relevância do cultivo de aveia branca, diversas pesquisas têm sido realizadas com a cultura (Floss et al., 2007; Grecco et al., 2011; Demétrio et al., 2012; Meinerz et al., 2012; Tafernaberi Júnior et al., 2012; Ferrazza et al., 2013; Soares et al., 2013; Iqbal et al., 2014; Khan et al., 2014; Coblenz et al., 2015; Bilal et al., 2016), a fim de aprimorar o conhecimento e investigar a produtividade de massa de matéria fresca e massa de matéria seca. Porém, os pesquisadores têm usado tamanho de parcela distinto nesses experimentos, oscilando entre 0,25 m² (Soares et al., 2013 e Coblenz et al., 2015) a 10,8 m² (Iqbal et al., 2014 e Bilal et al., 2016).

A massa de matéria fresca de plantas é um caractere importante a ser avaliado, pois revela o potencial e o desempenho das plantas e seus benefícios para o solo e para as culturas sucessoras. De acordo com Cardoso et al. (2014), em estudo realizado com plantas de cobertura de solo, dentre elas a aveia branca, as mesmas proporcionaram aumento de 10% na produtividade de soja. Do mesmo modo, a massa de matéria seca, que é um percentual em relação à massa de matéria fresca, possui os mesmos benefícios.

O uso do tamanho ótimo de parcela e do número de repetições, a partir de dados coletados em ensaios de uniformidade (ensaios sem tratamentos), permite ao pesquisador

obter inferência precisa nos experimentos, embasando o planejamento de futuras pesquisas com a cultura. Assim, se faz necessário referências quanto ao tamanho da parcela e número de repetições e a precisão que elas implicam aos resultados.

A estimação do tamanho ótimo de parcela pode ser determinado por meio do método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação proposto por Paranaíba et al. (2009). Supõe-se que o tamanho ótimo de parcela e o número de repetições difere entre cultivares e épocas de semeadura de aveia branca. Assim, os objetivos deste trabalho foram determinar o tamanho ótimo de parcela e o número de repetições para avaliar as massas de matéria fresca e matéria seca de aveia branca e verificar a variabilidade do tamanho ótimo de parcela entre cultivares e épocas de semeadura.

Material e Métodos

Foram conduzidos 96 ensaios de uniformidade com a cultura de aveia branca (*Avena sativa* L.) em área experimental de 90×60 m (5.400 m²), do Departamento de Fitotecnia, da Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, Estado do Rio Grande do Sul, localizada a 29°42'S, 53°49'W e a 95m de altitude, no ano agrícola 2014. A densidade de semeadura foi de 350 plantas m⁻², com semeadura a lanço. A adubação de base foi de 21 kg ha⁻¹ de N, 88 kg ha⁻¹ de P₂O₅ e 88 kg ha⁻¹ de K₂O e, posteriormente, realizadas duas adubações de cobertura de 45 kg ha⁻¹ de N. Os tratos culturais foram realizados de forma homogênea, em toda área experimental.

Os 96 ensaios de uniformidade foram realizados da seguinte forma: oito ensaios de uniformidade com a cultivar URS Charrua, oito com a cultivar URS Taura, oito com a cultivar URS Estampa e oito com a cultivar URS Corona, em cada uma das três épocas de semeadura (época 1 - 28/04/2014, época 2 - 28/05/2014 e época 3 - 14/07/2014). Cada ensaio de uniformidade de tamanho de 3×3 m (9 m²) foi dividido em 36 unidades experimentais básicas (UEB) de 0,5×0,5 m (0,25 m²), formando uma matriz de seis linhas e seis colunas.

No florescimento, em cada UEB de $0,25 \text{ m}^2$, foram cortadas as plantas junto à superfície do solo. Após, foram pesadas para obter a massa de matéria fresca (MF), em gramas por $0,25 \text{ m}^2$. Posteriormente de cada UEB foram coletadas, aleatoriamente, cinco plantas. Pesou-se a MF dessas cinco plantas e colocou-se em estufa de circulação de ar forçada a $65 \pm 3^\circ\text{C}$ até atingirem peso constante. Depois, pesou-se a massa de matéria seca (MS) e transformou-se em gramas por $0,25 \text{ m}^2$.

Para cada ensaio de uniformidade, com os dados de MF e de MS das 36 UEB, foi determinado o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), a variância (s^2), a média (m) e o coeficiente de variação do ensaio (CV %). A estimativa de ρ foi obtida no sentido das colunas, conforme metodologia de Paranaíba et al. (2009). Para isso, realizou-se o caminhamento a partir da UEB localizada na linha 1, coluna 1, até a linha 6, coluna 1, retornando a partir da linha 6, coluna 2, até a linha 1, coluna 2, e, assim, sucessivamente até completar o caminhamento na UEB da linha 1, coluna 6.

Posteriormente, em cada um dos 96 ensaios, foi determinado o tamanho ótimo de parcela (X_o) pelo método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação, por meio da expressão $X_o = \left(10\sqrt[3]{2(1-\rho^2)s^2m}\right)/m$ (Paranaíba et al., 2009). A seguir, foi determinado o coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}), em percentagem, por meio da expressão $CV_{X_o} = \left(\sqrt{(1-\rho^2)s^2/m^2}\right)/\sqrt{X_o} \times 100$ (Paranaíba et al., 2009). Dessa forma, para cada cultivar em cada época de semeadura, foram obtidas oito estimativas de ρ , s^2 , m , CV, X_o e CV_{X_o} . A comparação das médias das estatísticas de ρ , s^2 , m , CV, X_o e CV_{X_o} entre as cultivares (URS Charrua, URS Taura, URS Estampa e URS Corona) e entre as épocas de semeadura (época 1 - 28/04/2014, época 2 - 28/05/2014 e época 3 - 14/07/2014), com $n=8$ ensaios de uniformidade por cultivar em cada época de semeadura, foi realizada por meio do teste de Scott Knott via análise de *bootstrap* com 10.000 reamostragens, a 5% de probabilidade.

A diferença mínima significativa (d) do teste de Tukey, expressa em percentagem da média do experimento, foi estimada pela expressão $d = (q_{\alpha(i;GLE)} \sqrt{QME/r}) / m \times 100$ (Lúcio & Storck, 1999), em que $q_{\alpha(i;GLE)}$ é o valor crítico do teste de Tukey em nível à 5% de probabilidade de erro, i é o número de tratamentos, GLE é o número de graus de liberdade do erro, ou seja, $i(r-1)$ para o delineamento inteiramente casualizado e $(i-1)(r-1)$ para o delineamento blocos ao acaso, QME é o quadrado médio do erro, r é o número de repetições e m é a média do experimento. Substituindo a expressão do coeficiente de variação experimental ($CV = \sqrt{QME}/m \times 100$), em percentagem, na expressão para o cálculo de d e isolando r tem-se $r = (q_{\alpha(i;GLE)} CV/d)^2$.

O coeficiente de variação experimental da expressão corresponde ao CV_{X_0} e é expresso em percentagem, pois é o CV esperado para o experimento com o tamanho ótimo de parcela (X_0) determinado. A partir da maior média de CV_{X_0} das cultivares e das três épocas de avaliação, foi determinado o número de repetições (r), por processo iterativo até a convergência, para experimentos nos delineamentos inteiramente casualizado e blocos ao acaso, em cenários formados pelas combinações de i ($i = 3, 4, \dots, 50$) e d ($d = 10\%, 15\%, 20\%, 25\%, 30\%, 35\%, 40\%, 45\%$ e 50%). As análises estatísticas foram realizadas com auxílio do aplicativo Microsoft Office Excel[®] e do software Sisvar[®] (Ferreira, 2014).

Resultados e Discussão

Foi constatada diferença das estatísticas coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), variância (s^2), média (m) e coeficiente de variação do ensaio (CV) (Tabela 2.1). Consequentemente, houve variabilidade nas estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_0) e do coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_0}), pois pelo método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (Paranaíba et al., 2009) o X_0 e CV_{X_0} são calculados com base em ρ , s^2 e m .

Estudos de tamanho de parcela com plantas de cobertura de solo também constataram cenários de ampla variabilidade das estatísticas ρ , s^2 , m , CV , X_o e CV_{X_o} entre os ensaios de uniformidade (Cargnelutti Filho et al., 2014a; Burin et al., 2015). De acordo com os autores, esse cenário de variabilidade é importante em estudos de tamanho ótimo de parcela e de número de repetições, pois reflete condições reais da cultura a campo.

Com base no teste de Scott Knott via análise de *bootstrap*, foi observado que o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ) não diferiu entre as cultivares para os caracteres massa de matéria fresca e massa de matéria seca, com exceção do caractere massa de matéria seca na época 3. Entre as épocas de semeadura, foi observada diferença no ρ com os dados dos caracteres massa de matéria fresca da cultivar URS Taura e massa de matéria seca das cultivares URS Charrua e na URS Taura (Tabela 2.1).

Para os dados de massa de matéria fresca e massa de matéria seca de aveia branca diferenças entre as cultivares e entre as épocas de semeadura foram constatadas quanto à variância (s^2), à média (m), o coeficiente de variação (CV) e, conseqüentemente, para o tamanho ótimo de parcela (X_o) e para o coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}) (Tabela 2.1).

A média de massa de matéria fresca entre as cultivares de aveia branca da cultivar URS Charrua, com 804,31 gramas, 872,05 gramas e 836,15 gramas, respectivamente, para as épocas 1, 2 e 3, foi superior as cultivares URS Taura, URS Estampa e URS Corona (Tabela 2.1). Em relação às épocas de semeadura, a média de massa de matéria fresca de aveia branca nas cultivares URS Charrua e URS Taura foi maior na época 2, com, 872,05 gramas e 686,75 gramas, respectivamente, diferindo das demais épocas. Nas cultivares URS Estampa e URS Corona, as épocas de semeadura não diferiram para a produção de massa de matéria fresca (Tabela 2.1).

As médias de massa de matéria seca de aveia branca entre as cultivares semeadas em três épocas de semeadura diferiram entre si (Tabela 2.1). Nas três épocas de semeadura (época

1, época 2 e época 3), a massa de matéria seca de aveia branca foi maior na cultivar URS Charrua, com 153,67 gramas, 155,32 gramas e 179,44 gramas, respectivamente, diferindo das cultivares URS Taura, URS Estampa e URS Corona.

Em estudo realizado por Coblenz et al. (2015) também foi verificada diferença na produção de forragem entre duas cultivares de aveia, Ogle e ForagePlus, com rendimentos de 5,05 e 5,33 t ha⁻¹, respectivamente. Em relação às épocas de semeadura, a média de massa de matéria seca de aveia branca nas cultivares URS Charrua e URS Corona foi maior na época 3, com 179,44 gramas e 162,56 gramas, respectivamente, diferindo das épocas 1 e 2; para a cultivar URS Taura as épocas de semeadura não diferiram quanto a massa de matéria seca; na cultivar URS Estampa a maior média foi obtida na época 1 (129,16 gramas) e época 3 (138,81 gramas), não diferindo entre si, mas diferindo da época 2 (115,52 gramas) (Tabela 2.1).

Pode-se inferir que diferenças na massa de matéria fresca e na massa de matéria seca podem ser atribuídas às oscilações dentro de cada ano, que ocorrem em virtude das estações climáticas e que, de acordo com Subedi et al. (2007), resultam em alterações das relações hídricas, bem como, da temperatura, do fotoperíodo e da radiação solar disponíveis às plantas.

De modo geral, as médias de massa de matéria fresca e de massa de matéria seca de aveia branca, para as quatro cultivares nas três épocas de semeadura foram de 685,68 gramas (27,43 t ha⁻¹) e 135,41 gramas (5,42 t ha⁻¹), respectivamente. Essas produtividades de massa de matéria fresca e de massa de matéria seca de aveia branca foram inferiores a 51,16 t ha⁻¹ e 8,9 t ha⁻¹, respectivamente, obtidas no estudo de Iqbal et al. (2014). Valores superiores ao estudo de massa de matéria fresca e massa de matéria seca de 80 t ha⁻¹ e 10,95 t ha⁻¹, também foi observado por Khan et al. (2014), respectivamente. Em estudo realizado por Bilal et al. (2016) obtiveram valores de matéria fresca de 54,43 t ha⁻¹ e valores de massa de matéria seca de 11,50 t ha⁻¹, superiores a esse estudo. Valores inferiores de massa de matéria fresca e massa de matéria seca de 5,15 t ha⁻¹ e 1,17 t ha⁻¹ foi obtido no estudo de Grecco et al. (2011), respectivamente. Em trabalho desenvolvido por Meinerz et al. (2011), os autores obtiveram

valores superior ao presente estudo, de 33,28 t ha⁻¹ para massa de matéria fresca e de 11,91 t ha⁻¹ para a massa de matéria seca de aveia branca. Valores superiores de massa de matéria fresca, 42,89 t ha⁻¹, e de massa de matéria seca, 10,08 t ha⁻¹, também foram verificados por Floss et al. (2007). Diferenças de cultivar, clima, solo, manejo e épocas de semeadura podem explicar os resultados distintos entre os trabalhos mencionados e o presente estudo. Assim, destaca-se que, em geral, a cultura teve desenvolvimento adequado e elevado potencial produtivo, refletindo condições reais de campo. Ainda, aliada ao elevado conjunto de dados (3.456 UEB), com quatro cultivares em três épocas de semeadura, e com cenário de ampla variabilidade, tudo isso confere credibilidade ao estudo do dimensionamento do tamanho ótimo de parcela e do número de repetições na cultura da aveia branca.

As médias do coeficiente de variação (CV) oscilaram entre 20,78% e 22,90% para a cultivar URS Charrua na época 1 e 41,51% e 44,13% para a cultivar URS Taura na época 1 (Tabela 2.1) para os dados de massa de matéria fresca e massa de matéria seca de aveia branca, respectivamente. Coeficientes de variação dessa magnitude estão acima do valor observado de 8,52%, em trabalho realizado por Meinerz et al. (2011), avaliando a produção e o teor de massa de matéria seca da aveia branca. E também estão acima do coeficiente de variação de 14,91% obtido por Floss et al. (2007), para o rendimento de massa de matéria seca da aveia branca. Convém salientar que, esses valores altos de coeficientes de variação obtidos no presente estudo, em princípio podem indicar baixa precisão experimental na condução do experimento, mas é aceitável pelo fato de que geralmente os experimentos conduzidos a campo apresentam estimativas de coeficientes de variação mais elevadas, devido ao menor controle do erro experimental (Smiderle et al., 2014).

Em relação às médias do tamanho ótimo de parcela (X_o) e do coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}), para a mensuração da massa de matéria fresca de aveia branca, foi verificada diferença significativa entre as cultivares, obtendo-se maior tamanho ótimo de parcela e coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela, na cultivar URS

Taura ($X_o = 6,62$ e $CV_{x_o} = 14,80\%$) na época 1, nas cultivares URS Taura ($X_o = 6,0$ e $CV_{x_o} = 13,41\%$) e URS Corona ($X_o = 6,17$ e $CV_{x_o} = 13,79\%$) na época 2, e nas cultivares URS Taura ($X_o = 5,66$ e $CV_{x_o} = 12,67\%$) e URS Estampa ($X_o = 5,55$ e $CV_{x_o} = 12,41\%$) na época 3. As épocas de semeadura também diferiram significativamente entre si, com valores superiores nas épocas 2 ($X_o = 4,94$ e $CV_{x_o} = 11,05\%$) e 3 ($X_o = 4,71$ e $CV_{x_o} = 10,52\%$), sem diferença significativa entre si, porém superior à época 1 ($X_o = 4,27$ e $CV_{x_o} = 9,55\%$) na cultivar URS Charrua, e na época 2 ($X_o = 6,17$ e $CV_{x_o} = 13,79\%$) com a cultivar URS Corona.

Para a mensuração da massa de matéria seca, as médias do tamanho ótimo de parcela (X_o) e do coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela (CV_{x_o}) também diferiram, com valores superiores de $X_o = 6,93$ e $CV_{x_o} = 15,50\%$ para URS Taura, semeada na época 1, de $X_o = 6,28$ e $6,42$, e $CV_{x_o} = 14,03\%$ e $14,36\%$ para URS Taura e URS Corona, respectivamente, semeada na época 2. Entre épocas de semeadura os maiores valores obtidos foram nas épocas 2 e 3, quando semeadas as cultivares URS Charrua, URS Estampa e URS Corona.

Foi verificado que o maior tamanho ótimo de parcela obtido para avaliar a massa de matéria fresca e massa de matéria seca de aveia branca foi de $6,62$ e $6,93$ unidades experimentais básicas de $0,25 \text{ m}^2$ ($1,66 \text{ m}^2$ e $1,73 \text{ m}^2$) e o coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela foi de $14,80\%$ e $15,50\%$, respectivamente. O intuito da estimativa do tamanho de parcela de acordo com Frazer et al. (2011) é minimizar o erro experimental, aumentar a previsão e exatidão das variáveis e reduzir o esforço de medição. Com esse propósito foi obtido o tamanho ótimo de parcela neste estudo de $X_o = 1,66 \text{ m}^2$ para massa de matéria fresca, e de $X_o = 1,73 \text{ m}^2$ massa de matéria seca, o que contempla a máxima variabilidade existente neste cenário (cultivares e épocas de semeadura), em que, a partir desses valores, o acréscimo em variabilidade é insignificante. Ainda, foi constatado diferença na estimativa do tamanho ótimo de parcela entre as variáveis massa de matéria fresca e massa de matéria seca de aveia branca. Em estudo realizado por Lombardi et al. (2015) sobre o

efeito do tamanho de parcela na estimativa de indicadores de florestas também foi verificada diferença entre as variáveis estimadas, o que corrobora com as informações deste estudo.

Não foram encontrados estudos na literatura averiguada, sobre o dimensionamento do tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa de matéria fresca ($X_o = 6,62$ UEB ou $1,66\text{m}^2$ e $CV_{x_o} = 14,80\%$) e massa de matéria seca ($X_o = 6,93$ UEB ou $1,73\text{m}^2$ e $CV_{x_o} = 15,50\%$) de aveia branca para serem confrontados com os obtidos neste estudo. Porém, em culturas pertencentes à mesma família (Poaceae), como a aveia preta, para a avaliação da massa de matéria fresca, Cargnelutti Filho et al. (2014a) definiram X_o de $4,14\text{m}^2$ e CV_{x_o} de $9,25\%$, e para a mensuração de massa de matéria fresca de milheto, Burin et al. (2015) estabeleceram X_o de $4,46\text{m}^2$ e CV_{x_o} de $9,96\%$. Nesse contexto, foi verificado que para a avaliação de massa de matéria fresca de parte aérea dessas culturas, as estimativas de X_o e CV_{x_o} foram distintas. Assim, pode-se inferir que o uso do tamanho de parcela de uma determinada cultura quando empregado em outra cultura pode gerar resultados com baixa precisão experimental. Então, quando estas culturas são analisadas em conjunto, no mesmo experimento, sugere-se dimensionar o tamanho de parcela com base na maior estimativa, a fim de propiciar a precisão desejada para todas as culturas.

Nos estudos de mensuração da massa de matéria fresca e massa de matéria seca de aveia branca, os tamanhos de parcelas utilizados por Floss et al. (2007), Grecco et al. (2011), Demétrio et al. (2012) e Ferrazza et al. (2013), Khan et al. (2014), Iqbal et al. (2014) e Bilal et al. (2016) foram superiores ao tamanho de parcela do presente estudo, sugerindo que as informações obtidas nesses estudos foram obtidas a partir de tamanhos de parcelas suficientes. Entretanto, nos estudos de Tafernaberi Junior et al. (2012), Meinerz et al. (2012), Soares et al. (2013) e Coblenz et al. (2015), os tamanhos de parcelas foram inferiores ao obtido no presente estudo. A utilização de tamanho de parcela inferior ao tamanho ótimo de parcela pode aumentar o erro experimental, e assim, mascarar o efeito de tratamento. A comparação entre o tamanho ótimo obtido no presente estudo, com os tamanhos de parcelas

utilizados nos trabalhos mencionados, deve ser vista com cautela, pois há diferenças quanto à área útil da parcela utilizada nas avaliações.

Em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i = 3, 4, \dots, 50$) e diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d = 10\%, 15\%, 20\%, 25\%, 30\%, 35\%, 40\%, 45\%$ e 50%), para avaliar a massa de matéria fresca de aveia branca no delineamento inteiramente casualizado (DIC), o número de repetições oscilou entre 2,34 ($i = 3$ e $d = 50\%$) e 69,96 ($i = 50$ e $d = 10\%$) (Tabela 2.2) e no delineamento blocos ao acaso (DBA) foi de 2,44 ($i = 3$ e $d = 50\%$) a 69,96 ($i = 50$ e $d = 10\%$) (Tabela 2.3). Já para a mensuração da massa de matéria seca de aveia branca no delineamento inteiramente casualizado (DIC), o número de repetições variou entre 2,40 ($i = 3$ e $d = 50\%$) e 76,72 ($i = 50$ e $d = 10\%$) (Tabela 2.4) e no delineamento blocos ao acaso (DBA) de 2,50 ($i = 3$ e $d = 50\%$) a 76,72 ($i = 50$ e $d = 10\%$) (Tabela 2.5).

Nos experimentos com 50 tratamentos e maior precisão experimental ($d = 10\%$), o número de repetições necessárias é o mesmo nos delineamentos inteiramente casualizado e blocos ao acaso, ou seja, 69,96 e 76,72 repetições, respectivamente, para a mensuração da massa de matéria fresca e massa de matéria seca. Assim, devido ao elevado número de repetições, na prática isso se torna inviável. No entanto, o usuário das informações desse estudo pode escolher a combinação de delineamento experimental, número de tratamentos, diferenças mínimas entre médias de tratamentos e número de repetições, adequada para o seu experimento (Tabelas 2.2, 2.3, 2.4 e 5.1). Cabe ressaltar que as informações disponibilizadas nesse estudo são a partir dos X_0 e CV_{X_0} definidos conforme metodologia de Paranaíba et al. (2009). Embora o ganho em precisão a partir do aumento do X_0 seja pouco expressivo, mesmo assim, é possível optar pelo aumento de X_0 para reduzir o CV_{X_0} e, conseqüentemente, melhorar a precisão experimental.

Fixando X_o , CV_{X_o} e d , com o acréscimo do número de tratamentos, independentemente do delineamento experimental DIC ou DBA, o número de repetições aumenta, conforme confirmado também por Cargnelutti Filho et al. (2014a) (Tabelas 2.2, 2.3, 2.4. e 2.5). Ainda, com o acréscimo do número de tratamentos, o número de repetições para DBA e para DIC se aproximam. Para valores fixos de X_o , CV_{X_o} , i e d , o número de repetições no DBA é maior em relação ao DIC, o que confirma a maior eficiência do DIC em relação ao DBA, quando não há variabilidade entre as unidades experimentais (parcelas) (Storck et al., 2016).

Desse modo, para avaliar um grande número de tratamentos ($i = 50$) e $d = 45\%$, são necessárias 3,63 repetições em DIC e DBA para a mensuração da massa de matéria fresca (Tabelas 2.2 e 2.3) e 3,96 repetições para a mensuração da massa de matéria seca (Tabelas 2.4 e 2.5). Na prática, em experimentos a campo estes valores não podem ser utilizados, então, o correto é arredondar, utilizando quatro repetições, para mensurar a massa de matéria fresca e a massa de matéria seca de aveia branca. Estudos têm sido realizados com quatro repetições (Demétrio et al., 2012; Tabernaberi Junior et al., 2012; Soares et al., 2013) e três (Floss et al., 2007; Meinerz et al., 2012; Ferrazza et al., 2013; Khan et al., 2014; Iqbal et al., 2014; Bilal et al., 2016), mostrando a viabilidade de realização de experimentos com esse número de repetições. O dimensionamento adequado do tamanho de parcela e do número de repetições conforme mencionado por Cargnelutti Filho et al. (2014b) é fundamental para a realização de inferências precisas nos experimentos.

É possível calcular a diferença mínima significativa (d) do teste de Tukey, expressa em percentagem da média do experimento com a expressão $d = q_{\alpha(i, GLE)} CV / \sqrt{r}$, com $i = 50$ tratamentos, $\alpha = 0,05$, $CV_{X_o} = 14,80\%$ e $15,50\%$ (coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela) para as massas de matéria fresca e seca, respectivamente e $r = 4$ repetições. Nessas condições foi obtido para massa de matéria fresca $d = 42,71\%$ no delineamento inteiramente casualizado e $d = 42,73\%$ no delineamento blocos ao acaso. Para a massa de matéria seca, foi

determinado $d = 44,73\%$, para o delineamento inteiramente casualizado e $d = 44,75\%$, para o delineamento blocos ao acaso. Assim, pode-se inferir que, para avaliar massa de matéria fresca e massa de matéria seca de parte aérea de aveia branca em DIC ou DBA, com até 50 tratamentos, quatro repetições são suficientes para identificar pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade, diferenças significativas entre médias de tratamentos de 44,75% da média do experimento.

A estimação do tamanho ótimo de parcela para a massa de matéria fresca e massa de matéria seca em aveia branca obtida neste estudo contribui para a mensuração de resultados precisos sobre os tratamentos em avaliação (Zald et al., 2014), e faz com que a experimentação seja um ato crucial para melhorar os resultados agrícolas nas safras seguintes (Maat, 2011). Como mencionado por Frazer et al. (2011) o tamanho de parcela pode efetivamente reduzir ou aumentar os efeitos nocivos do erro experimental, entretanto, se o dimensionamento for correto o erro experimental pode ser mitigado. Do mesmo modo, o correto dimensionamento do número de repetições que é correlacionado com o tamanho da parcela (Naesset et al., 2015), pode contribuir para aumentar a acurácia do experimento. Contudo, pode-se inferir que a utilização do tamanho ótimo de parcela e número de repetições obtido neste estudo pode contribuir para o dimensionamento apropriado de futuras pesquisas com a cultura.

Conclusões

1. Há variabilidade do tamanho de parcela entre as cultivares e as épocas de semeadura para mensurar a massa de matéria fresca e massa de matéria seca em aveia branca.
2. O tamanho ótimo de parcela de 6,62 e 6,93 unidades experimentais básicas (1,66 e 1,73 m²) são adequados para avaliar as massas de matéria fresca e seca de aveia branca nas quatro cultivares e nas três épocas de semeadura, respectivamente.
3. Quatro repetições para avaliar até 50 tratamentos, nos delineamentos inteiramente casualizado e blocos ao acaso, são suficientes para que diferenças entre médias de

tratamentos de 44,75% da média do experimento sejam significativas, para mensurar as massas de matéria fresca e seca de aveia branca.

Agradecimentos

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio Grande do Sul (FAPERGS), pela concessão de bolsas aos autores. À empresa Sementes Ponteio, pela doação das sementes de aveia branca utilizadas neste trabalho. Aos alunos bolsistas e voluntários pelo auxílio na coleta de dados.

Referências

- BILAL, M.; AYUB, M.; TARIQ, M.; TAHIR, M.; NADEEM, M.A. Dry matter yield and forage quality traits of oat (*Avena sativa* L.) under integrative use of microbial and synthetic source of nitrogen. **Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences**, v.15, p.1-6, 2016.
- BURIN, C.; CARGNELUTTI FILHO, A.; ALVES, B.M.; TOEBE, M.; KLEINPAUL, J.A.; NEU, I.M.M. Tamanho de parcela e número de repetições na cultura do milho em épocas de avaliação. **Bragantia**, v.74, p.261-269, 2015.
- CARDOSO, R.A.; BENTO, A.S.; MORESKI, H.M.; GASPAROTTO, F. Influência da adubação verde nas propriedades físicas e biológicas do solo e na produtividade da cultura de soja. **Semina: Ciências Biológicas e da Saúde**, v.35, p.51-60, 2014.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; ALVES, B.M.; TOEBE, M.; BURIN, C.; SANTOS, G.O.; FACCO, G.; NEU, I.M.M.; STEFANELLO, R.B. Tamanho de parcela e número de repetições em aveia preta. **Ciência Rural**, v.44, p.1732-1739, 2014a.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; BURIN, C.; CASAROTTO, G.; ALVES, B.M. Planejamentos experimentais em nabo forrageiro semeado a lanço e em linha. **Bioscience Journal**, v.30, p.677-686, 2014b.

COBLENTZ, W.K.; BRINK, G.E.; ESSER, N.M.; CAVADINI, J.S. Effects of cultivar and grazing initiation date on fall-grown oat for replacement dairy heifers. **Journal of Dairy Science**, v.98, p.6455-6470, 2015.

DEMÉTRIO, J.V.; COSTA, A.C.T.da; OLIVEIRA, P.S.R.de. Produção de biomassa de cultivares de aveia sob diferentes manejos de corte. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v.42, p.198-205, 2012.

FERRAZZA, J.M.; SOARES, A.B.; MARTIN, T.N.; ASSMANN, A.L.; NICOLA, V. Produção de forrageiras anuais de inverno em diferentes épocas de semeadura. **Revista Ciências Agrônômica**, v.44, p.379-389, 2013.

FERREIRA, D.F. Sisvar: A guide for its bootstrap procedures in multiple comparisons. **Ciência e Agrotecnologia**, v.38, p.109-112, 2014.

FLOSS, E.L.; PALHANO, A.L.; SOARES FILHO, C.V.; PREMAZZI, L.M. Crescimento, produtividade, caracterização e composição química da aveia branca. **Acta Scientiarum: Animal Sciences**, v.29, p.1-7, 2007.

FRAZER, G.W.; MAGNUSSEN, S.; MULDER, M.A.; NIEMANN, K.O. Simulated impact of sample plot size and co-registration error on the accuracy and uncertainty of LiDAR-derived estimates of forest stand biomass. **Remote Sensing of Environment**, v.115, p.636-649, 2011.

GRECCO, F.C.deA.R.; CUNHA FILHO, L.F.C.; OKANO, W.; SILVA, L.C.da.; ZUNDT, M.; VIANNA, L.C. Produtividade e composição química de gramíneas temperadas na cidade de Araçongas-PR. **Colloquium Agrariae**, v.7, p.17-23, 2011.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) (2014). **Levantamento sistemático da produção agrícola**.

IQBAL, A.; IQBAL, M.A.; NABEEL, F.; KHAN, H.Z.; AKBAR, N.; ABBAS, R.N. Economic and sustainable forage oat (*Avena sativa* L.) production as influenced by different

sowing techniques and sources of nitrogen. **American-Eurasian Journal of Agricultural & Environmental**, v.14, p.1035-1040, 2014.

KHAN, A.; ANJUM, M.H.; REHMAN, M.K.U.; ZAMAN, Q. uz; ULLAH, R. comparative study on quantitative and qualitative characters of different oat (*Avena sativa* L.) genotypes under agro-climatic conditions of sargodha, pakistan. **American Journal of Plant Sciences**, v.5, p.3097-3103, 2014.

LOMBARDI, F.; MARCHETTI, M.; CORONA, P.; MERLINI, P.; CHIRICI, G.; TOGNETTI, R.; BURRASCANO, S.; ALIVERNINI, A.; PULETTI, N. Quantifying the effect of sampling plot size on the estimation of structural indicators in old-growth forest stands. **Forest Ecology and Management**, v.346, p.89-97, 2015.

LÚCIO, A.D.; STORCK, L. O manejo das culturas interfere no erro experimental. **Pesquisa Agropecuária Gaúcha**, v.5, p.311-316, 1999.

MAAT, H. The history and future of agricultural experiments. **NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences**, v.57, p.187–195, 2011.

MEINERZ, G.R.; OLIVO, C.J.; FONTANELI, R.S.; AGNOLIN, C.A.; HORST, T.; BEM, C.M.de. Produtividade de cereais de inverno de duplo propósito na depressão central do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.41, p.873-882, 2012.

MEINERZ, G.R.; OLIVO, C.J.; VIÉGAS, J.; NÖRNBERG, J.L.; AGNOLIN, A.; SCHEIBLER, R.B.; FONTANELI, R.S. Silagem de cereais de inverno submetidos ao manejo de duplo propósito. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.40, p.2097-2104, 2011.

NAESSET, E.; BOLLANDSÅS, O.M.; GOBAKKEN, T.; SOLBERG, S.; MCROBERTS, R.E. The effects of field plot size on model-assisted estimation of aboveground biomass change using multitemporal interferometric SAR and airborne laser scanning data. **Remote Sensinf of Environment**, v.168, p.252-264, 2015.

PARANAÍBA, P.F.; FERREIRA, D.F.; MORAIS, A.R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimação. **Revista Brasileira de Biometria**, v.27, p.255-268, 2009.

SMIDERLE, E.C.; BOTELHO, F.B.S.; GUILHERME, S.R.; ARANTES, S.A.C.M.; BOTELHO, R.T.C.; ARANTES, K.R. Tamanho de parcelas experimentais para a seleção de genótipos na cultura do feijoeiro. **Comunicata Scientiae**, v.5, p.51-58, 2014.

SOARES, A.B.; PIN, E.A.; POSSENTI, J.C. Valor nutritivo de plantas forrageiras anuais de inverno em quatro épocas de semeadura. **Ciência Rural**, v.43, p.120-125, 2013.

STORCK, L.; GARCIA, D.C.; LOPES, S.J.; ESTEFANEL, V. **Experimentação vegetal**. 3.ed. Santa Maria: UFSM, 2016. 200p.

SUBEDI, K.D.; MA, B.L.; XUE, A.G. Planting date and nitrogen effects on grain yield and protein content of spring wheat. **Crop Science**, v.47, p.36- 47, 2007.

TAFERNABERRI JÚNIOR, V.; DALL'AGNOL, M.; MONTARDO, D.P.; PEREIRA, E.A.; PERES, E.R.; LEÃO, M.L. Avaliação agrônômica de linhagens de aveia-branca em duas regiões fisiográficas do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.41, p.41-51, 2012.

ZALD, H.S.J.; OHMANN, J.L.; ROBERTS, H.M.; GREGORY, M.J.; HENDERSON, E.B.; McGAUGHEY, R.J.; BRAATEN, J. Influence of lidar, Landsat imagery, disturbance history, plot location accuracy, and plot size on accuracy of imputation maps of forest composition and structure. **Remote Sensing of Environment**, v.143, p.26-38, 2014.

Tabela 2.1 Coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), variância (s^2), média (m), coeficiente de variação do ensaio (CV, em %), tamanho ótimo de parcela (X_o , em número de UEB de $0,25 \text{ m}^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %), para a massa de matéria fresca de parte aérea (gramas $0,25 \text{ m}^{-2}$) e massa de matéria seca de parte aérea (gramas $0,25 \text{ m}^{-2}$) de quatro cultivares de aveia branca (URS Charrua, URS Taura, URS Estampa e URS Corona) semeadas em três épocas ⁽¹⁾.

Época	Massa de matéria fresca				Massa de matéria seca			
	URS Charrua	URS Taura	URS Estampa	URS Corona	URS Charrua	URS Taura	URS Estampa	URS Corona
Coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ)								
1 (28/04/2014)	0,13 Aa	0,34 Aa	0,28 Aa	0,13 Aa	0,07 Aa	0,30 Aa	0,28 Aa	0,16 Aa
2 (28/05/2014)	0,11 Aa	0,24 Aa	0,13 Aa	0,18 Aa	0,16 Aa	0,20 Aa	0,14 Aa	0,13 Aa
3 (14/07/2014)	-0,03 Aa	0,10 Ba	0,10 Aa	0,17 Aa	-0,10 Bb	0,04 Ba	0,15 Aa	0,04 Aa
Variância (s^2)								
1 (28/04/2014)	27.875 Bb	41.971 Aa	26.710 Ab	26.763 Bb	1.241 Cb	1.857 Aa	1.314 Bb	975 Bb
2 (28/05/2014)	47.310 Aa	55.586 Aa	37.814 Aa	50.040 Aa	1.746 Ba	1.869 Aa	1.286 Bb	1.994 Aa
3 (14/07/2014)	38.150 Aa	24.127 Ba	37.000 Aa	33.360 Ba	2.544 Aa	1.628 Ab	2.318 Aa	2.700 Aa
Média (m)								
1 (28/04/2014)	804,31 Ba	495,91 Bd	642,66 Ac	726,62 Ab	153,67 Ba	97,87 Ac	129,16 Ab	133,03 Bb
2 (28/05/2014)	872,05 Aa	686,75 Ab	688,45 Ab	648,52 Ab	155,32 Ba	117,32 Ab	115,52 Bb	123,89 Bb
3 (14/07/2014)	836,15 Ba	511,49 Bc	633,20 Ab	682,04 Ab	179,44 Aa	118,30 Ac	138,81 Ac	162,56 Ab
Coeficiente de variação do ensaio (CV, em %)								
1 (28/04/2014)	20,78 Bb	41,51 Aa	25,85 Ab	22,47 Cb	22,90 Bb	44,13 Aa	28,34 Ab	23,54 Bb
2 (28/05/2014)	24,87 Ab	34,55 Ba	28,17 Ab	35,75 Aa	26,77 Ac	36,50 Aa	31,01 Ab	37,57 Aa
3 (14/07/2014)	23,20 Ac	31,07 Ba	30,28 Aa	26,65 Bb	27,76 Aa	34,71 Aa	34,28 Aa	31,59 Aa
Tamanho ótimo de parcela (X_o , em número de UEB de $0,25 \text{ m}^2$)								
1 (28/04/2014)	4,27 Bb	6,62 Aa	4,86 Ab	4,59 Cb	4,64 Bb	6,93 Aa	5,17 Bb	4,70 Bb
2 (28/05/2014)	4,94 Ab	6,00 Aa	5,32 Ab	6,17 Aa	5,17 Ac	6,28 Aa	5,65 Ab	6,42 Aa
3 (14/07/2014)	4,71 Ab	5,66 Aa	5,55 Aa	5,10 Bb	5,30 Aa	6,11 Aa	6,07 Aa	5,78 Aa
Coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %)								
1 (28/04/2014)	9,55 Bb	14,80 Aa	10,86 Ab	10,26 Cb	10,37 Bb	15,50 Aa	11,57 Bb	10,52 Bb
2 (28/05/2014)	11,05 Ab	13,41 Aa	11,90 Ab	13,79 Aa	11,56 Ac	14,03 Aa	12,64 Ab	14,36 Aa
3 (14/07/2014)	10,52 Ab	12,67 Aa	12,41 Aa	11,41 Bb	11,86 Aa	13,67 Aa	13,58 Aa	12,92 Aa

⁽¹⁾ Para cada estatística (ρ , s^2 , m , CV, X_o e CV_{X_o}) as médias não seguidas por mesma letra, minúscula na linha (comparação de médias entre cultivares dentro de cada época) e maiúscula na coluna (comparação de médias entre épocas dentro de cada cultivar) diferem a 5% de probabilidade pelo teste de Scott Knott via análise de *bootstrap* com 10.000 reamostragens.

Tabela 2.2 Número de repetições, para avaliar a massa de matéria fresca de parte aérea de aveia branca (*Avena sativa* L.), em experimento no delineamento inteiramente casualizado, em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i = 3, 4, \dots, 50$) e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d = 10\%, 15\%, 20\%, 25\%, 30\%, 35\%, 40\%, 45\%$ e 50%), a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_0 = 6,62$ UEB) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_0} = 14,80\%$).

i	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%	45%	50%
3	25,08	11,75	7,11	4,99	3,86	3,19	2,82	2,59	2,34
4	29,77	13,73	8,14	5,58	4,20	3,40	2,88	2,60	2,34
5	33,34	15,25	8,94	6,04	4,48	3,55	2,98	2,61	2,36
6	36,24	16,49	9,59	6,42	4,71	3,70	3,06	2,63	2,37
7	38,67	17,53	10,15	6,74	4,91	3,82	3,13	2,67	2,39
8	40,78	18,44	10,63	7,03	5,09	3,94	3,20	2,71	2,38
9	42,64	19,24	11,06	7,29	5,25	4,04	3,26	2,75	2,39
10	44,31	19,96	11,45	7,52	5,40	4,13	3,33	2,78	2,41
11	45,82	20,61	11,80	7,73	5,53	4,22	3,38	2,82	2,43
12	47,19	21,21	12,12	7,93	5,66	4,30	3,44	2,85	2,45
13	48,46	21,76	12,42	8,11	5,78	4,38	3,49	2,89	2,47
14	49,63	22,27	12,70	8,28	5,89	4,45	3,54	2,92	2,49
15	50,72	22,74	12,96	8,43	5,99	4,52	3,58	2,95	2,51
16	51,75	23,19	13,20	8,58	6,08	4,59	3,63	2,98	2,53
17	52,71	23,61	13,43	8,72	6,18	4,65	3,67	3,01	2,55
18	53,62	24,00	13,64	8,86	6,26	4,71	3,71	3,03	2,56
19	54,48	24,38	13,85	8,98	6,35	4,77	3,75	3,06	2,58
20	55,29	24,73	14,04	9,10	6,42	4,82	3,79	3,09	2,60
21	56,07	25,07	14,23	9,22	6,50	4,87	3,82	3,11	2,61
22	56,81	25,40	14,41	9,33	6,57	4,92	3,86	3,14	2,63
23	57,52	25,71	14,58	9,43	6,64	4,97	3,89	3,16	2,65
24	58,20	26,00	14,74	9,53	6,71	5,02	3,92	3,18	2,66
25	58,85	26,29	14,90	9,63	6,77	5,06	3,95	3,21	2,68
26	59,47	26,56	15,05	9,72	6,84	5,10	3,99	3,23	2,69
27	60,08	26,83	15,19	9,81	6,90	5,15	4,01	3,25	2,71
28	60,66	27,08	15,33	9,90	6,96	5,19	4,04	3,27	2,72
29	61,22	27,33	15,47	9,99	7,01	5,22	4,07	3,29	2,74
30	61,76	27,56	15,60	10,07	7,07	5,26	4,10	3,31	2,75
31	62,29	27,80	15,73	10,15	7,12	5,30	4,13	3,33	2,76
32	62,79	28,02	15,85	10,22	7,17	5,34	4,15	3,35	2,78
33	63,29	28,23	15,97	10,30	7,22	5,37	4,18	3,36	2,79
34	63,76	28,44	16,09	10,37	7,27	5,41	4,20	3,38	2,80
35	64,23	28,65	16,20	10,44	7,32	5,44	4,23	3,40	2,82
36	64,68	28,85	16,31	10,51	7,36	5,47	4,25	3,42	2,83
37	65,12	29,04	16,42	10,58	7,41	5,50	4,27	3,43	2,84
38	65,55	29,23	16,52	10,64	7,45	5,53	4,29	3,45	2,85
39	65,96	29,41	16,62	10,70	7,49	5,56	4,32	3,47	2,87
40	66,37	29,59	16,72	10,77	7,54	5,59	4,34	3,48	2,88
41	66,77	29,76	16,82	10,83	7,58	5,62	4,36	3,50	2,89
42	67,15	29,94	16,91	10,89	7,62	5,65	4,38	3,51	2,90
43	67,53	30,10	17,00	10,94	7,66	5,68	4,40	3,53	2,91
44	67,90	30,26	17,09	11,00	7,69	5,71	4,42	3,54	2,92
45	68,26	30,42	17,18	11,06	7,73	5,73	4,44	3,56	2,93
46	68,62	30,58	17,27	11,11	7,77	5,76	4,46	3,57	2,94
47	68,96	30,73	17,35	11,16	7,80	5,78	4,48	3,58	2,95
48	69,30	30,88	17,44	11,22	7,84	5,81	4,49	3,60	2,96
49	69,63	31,03	17,52	11,27	7,87	5,83	4,51	3,61	2,97
50	69,96	31,17	17,60	11,32	7,91	5,86	4,53	3,62	2,98

Tabela 2.3 Número de repetições, para avaliar a massa de matéria fresca de parte aérea de aveia branca (*Avena sativa* L.), em experimento no delineamento blocos ao acaso, em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i = 3, 4, \dots, 50$) e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d = 10\%, 15\%, 20\%, 25\%, 30\%, 35\%, 40\%, 45\%$ e 50%), a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_0 = 6,62$ UEB) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_0} = 14,80\%$).

i	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%	45%	50%
3	25,58	12,25	7,59	5,46	4,32	3,33	3,08	2,73	2,44
4	30,05	14,02	8,43	5,86	4,48	3,65	3,10	2,74	2,45
5	33,53	15,44	9,12	6,22	4,67	3,74	3,14	2,75	2,45
6	36,37	16,62	9,72	6,55	4,84	3,83	3,18	2,76	2,46
7	38,77	17,63	10,25	6,85	5,02	3,93	3,23	2,77	2,46
8	40,86	18,52	10,71	7,11	5,17	4,02	3,28	2,79	2,46
9	42,71	19,30	11,12	7,35	5,32	4,10	3,33	2,82	2,46
10	44,36	20,01	11,50	7,57	5,45	4,19	3,38	2,84	2,47
11	45,86	20,65	11,84	7,78	5,58	4,27	3,43	2,87	2,48
12	47,23	21,24	12,16	7,97	5,70	4,34	3,48	2,89	2,49
13	48,49	21,79	12,45	8,14	5,81	4,42	3,52	2,92	2,51
14	49,66	22,29	12,73	8,31	5,91	4,48	3,57	2,95	2,52
15	50,75	22,77	12,98	8,46	6,01	4,55	3,61	2,98	2,54
16	51,77	23,21	13,22	8,61	6,11	4,61	3,65	3,00	2,55
17	52,73	23,63	13,45	8,74	6,20	4,67	3,69	3,03	2,57
18	53,64	24,02	13,66	8,87	6,28	4,73	3,73	3,06	2,58
19	54,49	24,39	13,86	9,00	6,36	4,78	3,77	3,08	2,60
20	55,31	24,75	14,06	9,12	6,44	4,84	3,80	3,10	2,62
21	56,08	25,09	14,24	9,23	6,52	4,89	3,84	3,13	2,63
22	56,82	25,41	14,42	9,34	6,59	4,93	3,87	3,15	2,65
23	57,53	25,72	14,59	9,44	6,66	4,98	3,90	3,17	2,66
24	58,21	26,01	14,75	9,54	6,72	5,03	3,94	3,20	2,68
25	58,86	26,30	14,91	9,64	6,79	5,07	3,97	3,22	2,69
26	59,48	26,57	15,06	9,73	6,85	5,11	4,00	3,24	2,70
27	60,08	26,84	15,20	9,82	6,91	5,15	4,02	3,26	2,72
28	60,67	27,09	15,34	9,91	6,96	5,19	4,05	3,28	2,73
29	61,23	27,33	15,48	9,99	7,02	5,23	4,08	3,30	2,75
30	61,77	27,57	15,61	10,07	7,07	5,27	4,11	3,32	2,76
31	62,29	27,80	15,73	10,15	7,13	5,31	4,13	3,34	2,77
32	62,80	28,02	15,86	10,23	7,18	5,34	4,16	3,35	2,79
33	63,29	28,24	15,98	10,30	7,23	5,38	4,18	3,37	2,80
34	63,77	28,45	16,09	10,38	7,28	5,41	4,21	3,39	2,81
35	64,23	28,65	16,20	10,45	7,32	5,44	4,23	3,41	2,82
36	64,69	28,85	16,31	10,51	7,37	5,48	4,25	3,42	2,84
37	65,12	29,05	16,42	10,58	7,41	5,51	4,28	3,44	2,85
38	65,55	29,23	16,52	10,65	7,46	5,54	4,30	3,46	2,86
39	65,97	29,42	16,63	10,71	7,50	5,57	4,32	3,47	2,87
40	66,38	29,59	16,72	10,77	7,54	5,60	4,34	3,49	2,88
41	66,77	29,77	16,82	10,83	7,58	5,63	4,36	3,50	2,89
42	67,16	29,94	16,92	10,89	7,62	5,65	4,38	3,52	2,90
43	67,54	30,11	17,01	10,95	7,66	5,68	4,40	3,53	2,92
44	67,91	30,27	17,10	11,00	7,70	5,71	4,42	3,55	2,93
45	68,27	30,43	17,19	11,06	7,74	5,74	4,44	3,56	2,94
46	68,62	30,58	17,27	11,11	7,77	5,76	4,46	3,57	2,95
47	68,97	30,73	17,36	11,17	7,81	5,79	4,48	3,59	2,96
48	69,31	30,88	17,44	11,22	7,84	5,81	4,50	3,60	2,97
49	69,64	31,03	17,52	11,27	7,88	5,84	4,52	3,62	2,98
50	69,96	31,17	17,60	11,32	7,91	5,86	4,53	3,63	2,99

Tabela 2.4 Número de repetições, para avaliar a massa de matéria seca de parte aérea de aveia branca (*Avena sativa* L.), em experimento no delineamento inteiramente casualizado, em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i = 3, 4, \dots, 50$) e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d = 10\%, 15\%, 20\%, 25\%, 30\%, 35\%, 40\%, 45\%$ e 50%), a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_0 = 6,93$ UEB) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_0} = 15,50\%$).

i	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%	45%	50%
3	27,41	12,78	7,68	5,35	4,10	3,36	2,98	2,70	2,40
4	32,57	14,97	8,84	6,02	4,50	3,61	3,05	2,73	2,45
5	36,50	16,65	9,72	6,54	4,82	3,80	3,15	2,72	2,47
6	39,68	18,02	10,45	6,96	5,08	3,97	3,26	2,79	2,49
7	42,36	19,17	11,07	7,33	5,31	4,11	3,35	2,84	2,48
8	44,68	20,17	11,60	7,65	5,52	4,24	3,43	2,89	2,51
9	46,73	21,05	12,08	7,94	5,70	4,36	3,51	2,93	2,53
10	48,55	21,85	12,51	8,19	5,86	4,47	3,58	2,98	2,56
11	50,21	22,56	12,90	8,43	6,02	4,57	3,65	3,02	2,59
12	51,72	23,22	13,25	8,65	6,16	4,67	3,71	3,07	2,62
13	53,11	23,82	13,58	8,85	6,29	4,75	3,77	3,10	2,64
14	54,40	24,39	13,89	9,04	6,41	4,84	3,82	3,14	2,67
15	55,60	24,91	14,17	9,21	6,52	4,91	3,88	3,18	2,69
16	56,73	25,40	14,44	9,38	6,63	4,99	3,93	3,21	2,71
17	57,78	25,86	14,69	9,53	6,74	5,06	3,98	3,25	2,73
18	58,78	26,30	14,93	9,68	6,83	5,12	4,02	3,28	2,76
19	59,72	26,71	15,16	9,82	6,93	5,19	4,07	3,31	2,78
20	60,62	27,10	15,37	9,95	7,01	5,25	4,11	3,34	2,80
21	61,47	27,47	15,58	10,08	7,10	5,31	4,15	3,37	2,82
22	62,29	27,83	15,77	10,20	7,18	5,36	4,19	3,40	2,84
23	63,06	28,17	15,96	10,32	7,26	5,42	4,23	3,43	2,86
24	63,81	28,50	16,14	10,43	7,33	5,47	4,27	3,45	2,88
25	64,52	28,81	16,31	10,54	7,40	5,52	4,30	3,48	2,89
26	65,21	29,11	16,48	10,64	7,47	5,57	4,34	3,50	2,91
27	65,87	29,40	16,64	10,74	7,54	5,61	4,37	3,53	2,93
28	66,51	29,68	16,80	10,84	7,60	5,66	4,40	3,55	2,95
29	67,13	29,95	16,95	10,93	7,67	5,70	4,44	3,57	2,96
30	67,72	30,21	17,09	11,02	7,73	5,75	4,47	3,60	2,98
31	68,30	30,47	17,23	11,11	7,79	5,79	4,50	3,62	3,00
32	68,85	30,71	17,37	11,19	7,84	5,83	4,53	3,64	3,01
33	69,40	30,95	17,50	11,27	7,90	5,87	4,55	3,66	3,03
34	69,92	31,18	17,62	11,35	7,95	5,90	4,58	3,68	3,04
35	70,43	31,40	17,75	11,43	8,00	5,94	4,61	3,70	3,06
36	70,93	31,62	17,87	11,51	8,06	5,98	4,63	3,72	3,07
37	71,41	31,83	17,99	11,58	8,10	6,01	4,66	3,74	3,09
38	71,88	32,04	18,10	11,65	8,15	6,05	4,69	3,76	3,10
39	72,34	32,24	18,21	11,72	8,20	6,08	4,71	3,78	3,11
40	72,78	32,44	18,32	11,79	8,25	6,11	4,73	3,79	3,13
41	73,22	32,63	18,43	11,86	8,29	6,15	4,76	3,81	3,14
42	73,64	32,82	18,53	11,92	8,34	6,18	4,78	3,83	3,15
43	74,06	33,00	18,63	11,99	8,38	6,21	4,80	3,84	3,16
44	74,46	33,18	18,73	12,05	8,42	6,24	4,83	3,86	3,18
45	74,86	33,35	18,83	12,11	8,46	6,27	4,85	3,88	3,19
46	75,25	33,53	18,93	12,17	8,50	6,30	4,87	3,89	3,20
47	75,63	33,69	19,02	12,23	8,54	6,32	4,89	3,91	3,21
48	76,00	33,86	19,11	12,29	8,58	6,35	4,91	3,92	3,22
49	76,36	34,02	19,20	12,34	8,62	6,38	4,93	3,94	3,24
50	76,72	34,17	19,29	12,40	8,66	6,41	4,95	3,95	3,25

Tabela 2.5 Número de repetições, para avaliar a massa de matéria seca de parte aérea de aveia branca (*Avena sativa* L.), em experimento no delineamento em blocos ao acaso, em cenários formados pelas combinações de *i* tratamentos (*i* = 3, 4, ..., 50) e *d* diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento (*d* = 10%, 15%, 20%, 25%, 30%, 35%, 40%, 45% e 50%), a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_o = 6,93$ UEB) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_o} = 15,50\%$).

i	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%	45%	50%
3	27,91	13,28	8,18	5,84	4,57	3,69	3,20	2,90	2,50
4	32,85	15,26	9,12	6,29	4,78	3,88	3,27	2,91	2,55
5	36,68	16,84	9,91	6,72	5,00	3,99	3,33	2,93	2,58
6	39,81	18,15	10,58	7,10	5,22	4,10	3,39	2,92	2,64
7	42,46	19,27	11,17	7,43	5,41	4,21	3,45	2,94	2,59
8	44,76	20,25	11,68	7,73	5,60	4,33	3,51	2,97	2,59
9	46,79	21,12	12,14	8,00	5,76	4,43	3,57	3,00	2,60
10	48,61	21,90	12,56	8,25	5,92	4,53	3,63	3,03	2,62
11	50,25	22,61	12,94	8,48	6,06	4,62	3,69	3,07	2,64
12	51,76	23,26	13,29	8,69	6,20	4,71	3,75	3,11	2,66
13	53,14	23,86	13,61	8,88	6,32	4,79	3,80	3,14	2,68
14	54,43	24,41	13,92	9,07	6,44	4,87	3,86	3,17	2,70
15	55,63	24,93	14,20	9,24	6,55	4,94	3,91	3,21	2,72
16	56,75	25,42	14,46	9,40	6,66	5,01	3,95	3,24	2,74
17	57,80	25,88	14,71	9,55	6,76	5,08	4,00	3,27	2,76
18	58,80	26,31	14,95	9,70	6,85	5,14	4,04	3,30	2,78
19	59,74	26,72	15,17	9,84	6,94	5,21	4,09	3,33	2,80
20	60,63	27,11	15,39	9,97	7,03	5,26	4,13	3,36	2,82
21	61,49	27,49	15,59	10,09	7,11	5,32	4,17	3,38	2,84
22	62,30	27,84	15,79	10,21	7,19	5,38	4,21	3,41	2,85
23	63,07	28,18	15,97	10,33	7,27	5,43	4,24	3,44	2,87
24	63,82	28,51	16,15	10,44	7,34	5,48	4,28	3,46	2,89
25	64,53	28,82	16,32	10,55	7,41	5,53	4,31	3,49	2,91
26	65,22	29,12	16,49	10,65	7,48	5,58	4,35	3,51	2,92
27	65,88	29,41	16,65	10,75	7,55	5,62	4,38	3,54	2,94
28	66,52	29,69	16,80	10,84	7,61	5,67	4,41	3,56	2,96
29	67,13	29,96	16,95	10,94	7,67	5,71	4,44	3,58	2,97
30	67,73	30,22	17,10	11,03	7,73	5,75	4,47	3,60	2,99
31	68,30	30,47	17,24	11,11	7,79	5,79	4,50	3,63	3,00
32	68,86	30,72	17,37	11,20	7,85	5,83	4,53	3,65	3,02
33	69,40	30,96	17,50	11,28	7,90	5,87	4,56	3,67	3,03
34	69,93	31,19	17,63	11,36	7,96	5,91	4,59	3,69	3,05
35	70,44	31,41	17,75	11,44	8,01	5,95	4,61	3,71	3,06
36	70,93	31,63	17,87	11,51	8,06	5,98	4,64	3,73	3,08
37	71,41	31,84	17,99	11,59	8,11	6,02	4,67	3,74	3,09
38	71,88	32,05	18,11	11,66	8,16	6,05	4,69	3,76	3,10
39	72,34	32,25	18,22	11,73	8,21	6,09	4,72	3,78	3,12
40	72,79	32,44	18,33	11,80	8,25	6,12	4,74	3,80	3,13
41	73,22	32,64	18,43	11,86	8,30	6,15	4,76	3,82	3,14
42	73,65	32,82	18,54	11,93	8,34	6,18	4,78	3,83	3,16
43	74,06	33,00	18,64	11,99	8,38	6,21	4,81	3,85	3,17
44	74,47	33,18	18,74	12,05	8,43	6,24	4,83	3,87	3,18
45	74,86	33,36	18,83	12,11	8,47	6,27	4,85	3,88	3,19
46	75,25	33,53	18,93	12,17	8,51	6,30	4,87	3,90	3,20
47	75,63	33,70	19,02	12,23	8,55	6,33	4,89	3,91	3,22
48	76,00	33,86	19,11	12,29	8,59	6,36	4,91	3,93	3,23
49	76,37	34,02	19,20	12,35	8,62	6,38	4,93	3,94	3,24
50	76,72	34,18	19,29	12,40	8,66	6,41	4,95	3,96	3,25

4 CAPÍTULO II: TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES PARA AVALIAR A PRODUTIVIDADE DE GRÃOS EM CULTIVARES DE AVEIA BRANCA

RESUMO: Os objetivos deste trabalho foram determinar o tamanho ótimo de parcela (X_o) e o número de repetições para avaliar a produtividade de grãos e verificar a variabilidade do X_o entre cultivares de aveia branca. Foram realizados 32 ensaios de uniformidade de $3m \times 3m$, sendo oito com cada cultivar (URS Charrua, URS Taura, URS Estampa e URS Corona). Cada ensaio foi dividido em 36 unidades experimentais básicas (UEB) de $0,5m \times 0,5m$. Em cada UEB, foi determinada a produtividade de grãos. O X_o foi determinado pelo método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação. As comparações de médias entre cultivares foram realizadas pelo teste de Scott-Knott via bootstrap. O número de repetições foi calculado por processo iterativo até a convergência, para experimentos nos delineamentos inteiramente casualizado (DIC) e blocos ao acaso (DBA). Foram planejados cenários formados pelas combinações de i ($i=3, 4, \dots, 50$) e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d=10\%, 15\%, 20\%, 25\%$ e 30%). O X_o de $1,57m^2$ é suficiente para avaliar a produtividade de grãos em aveia branca nessas quatro cultivares. Para avaliar a produtividade de grãos com até 50 tratamentos, no DIC e DBA, quatro repetições são suficientes para que diferenças entre médias de tratamentos de 40,53% da média do experimento sejam significativas, pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade.

Palavras-chave: *Avena sativa* L., variabilidade, ensaio de uniformidade, planejamento experimental.

Plot size and number of replications to evaluate the grain yield in oat cultivars

ABSTRACT: The objectives of this study were to determine the optimum plot size (X_o) and the number of replications to evaluate grain yield and verify the variability of X_o among oat cultivars. Thirty two uniformity trials of $3m \times 3m$ were performed, being eight with each cultivar (URS Charrua, URS Taura, URS Estampa, and URS Corona). Each uniformity trial was divided in 36 basic experimental units (BEU) of $0.5m \times 0.5m$. Grain yield was determined in each BEU. The X_o was determined by the method of maximum curvature of the coefficient of variation model. Mean comparisons among cultivars were performed by the Scott-Knott test via bootstrap. The number of replications was calculated by iterative process until convergence for experiments in completely randomized design (CRD) and randomized block design (RBD). Scenarios formed by i combinations ($i = 3, 4, \dots, 50$) and d least differences among treatment means to be detected as significant at 5% probability by Tukey test, expressed as a percentage of the overall experiment mean ($d = 10\%, 15\%, 20\%, 25\%$, and 30%) were planned. The X_o of 1.57 m^2 is enough to evaluate the grain yield in these four oat cultivars. Four replications to evaluate grain yield with up to 50 treatments in the experimental designs of CRD and RBD are enough to identify significant differences among treatment means of 40.53% of the overall experiment mean, by Tukey test at 5% probability.

Keywords: *Avena sativa* L., variability, uniformity trial, experimental design.

INTRODUÇÃO

A aveia branca (*Avena sativa* L.) é a principal gramínea de inverno cultivada no Sul do Brasil. É o quinto cereal mais cultivado no Brasil. Está entre as dez principais culturas anuais. A produção de grãos na safra de 2014 foi de 307,4 mil toneladas. A produtividade média foi de 2.000 kg ha^{-1} (CONAB, 2016).

Devido à relevância do cultivo de aveia branca diversas pesquisas (Bortolini et al., 2005; Floss et al., 2007; Arlauskienė et al., 2011; Fontaneli et al., 2012; Guerreiro & Oliveira, 2012; Meinerz et al., 2012; Siloriya et al., 2014; Zorovski et al., 2014; Hawerth et al., 2015; Mantai et al., 2015) têm sido realizadas. Essas pesquisas visaram aprimorar o conhecimento e instigar o aumento da produtividade de grãos, sendo que os pesquisadores têm utilizado tamanho de parcela e número de repetições distintos em seus experimentos.

Pesquisas têm sido desenvolvidas analisando a produtividade de grãos com tamanhos de área útil das parcelas e número de repetições de, respectivamente, 0,15 m² e 3 (Meinerz et al., 2012), 2 m² e 3 (Floss et al., 2007), 3 m² e 4 (Mantai et al., 2015), 3 m² e 4 (Mantai et al., 2016), 3 m² e 4 (Hawerth et al., 2015), 6 m² e 5 (Guerreiro & Oliveira, 2012), 10,5 m² e 3 (Zorovski et al., 2014), 12 m² e 4 (Siloriya et al., 2014), 12 m² e 3 (Bortolini et al., 2005), 23,8 m² e 4 (Fontaneli et al., 2012) e 30 m² e 3 (Arlauskienė et al., 2011). Tamanho de parcela e número de repetições inadequados podem aumentar o erro experimental e, conseqüentemente, as inferências em relação aos tratamentos podem ser imprecisas (Banzatto & Kronka, 2013). Deste modo, a utilização do tamanho de parcela e do número de repetições podem efetivamente reduzir ou aumentar os efeitos nocivos do erro experimental (Frazer et al., 2011).

Ademais, o correto dimensionamento do tamanho de parcela e do número é preponderante para a obtenção de resultados precisos sobre os tratamentos em avaliação (Zald et al., 2014), e faz com que a experimentação seja um ato decisivo para melhorar os resultados agrícolas nas safras conseqüentes (Maat, 2011).

O tamanho ótimo de parcela pode ser determinado a partir de dados obtidos em ensaios de uniformidade ou experimentos em branco (ensaios sem tratamentos) (Ramalho et al., 2012; Storck et al., 2016). O método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação proposto por Paranaíba et al. (2009a) foi considerado adequado para a obtenção do tamanho ótimo de parcelas em gramíneas como o arroz (Paranaíba et al., 2009a) e em trigo (Paranaíba

et al., 2009b). Supõe-se que o tamanho de parcela e o número de repetições possam ser distintos entre cultivares de aveia branca.

Diante disso, os objetivos deste trabalho foram determinar o tamanho ótimo de parcela (X_o) e o número de repetições para avaliar a produtividade de grãos e verificar a variabilidade do X_o entre cultivares de aveia branca.

MATERIAIS E MÉTODOS

Foram conduzidos 32 ensaios de uniformidade com a cultura de aveia branca (*Avena sativa* L.) em Santa Maria, Estado do Rio Grande do Sul, localizada a 29°42'S, 53°49'W e a 95m de altitude, no ano agrícola 2014. Desses 32 ensaios de uniformidade, oito com a cultivar URS Charrua, oito com a cultivar URS Taura, oito com a cultivar URS Estampa e oito com a cultivar URS Corona. A densidade foi de 350 plantas m^{-2} , semeadas a lanço no dia 28/04/2014. A adubação de base foi de 21 kg ha^{-1} de N, 88 kg ha^{-1} de P_2O_5 e 88 kg ha^{-1} de K_2O . Posteriormente foram realizadas duas adubações de cobertura de 45 kg ha^{-1} de N. Os tratos culturais foram realizados de forma homogênea, em toda área experimental.

Cada ensaio de uniformidade de tamanho de 3m×3m (9 m^2) foi dividido em 36 unidades experimentais básicas (UEB) de 0,5m×0,5m (0,25 m^2), formando uma matriz de seis linhas e seis colunas. Aos 150 dias após a semeadura, na maturação da cultura, foram pesadas as panículas em cada UEB. Posteriormente, foram coletadas aleatoriamente uma amostra de dez panículas por cultivar para a realização da debulha e estimação da proporção de grãos em relação quantidade palha. Foi determinado a umidade dos grãos e por meio dessa relação grãos/palha foi descontado a porcentagem de palha e estimado o peso de cada UEB em produtividade de grãos (PROD), em g 0,25 m^{-2} , a 13% de umidade.

Para cada ensaio de uniformidade, com os dados de PROD das 36 UEBs, foram determinados o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), a variância (s^2),

a média (m) e o coeficiente de variação do ensaio (CV), em percentagem. A estimativa de ρ foi obtida pela média do ρ obtida nos caminhamentos no sentido das linhas e no sentido das colunas, conforme metodologia de Paranaíba et al. (2009a). No caminhamento em linha percorreu-se a seguinte sequência: iniciou-se o caminhamento a partir da UEB localizada na linha 1, coluna 1, até a linha 1, coluna 6, retornando a partir da linha 2, coluna 6, até a linha 2, coluna 1, e assim sucessivamente, até concluir o caminhamento na UEB localizada na linha 6, coluna 1). No caminhamento em coluna a sequência foi a seguinte: iniciou-se o caminhamento a partir da UEB localizada na linha 1, coluna 1, até a linha 6, coluna 1, retornando a partir da linha 6, coluna 2, até a linha 1, coluna 2, e, assim, sucessivamente até completar o caminhamento na UEB da linha 1, coluna 6.

Posteriormente, em cada um dos 32 ensaios, foi determinado o tamanho ótimo de parcela (X_o) pelo método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação, por meio da expressão $X_o = (10\sqrt[3]{2(1-\rho^2)s^2m})/m$ (Paranaíba et al., 2009a).

Foi determinado o coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}), em percentagem, por meio da expressão $CV_{X_o} = (\sqrt{(1-\rho^2)s^2/m^2})/\sqrt{X_o} \times 100$ (Paranaíba et al., 2009a). Assim, para cada cultivar foram obtidas oito estimativas de ρ , s^2 , m , CV , X_o e CV_{X_o} . A comparação das médias das estatísticas ρ , s^2 , m , CV , X_o e CV_{X_o} entre as cultivares ($n=8$ ensaios de uniformidade por cultivar) foi realizada por meio do teste de Scott-Knott via análise de bootstrap com 10.000 reamostragens, a 5% de probabilidade.

A diferença mínima significativa (d) do teste de Tukey, expressa em percentagem da média do experimento, é estimada pela expressão $d = (q_{\alpha(i;GLE)} \sqrt{QME/r})/m \times 100$ (Lúcio & Storck, 1999), em que $q_{\alpha(i;GLE)}$ é o valor crítico do teste de Tukey em nível α de probabilidade de erro ($\alpha=0,05$, nesse estudo), i é o número de tratamentos, GLE é o número de graus de liberdade do erro, ou seja, $i(r-1)$ para o delineamento inteiramente casualizado e $(i-1)(r-1)$ para o delineamento blocos ao acaso, QME é o quadrado médio do erro, r é o número de repetições e m é a média do experimento. Substituindo a expressão do coeficiente de variação

experimental $(CV = \sqrt{QME}/m \times 100)$, em percentagem, na expressão para o cálculo de d e isolando r tem-se $r = (q_{\alpha(i, GLE)} CV/d)^2$.

O coeficiente de variação experimental dessa expressão corresponde ao CV_{X_0} e é expresso em percentagem, pois é o CV esperado para o experimento com o tamanho ótimo de parcela (X_0) determinado (Cargnelutti Filho et al., 2014a). A partir da maior média de CV_{X_0} das cultivares, foi determinado o número de repetições (r), por processo iterativo até a convergência, para experimentos nos delineamentos inteiramente casualizado e blocos ao acaso, em cenários formados pelas combinações de i ($i=3, 4, \dots, 50$) e d ($d=10\%, 15\%, 20\%, 25\%$ e 30%). As análises estatísticas foram realizadas com auxílio do aplicativo Microsoft Office Excel[®] e do software Sisvar[®] (Ferreira, 2014).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para os dados de produtividade de grãos de aveia branca (*Avena sativa* L.), houve diferenças entre as estimativas do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), da variância (s^2), da média (m), do coeficiente de variação do ensaio (CV), do tamanho ótimo de parcela (X_0) e do coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_0}) (Tabela 3.1). As diferenças obtidas entre os ensaios na estimação de cada estatística oscilaram entre 5,85% e 63,45% para a cultivar URS Charrua, entre 12,70% e 90,01% para a cultivar URS Taura, entre 10,44% e 54,79% para a cultivar URS Estampa e entre 9,59% e 99,04% para a cultivar URS Corona (Tabela 3.1).

Ampla variabilidade das estatísticas ρ , s^2 , m , CV, X_0 e CV_{X_0} , entre ensaios de uniformidade, também foi constatado nas culturas de aveia preta (Cargnelutti et al., 2014b) e de milheto (Burin et al., 2015; Burin et al., 2016). Com base nessa variabilidade, pode-se inferir que o conjunto de dados dos 32 ensaios de uniformidade (oito ensaios de uniformidade

de cada cultivar), é adequado para a estimação do tamanho ótimo de parcela e número de repetições, por contemplar cenários longínquo de variabilidade.

Por meio do teste de Scott-Knott, foi observado que o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ) não diferiu, entre as cultivares (Tabela 3.1). Contudo, foram constatadas diferenças entre as cultivares quanto à variância (s^2), a média (m) e o coeficiente de variação (CV). Consequentemente, o tamanho ótimo de parcela (X_o) e o coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}) também diferiram (Tabela 3.1), pois no método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (Paranaíba et al., 2009a) essas estatísticas são calculadas em função do ρ , s^2 e m .

A média da produtividade de grãos foi maior para a cultivar URS Charrua (80,38 g $0,25\text{ m}^{-2}$ ou $3.215,2\text{ kg ha}^{-1}$) e para a cultivar URS Estampa (80,06 g $0,25\text{ m}^{-2}$ ou $3.202,4\text{ kg ha}^{-1}$), diferindo das cultivares URS Taura (69,75 g $0,25\text{ m}^{-2}$ ou $2.790,0\text{ kg ha}^{-1}$) e URS Corona (74,29 g $0,25\text{ m}^{-2}$ ou $2.971,6\text{ kg ha}^{-1}$) (Tabela 3.1). Produtividades de grãos de aveia branca semelhantes às encontradas neste estudo, foram obtidas nas pesquisas realizadas por Bortolini et al. (2005), com máxima de 3.649 kg ha^{-1} , por Floss et al. (2007), com máxima de 3.318 kg ha^{-1} , por Arlauskienė et al. (2011), com 2.897 kg ha^{-1} , Meinerz et al. (2012), com máxima de 2.385 kg ha^{-1} , por Siloriya et al. (2014), com máxima de 3.640 kg ha^{-1} e Zorovski et al. (2014), com máxima de $4.218,9\text{ kg ha}^{-1}$.

Em trabalho desenvolvido por Nörnberg et al. (2014), na avaliação do desempenho produtivo de cultivares de aveia branca, obtiveram ampla variabilidade de resposta da produtividade de grãos, isto é, entre 173 kg ha^{-1} a 4.978 kg ha^{-1} , o que possibilita destacar as distintas respostas obtidas entre as cultivares desse estudo. Assim, destaca-se que, em geral, a cultura teve desenvolvimento adequado e elevado potencial produtivo, reproduzindo condições reais de campo. Esse cenário de bom desenvolvimento da cultura e de ampla variabilidade, fornece credibilidade desse banco de dados, para o estudo do dimensionamento do tamanho ótimo de parcela e do número de repetições.

As cultivares URS Taura e URS Corona obtiveram médias superiores do coeficiente de variação (CV), com 31,47% e 35,71%, respectivamente, diferindo das cultivares URS Charrua (27,75%) e URS Estampa (25,53%) (Tabela 3.1). Coeficientes de variação dessa magnitude estão acima do valor observado de 11,97%, em trabalho realizado por Nörnberg et al. (2014), avaliando o desempenho produtivo de cultivares de aveia branca. Ainda, estão acima ao obtido por Meinerz et al. (2012), com CV de 4,63%, na avaliação do desempenho produtivo de cereais de inverno. Também, estão acima dos valores de 9% a 18%, obtidos em trabalho realizado por Fontaneli et al. (2012) sobre o sistema de integração lavoura pecuária.

Convém salientar que, esses valores altos (27,75% e 25,53%) e muito altos (31,47% e 35,71%) de coeficientes de variação, obtidos nesse estudo, como classificado por Pimentel-Gomes (2009), em princípio, podem indicar baixa precisão experimental na condução dos ensaios de uniformidade. Porém, os elevados CV, nesse estudo, foram obtidos com UEBs de $0,5 \times 0,5$ m ($0,25$ m²), o que sugere que para melhorar a precisão experimental deve-se planejar tamanhos de parcela superiores. Conforme mencionado por Smiderle et al. (2014) no estudo do tamanho de parcelas experimentais para a seleção de genótipos na cultura do feijoeiro as altas estimativas de CV's são aceitáveis pelo fato de que geralmente os experimentos conduzidos em campo apresentam estimativas de CV's mais elevadas, devido ao menor controle do erro experimental.

A média do tamanho ótimo de parcela (6,29 UEB ou $1,57$ m²) e do coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela (14,04%) dos oito ensaios de uniformidade com a cultivar URS Corona foi maior que as médias dos ensaios com as cultivares URS Charrua ($X_o=5,23$ UEB, $CV_{X_o}=11,69\%$), URS Taura ($X_o=5,63$ UEB, $CV_{X_o}=12,60\%$) e URS Estampa ($X_o=4,93$ UEB, $CV_{X_o}=11,02\%$) (Tabela 3.1). Portanto, na prática, diante desse cenário de variabilidade do tamanho ótimo de parcela (X_o) entre as cultivares, afim de garantir precisão satisfatória, o planejamento experimental deve ser realizado a partir do maior tamanho de parcela. Em trabalho desenvolvido por Frazer et al. (2011), os autores mencionam que o

tamanho de parcela deve ser suficientemente para diminuir o erro experimental e contemplar a toda a variabilidade existente, e que a magnitude do erro experimental tende a diminuir consideravelmente com o aumento do tamanho das parcelas. Assim, pode-se inferir que o tamanho ótimo de parcela para avaliar a produtividade de grãos de aveia branca é de 6,29 unidades experimentais básicas de $0,25 \text{ m}^2$ ($1,57 \text{ m}^2$), e o coeficiente de variação nesse tamanho ótimo de parcela é de 14,04%.

Na literatura pesquisada, não foram encontrados estudos de tamanho ótimo de parcela para avaliar a produtividade de grãos de aveia branca para serem confrontados com os obtidos neste estudo. Já em culturas pertencentes à mesma família (Poaceae), como trigo, para a avaliação da produtividade de grãos, Henriques Neto et al. (2004) definiram pelos métodos da máxima curvatura, máxima curvatura modificada, comparação de variâncias e método de Hatheway, X_0 variando entre 1,6 e $2,4 \text{ m}^2$ de área útil. Para a mensuração da produtividade de sorgo granífero, Lopes et al. (2005) estabeleceram X_0 de $3,2 \text{ m}^2$, com base no método de máxima curvatura modificada, máxima curvatura em função da variância, e máxima curvatura em função de coeficiente de variação. Nesse contexto, foi verificado que para a avaliação de produtividade de grãos dessas culturas, as estimativas de X_0 foram distintas, sendo próximas as obtidas neste estudo.

Os tamanhos de parcelas utilizados por Bortolini et al. (2005), Floss et al. (2007), Arlauskienė et al. (2011), Fontaneli et al. (2012), Guerreiro & Oliveira (2012), Nörnberg et al. (2014), Siloriya et al. (2014), Zorovski et al. (2014), Hawerth et al. (2015), Mantai et al. (2015) e Mantai et al. (2016) foram superiores ao encontrado no presente estudo, sugerindo confiabilidade nas informações obtidas. Entretanto, Meinerz et al. (2012) utilizaram parcelas inferior ($0,15 \text{ m}^2$), no entanto obterão $CV=4,63\%$, podendo inferir que mesmo com a utilização do tamanho de parcela inferior ao estimado neste estudo, os autores conseguiram alta precisão experimental segundo classificação de Pimentel-Gomes (2009), com $CV \leq 10\%$. Todavia nem sempre se obtém precisão experimental adequada com a utilização de tamanhos

de parcela inferiores ao tamanho ótimo de parcela, por isto deve-se atentar na utilização do tamanho ótimo de parcela para que se obtenha informações precisas dos tratamentos em avaliação. A comparação entre o tamanho ótimo obtido neste estudo, com os tamanhos de parcelas utilizados nos trabalhos supracitados, deve ser vista com cautela, pois há diferenças quanto as cultivares, as densidades de plantas e os manejos da cultura.

O número de repetições, para experimentos no delineamento inteiramente casualizado (DIC), em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i=3, 4, \dots, 50$) e diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d=10\%, 15\%, 20\%, 25\%, 30\%$), para avaliar a produtividade de grãos de aveia branca oscilou entre 3,60 ($i=3$ e $d=30\%$) e 62,97 ($i=50$ e $d=10\%$) (Tabela 3.2), e no delineamento blocos ao acaso (DBA) foi de 3,98 ($i=3$ e $d=30\%$) a 62,98 ($i=50$ e $d=10\%$) (Tabela 3.2).

Portanto, em experimentos com 50 tratamentos e maior precisão experimental ($d=10\%$), o número de repetições necessárias é de 62,98 (63 repetições), para a mensuração da produtividade de grãos de aveia branca, no DIC e no DBA. Assim, obter precisão de 10% (maior precisão) é impraticável, devido a inviabilidade de conduzir experimentos com esse elevado número de repetições. O usuário das informações deste estudo, pode a partir do tamanho de parcela obtido ($X_0=1,57 \text{ m}^2$), avaliar a combinação de tratamentos, diferenças mínimas entre médias de tratamentos e número de repetições, possível de ser utilizada (Tabela 3.2).

Fixando o X_0 , o CV_{X_0} e d , com o acréscimo do número de tratamentos, independentemente do delineamento experimental (DIC ou DBA), o número de repetições aumenta (Cargnelutti et al., 2014b) (Tabela 3.2). Ainda, com o aumento do número de tratamentos, o número de repetições para DBA e para DIC se aproxima. Para valores fixos de X_0 , CV_{X_0} , i e d , o número de repetições no DBA é maior em relação ao DIC, o que confirma

a maior eficiência do DIC em relação ao DBA, quando não há variabilidade nas unidades experimentais (parcelas) (Storck et al., 2016).

Para avaliar 50 tratamentos com $d=45\%$, são necessárias 3,286 e 3,289 repetições, para o DIC e DBA. Na prática, em experimentos a campo não é possível utilizar esses valores de repetições (3,286 e 3,289), então, o correto é arredondar para cima, obtendo se assim, quatro repetições. Estudos têm sido realizados com quatro (Fontaneli et al., 2012; Nörnberg et al., 2014; Siloriya et al., 2014; Hawerth et al., 2015; Mantai et al., 2015; Mantai et al. 2016) repetições, mostrando a viabilidade de realização de experimentos com esse número de repetições. Entretanto, isto deve ser discutido com cautela, pois depende do tamanho de parcela utilizado.

Utilizando a expressão da diferença mínima significativa (d) do teste de Tukey, expressa em percentagem da média do experimento: $d = \left(q_{\alpha(i;GLE)} \sqrt{QME/r} \right) / m \times 100$, com $i=50$ tratamentos, $\alpha=0,05$ (nível de significância, pelo teste de Tukey), $CV_{X_0}=14,04\%$ (coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela) e $r=4$ repetições, obtém-se $d=40,51\%$ e $40,53\%$, para o delineamento inteiramente casualizado e o delineamento blocos ao acaso, respectivamente. Assim, pode-se inferir que para avaliar a produtividade de grãos de aveia branca, independentemente do delineamento, com até 50 tratamentos, quatro repetições são suficientes para identificar pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade, diferenças significativas entre médias de tratamentos de $40,53\%$ da média do experimento.

Portanto, a utilização correta do tamanho de parcela ($X_0=1,57 \text{ m}^2$) e do número de repetições ($r=4$), para a mensuração da produtividade de grãos em aveia branca, possibilita que diferenças entre médias de tratamentos de $40,53\%$ da média do experimento sejam significativas dos tratamentos em avaliação. Como mencionado por Cargnelutti et al. (2014a), o dimensionamento do tamanho ótimo de parcela e do número de repetições possibilita reduzir o erro experimental, sendo que em experimentos é visado detectar as diferenças significativas entre os tratamentos testados, o que depende do erro experimental (Banzatto &

Kronka, 2013), assim com o adequado dimensionamento do tamanho de parcela e número de repetições o erro experimental é amortizado e se obtém resultados precisos (Zald et al., 2014).

CONCLUSÃO

Há variabilidade do tamanho ótimo de parcela entre as cultivares de aveia branca. O tamanho ótimo de parcela para avaliar a produtividade de grãos de aveia branca é de 1,57 m².

Para avaliar a produtividade de grãos até 50 tratamentos, nos delineamentos inteiramente casualizado e blocos ao acaso, quatro repetições são suficientes para que diferenças entre médias de tratamentos de 40,53% da média do experimento sejam significativas, pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade.

AGRADECIMENTOS

We thank the Brazilian National Council for Scientific and Technological Development (CNPq), the Coordination for the Improvement of Higher Education Personnel (CAPES), and the Rio Grande do Sul Research Foundation (FAPERGS) for granting scholarships. The scholarship students and volunteers for their help in data collection.

REFERÊNCIAS

- Arlauskienė, A., Maikštėnienė, S., Šarūnaitė, L., Kadžiulienė, Ž., Deveikytė, I., Žėkaitė, V. & Česnulevičienė, R. (2011). Competitiveness and productivity of organically grown pea and spring cereal intercrops. *Žemdirbystė=Agriculture*, 98, 339–348.
- Banzatto, D. A. & Kronka, S. N. (2013) Experimentação agrícola. 4.ed. Jaboticabal: Editora Funep. 237p.

- Bortolini, P. C., Sandini, I., Moraes, A. de & Carvalho, P. C. F. (2005). Produção de forragem e de grãos de aveia branca sob pastejo. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 34, 2192-2199. www.scielo.br/pdf/rbz/v34n6s0/a05v3460.pdf
- Burin, C., Cargnelutti Filho, A., Alves, B. M., Toebe, M. & Kleinpaul, J. A. (2016). Plot size and number of replicates in times of sowing and cuts of millet. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, 20, 119-127. <http://dx.doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v20n2p119-127>.
- Burin, C., Cargnelutti Filho, A., Alves, B. M., Toebe, M., Kleinpaul, J. A. & Neu, I. M. M. (2015). Tamanho de parcela e número de repetições na cultura do milho em épocas de avaliação. *Bragantia*, 74, 261-269. <http://dx.doi.org/10.1590/1678-4499.0465>
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Burin, C., Casarotto, G. & Alves, B. M. (2014a). Planejamentos experimentais em nabo forrageiro semeado a lanço e em linha. *Bioscience Journal*, 30, 677-686. www.seer.ufu.br/index.php/biosciencejournal/article/view/18048
- Cargnelutti Filho, A., Alves, B. M., Toebe, M., Burin, C., Santos, G. O., Facco, G., Neu, I. M. M. & Stefanello, R. B. (2014b). Tamanho de parcela e número de repetições em aveia preta. *Ciência Rural (UFESM. Impresso)*, 44,1732-1739. <http://dx.doi.org/10.1590/0103-8478cr20131466>
- CONAB, Companhia Nacional de Abastecimento. (2016). Acompanhamento da safra brasileira de grãos, v.4. Safra 2015/2016. Quarto levantamento. http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/16_01_12_14_17_16_boletim_graos_janeiro_2016.pdf
- Ferreira, D. F. (2014). Sisvar: A guide for its bootstrap procedures in multiple comparisons. *Ciência e Agrotecnologia*, 38, 109-112. <http://www.scielo.br/pdf/cagro/v38n2/a01v38n2.pdf>
- Floss, E. L., Palhano, A. L., Soares, C. V. & Premazzi, L. M. (2007). Crescimento, produtividade, caracterização e composição química da aveia branca. *Acta Scientiarum. Animal Sciences*, 29, 1-7. <http://dx.doi.org/10.4025/actascianimsci.v29i1.241>

Fontaneli, R. S., Santos, H. P., Fontaneli, R. S. & Lampert, E. A. (2012). Rendimento de grãos de aveia branca em sistemas de produção com integração lavoura-pecuária, sob plantio direto. *Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, 7, 790-796.

Frazer, G.W.; Magnussen, S.; Mulder, M.A.; Niemann, K.O. (2011). Simulated impact of sample plot size and co-registration error on the accuracy and uncertainty of LiDAR-derived estimates of forest stand biomass. *Remote Sensing of Environment*, 115, 636-649. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2010.10.008>

Guerreiro, R. M. & Oliveira, N. C. de. (2012). Produtividade de grãos de aveia branca submetida a doses de trinexapac-ethyl. *Campo Digital: Revista Ciências Exatas e da Terra e Ciências Agrárias*, 7, 27-36.

Hawerth, M. C., Silva, J. A. G. da, Souza, C. A., Oliveira, A. C. de, Luche, H. de S., Zimmer, C. M., Hawerth, F. J., Schiavo, J. & Sponchiado, J.C. (2015). Redução do acamamento em aveia branca com uso do regulador de crescimento etiltrinexapac. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 50, 115-125. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-204X2015000200003>

Henriques Neto, D. et al., Sedyama, T., Souza, M. A. de, Cecon, P. R., Yamanaka, C. H., Sedyama, M. A. N., Viana, A. E. S. (2004). Tamanho de parcelas em experimentos com trigo irrigado sob plantio direto e convencional. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 39, 517-524. www.scielo.br/pdf/pab/v39n6/v39n6a01.pdf

Lopes, S. J., Storck, L., Lúcio, A. D., Lorentz, L. H., Lovato, C. & Dias, V. de O. (2005). Tamanho de parcela para produtividade de grãos de sorgo granífero em diferentes densidades de plantas. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 40, 525-530. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-204X2005000600001>

Lúcio, A. D.; Storck, L. (1999). O manejo das culturas interfere no erro experimental. *Pesquisa Agropecuária Gaúcha*, 5: 311-316.

Maat, H. (2011). The history and future of agricultural experiments. *NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences*, 57, 187–195. dx.doi.org/10.1016/j.njas.2010.11.001

- Mantai, R. D., Silva, J. A. G. da, Sausen, A. T. Z. R., Costa, J. S. P., Fernandes, S. B. V. & Ubessi, C. (2015). A eficiência na produção de biomassa e grãos de aveia pelo uso do nitrogênio. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, 19, p.343–349. <http://dx.doi.org/10.1590/1807-1929/agriambi.v19n4p343-349>
- Mantai, R. D., Silva, J. A. G. da, Arenhardt, E. G., Sausen, A. T. Z. R., Binello, M. O., Bianchi, V., Silva, D. R. da & Bandeira, L. M. (2016). The Dynamics of Relation Oat Panicle with Grain Yield by Nitrogen. *American Journal of Plant Sciences*, 7, p.17–27. <http://dx.doi.org/10.4236/ajps.2016.71003>
- Meinerz, G. R., Olivo, C. J., Fontaneli, R. S., Agnolin, C. A., Horst, T. & Bem, C. M. de. (2012). Produtividade de cereais de inverno de duplo propósito na depressão central do Rio Grande do Sul. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 41, 873-882. www.scielo.br/pdf/rbz/v41n4/07.pdf
- Nörnberg, R., Ribeiro, G., Silveira, G. da, Luche, H. De S., Baretta, D., Tessmann, E. W., Woyann, L. G. & Oliveira, A. C. de. (2014). Adaptabilidade e estabilidade de genótipos de aveia branca. *Revista Acadêmica Ciência Agrária Ambiental*, 12, 181-190. [doi: 10.7213/academica.12.03.AO03](https://doi.org/10.7213/academica.12.03.AO03)
- Paranaíba, P. F., Ferreira, D. F. & Morais, A. R. (2009a). Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimação. *Revista Brasileira de Biometria*, 27, 255-268.
- Paranaíba, P. F., Morais, A. R. & Ferreira, D. F. (2009b). Tamanho ótimo de parcelas experimentais: comparação de métodos em experimentos de trigo e mandioca. *Revista Brasileira de Biometria*, 27, 81-90.
- Pimentel-Gomes, F. (2009). *Curso de estatística experimental* (15 ed.). Piracicaba: Fealq. 451 p.
- Ramalho, M. A. P., Ferreira, D. F. & Oliveira, A. C. de. (2012). *Experimentação em genética e melhoramento de plantas*. Lavras: UFLA, 305p.

Siloriya, P. N., Rathi, G. S. & Meena, V. D. (2014). Relative performance of oat (*Avena sativa* L.) varieties for their growth and seed yield. *African Journal of Agricultural*, 9, 425-431. doi: [10.5897/AJAR2013.8165](https://doi.org/10.5897/AJAR2013.8165)

Smiderle, E. C., Botelho, F. B. S., Guilherme, S. R., Arantes, S. A. C. M., Botelho, R. T. C. & Arantes, K. R. (2014). Tamanho de parcelas experimentais para a seleção de genótipos na cultura do feijoeiro. *Comunicata Scientiae*, 5, 51-58.

Storck, L., Garcia, D. C., Lopes, S. J. & Estefanel, V. (2016). *Experimentação vegetal*. (3 ed.). Santa Maria: UFSM. 200p.

Zald, H. S. J., Ohmann, J. L., Roberts, H. M.; Gregory, M. J., Henderson, E. B., Mcgaughey, R. J., Braaten, J. (2014). Influence of lidar, Landsat imagery, disturbance history, plot location accuracy, and plot size on accuracy of imputation maps of forest composition and structure. *Remote Sensing of Environment*, 143, 26-38. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rse.2013.12.013>

Zorovski, P., Georgieva, T., Savova, T., Gotcheva, V. & Spasova, D. (2014). Productivity potential of wintering oat genotypes (*Avena sativa* L.) under the south bulgaria agroecological conditions. *Journal of Mountain Agriculture on the Balkans*, 17, 80-92.

Tabela 3.1 Coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), variância (s^2), média (m), coeficiente de variação do ensaio (CV, em %), tamanho ótimo de parcela (X_o , em número de UEB de $0,25 \text{ m}^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %), para produtividade de grãos ($\text{g } 0,25\text{m}^{-2}$) de quatro cultivares de aveia branca (*Avena sativa* L.).

Ensaio ⁽¹⁾	ρ	s^2	m	CV (%)	X_o	CV_{X_o} (%)
Cultivar URS Charrua						
1	0,31	622,11	76,28	32,70	5,78	12,92
2	-0,06	435,94	83,56	24,99	4,99	11,16
3	0,20	470,41	81,82	26,51	5,13	11,47
4	0,31	679,10	88,52	29,44	5,39	12,05
5	0,16	460,08	81,68	26,26	5,12	11,46
6	0,18	461,67	74,08	29,00	5,46	12,20
7	0,23	290,35	80,93	21,06	4,38	9,79
8	0,39	594,84	76,14	32,03	5,59	12,49
Média ⁽²⁾	0,22 a	501,81 b	80,38 a	27,75 b	5,23 b	11,69 b
Desvio-padrão	0,14	124,18	4,70	3,84	0,43	0,97
CV (%)	63,45	24,75	5,85	13,85	8,26	8,26
Cultivar URS Taura						
1	0,34	580,90	70,57	34,15	5,91	13,21
2	-0,08	500,50	63,85	35,04	6,25	13,97
3	0,24	771,44	82,78	33,55	5,97	13,34
4	0,36	494,52	64,77	34,33	5,89	13,17
5	0,12	193,15	80,92	17,18	3,88	8,67
6	-0,03	226,27	61,84	24,33	4,91	10,98
7	0,27	414,32	74,13	27,46	5,19	11,61
8	0,39	731,63	59,14	45,74	7,08	15,84
Média ⁽²⁾	0,20 a	489,09 b	69,75 b	31,47 a	5,63 b	12,60 b
Desvio-padrão	0,18	210,23	8,86	8,51	0,97	2,16
CV (%)	90,01	42,98	12,70	27,05	17,16	17,16
Cultivar URS Estampa						
1	0,25	623,37	86,98	28,70	5,37	12,01
2	0,33	582,54	77,52	31,13	5,57	12,45
3	0,06	377,78	89,62	21,69	4,54	10,16
4	0,23	472,50	74,07	29,34	5,47	12,22
5	0,46	345,18	91,80	20,24	4,02	8,99
6	0,31	280,50	75,44	22,20	4,47	10,00
7	0,06	375,40	76,65	25,28	5,03	11,25
8	0,28	308,70	68,39	25,69	4,96	11,08
Média ⁽²⁾	0,25 a	420,75 b	80,06 a	25,53 b	4,93 b	11,02 b
Desvio-padrão	0,13	126,35	8,35	3,96	0,55	1,22
CV (%)	54,79	30,03	10,44	15,52	11,09	11,09
Cultivar URS Corona						
1	-0,07	493,15	76,84	28,90	5,50	12,29
2	0,06	897,61	70,74	42,35	7,10	15,87
3	0,18	720,41	65,80	40,79	6,86	15,33
4	0,07	579,40	67,97	35,41	6,30	14,08
5	0,26	714,74	69,61	38,40	6,50	14,53
6	0,14	630,44	86,90	28,89	5,47	12,23
7	0,15	607,99	75,15	32,81	5,95	13,29
8	0,04	959,52	81,29	38,10	6,62	14,80
Média ⁽²⁾	0,10 a	700,41 a	74,29 b	35,71 a	6,29 a	14,04 a
Desvio-padrão	0,10	159,32	7,19	5,13	0,60	1,35
CV (%)	99,04	22,75	9,68	14,37	9,59	9,59

⁽¹⁾ Cada ensaio de uniformidade de tamanho $3\text{m}\times 3\text{m}$ (9 m^2) foi dividido em 36 unidades experimentais básicas de $0,5\text{m}\times 0,5\text{m}$ ($0,25 \text{ m}^2$), formando uma matriz de seis linhas e seis colunas. ⁽²⁾ Para cada estatística (ρ , s^2 , m , CV, X_o e CV_{X_o}) as médias não seguidas por mesma letra na coluna (comparação de médias entre cultivares) diferem a 5% de probabilidade pelo teste de Scott-Knott via análise de bootstrap com 10.000 reamostragens.

Tabela 3.2 Número de repetições, para avaliar a produtividade de grãos de aveia branca (*Avena sativa* L.), em experimentos no delineamento inteiramente casualizado (DIC) e no delineamento em blocos ao acaso (DBA), em cenários formados pelas combinações de i tratamentos ($i=3, 4, \dots, 50$) e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento ($d=10\%, 15\%, 20\%, 25\%$ e 30%), a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_0=6,29$ UEB ou $1,57 \text{ m}^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_0}=14,04\%$).

i	10%	15%	20%	25%	30%	10%	15%	20%	25%	30%
	DIC					DBA				
3	22,68	10,68	6,52	4,61	3,60	23,18	11,18	7,00	5,10	3,98
4	26,88	12,45	7,43	5,12	3,89	27,16	12,73	7,71	5,40	4,16
5	30,08	13,81	8,13	5,52	4,13	30,27	13,99	8,32	5,71	4,31
6	32,68	14,91	8,71	5,86	4,33	32,81	15,04	8,84	5,99	4,46
7	34,87	15,84	9,20	6,14	4,50	34,96	15,94	9,30	6,24	4,60
8	36,76	16,65	9,63	6,39	4,65	36,84	16,73	9,71	6,47	4,73
9	38,43	17,37	10,01	6,62	4,79	38,49	17,43	10,07	6,68	4,86
10	39,92	18,01	10,35	6,82	4,92	39,97	18,06	10,41	6,88	4,97
11	41,27	18,59	10,67	7,01	5,04	41,32	18,64	10,71	7,06	5,08
12	42,51	19,13	10,95	7,18	5,15	42,55	19,17	10,99	7,22	5,19
13	43,65	19,62	11,22	7,34	5,25	43,68	19,65	11,25	7,38	5,28
14	44,70	20,08	11,47	7,49	5,34	44,73	20,10	11,50	7,52	5,37
15	45,68	20,50	11,70	7,63	5,43	45,71	20,53	11,72	7,66	5,46
16	46,60	20,90	11,91	7,76	5,52	46,62	20,92	11,94	7,79	5,54
17	47,47	21,28	12,12	7,89	5,60	47,49	21,30	12,14	7,91	5,62
18	48,28	21,63	12,31	8,01	5,68	48,30	21,65	12,33	8,02	5,69
19	49,06	21,97	12,49	8,12	5,75	49,07	21,98	12,51	8,13	5,77
20	49,79	22,29	12,67	8,22	5,82	49,80	22,30	12,68	8,24	5,83
21	50,49	22,59	12,84	8,33	5,89	50,50	22,61	12,85	8,34	5,90
22	51,15	22,88	12,99	8,42	5,95	51,16	22,89	13,01	8,44	5,96
23	51,79	23,16	13,15	8,52	6,01	51,80	23,17	13,16	8,53	6,02
24	52,40	23,43	13,29	8,61	6,07	52,41	23,44	13,30	8,62	6,08
25	52,98	23,68	13,43	8,69	6,13	52,99	23,69	13,44	8,70	6,14
26	53,55	23,93	13,57	8,78	6,18	53,55	23,94	13,58	8,79	6,19
27	54,09	24,17	13,70	8,86	6,24	54,10	24,17	13,71	8,87	6,24
28	54,61	24,39	13,82	8,94	6,29	54,62	24,40	13,83	8,94	6,30
29	55,11	24,61	13,94	9,01	6,34	55,12	24,62	13,95	9,02	6,35
30	55,60	24,83	14,06	9,08	6,39	55,61	24,84	14,07	9,09	6,39
31	56,07	25,03	14,18	9,15	6,43	56,08	25,04	14,18	9,16	6,44
32	56,53	25,23	14,29	9,22	6,48	56,54	25,24	14,29	9,23	6,49
33	56,97	25,43	14,39	9,29	6,52	56,98	25,43	14,40	9,30	6,53
34	57,40	25,62	14,50	9,35	6,57	57,41	25,62	14,50	9,36	6,57
35	57,82	25,80	14,60	9,42	6,61	57,83	25,81	14,60	9,42	6,61
36	58,23	25,98	14,70	9,48	6,65	58,23	25,98	14,70	9,48	6,65
37	58,62	26,15	14,79	9,54	6,69	58,63	26,16	14,80	9,54	6,69
38	59,01	26,32	14,89	9,60	6,73	59,01	26,33	14,89	9,60	6,73
39	59,38	26,49	14,98	9,65	6,77	59,38	26,49	14,98	9,66	6,77
40	59,75	26,65	15,06	9,71	6,80	59,75	26,65	15,07	9,71	6,81
41	60,10	26,80	15,15	9,76	6,84	60,11	26,81	15,16	9,77	6,84
42	60,45	26,96	15,24	9,82	6,87	60,45	26,96	15,24	9,82	6,88
43	60,79	27,11	15,32	9,87	6,91	60,79	27,11	15,32	9,87	6,91
44	61,12	27,25	15,40	9,92	6,94	61,13	27,26	15,40	9,92	6,95
45	61,45	27,39	15,48	9,97	6,98	61,45	27,40	15,48	9,97	6,98
46	61,77	27,53	15,56	10,02	7,01	61,77	27,54	15,56	10,02	7,01
47	62,08	27,67	15,63	10,06	7,04	62,08	27,67	15,64	10,07	7,05
48	62,38	27,81	15,71	10,11	7,07	62,38	27,81	15,71	10,11	7,08
49	62,68	27,94	15,78	10,16	7,10	62,68	27,94	15,78	10,16	7,11
50	62,97	28,07	15,85	10,20	7,13	62,98	28,07	15,85	10,20	7,14

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em geral, para a cultura da aveia branca (*Avena sativa* L.) existe variabilidade da época de semeadura e das cultivares na estimativa do tamanho ótimo de parcela, avaliando as massas fresca e seca, e variabilidade das cultivares na estimativa do tamanho ótimo de parcela, para a mensuração da produtividade de grãos, pelo método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação. Visando contemplar essa variabilidade existente entre as épocas de semeadura e as cultivares de aveia branca recomenda-se utilizar o tamanho ótimo de parcela de 2 m², o qual é adequado para a avaliação da massa fresca, massa seca e produtividade de grãos, em conjunto no mesmo experimento.

Para o número de repetições, as tabelas elaboradas nesse estudo contêm informações para o usuário utilizar no planejamento experimental com a aveia branca. O usuário pode combinar o número desejado de tratamentos, repetições, delineamento requerido e a diferença mínima entre médias de tratamentos a ser detectada. Assim, em geral, para avaliar até 50 tratamentos, nos delineamentos inteiramente casualizado e blocos ao acaso, quatro repetições são suficientes para que diferenças entre médias de tratamentos de 44,75% da média do experimento sejam significativas, a 5% pelo teste de Tukey.

REFERÊNCIAS GERAIS

- AL-FEEL, M.A.; ABDULLAH, S.K.M. The Impact of Plot-Size on the Estimation of Wheat Yield in Sudan: The Case of New-Halfa Agricultural Scheme. **Agricultural Economics Working Paper Series**, s/v., n.2, 2013.
- ALVES, S.M. de F.; SERAPHIN, J.C. Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho de parcela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.39, n.2, p.105-111, 2004.
- BAGARELLO, V. et al. Effect of plot size on measured soil loss for two Italian experimental sites. **Biosystems engineering**, v.108, n.1, p.18-27, 2011.
- BANZATTO, D.A.; KRONKA, S.N. **Experimentação agrícola**. 4.ed. Jaboticabal: Editora Funep, 2013. 237p.
- BARBOSA, G.C.; CAVIGLIONE, J.H.; ANDRADE, D.S.; COSTA, A. Produção de massa seca de aveia branca em solo com aplicação de resíduos animais. **Synergismus scyentifica UTFPR**, v.4, n.1, p.1-3, 2009.
- BARRO, R.S.; SAIBRO, J.C.de; MEDEIROS, R.B.de; SILVA, J.L.S. da; VARELLA, A.C. Rendimento de forragem e valor nutritivo de gramíneas anuais de estação fria submetidas a sombreamento por *Pinus elliottii* e ao sol pleno. **Revista Brasileira Zootecnia**, v.37, n.10, p.1721-1727, 2008.
- BURIN, C.; CARGNELUTTI FILHO, A.; ALVES, B.M.; TOEBE, M.; KLEINPAUL, J.A.; NEU, I.M.M. Tamanho de parcela e número de repetições na cultura do milho em épocas de avaliação. **Bragantia**, v.74, n.3, p.261-269, 2015.
- CARDOSO, R.A.; BENTO, A.S.; MORESKI, H.M.; GASPAROTTO, F. Influência da adubação verde nas propriedades físicas e biológicas do solo e na produtividade da cultura de soja. **Semina: Ciências Biológicas e da Saúde**, Londrina, v.35, n.2, p.51-60, 2014.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; ALVES, B.M.; BURIN, C.; KLEINPAUL, J.A.; NEU, I.M.M.; SILVEIRA, D.L.; SIMÕES, F.M.; SPANHOLI, R.; MEDEIROS, L.B. Tamanho de parcela e número de repetições em ervilha forrageira. **Ciência Rural**, v.45, n.7, p.1174-1182, 2015a.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; ALVES, B.M.; BURIN, C.; KLEINPAUL, J.A.; SILVEIRA, D.L.; SIMÕES, F.M. Tamanho de parcela e número de repetições em canola. **Bragantia**, v.74, n.2, p.176-183, 2015b.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; BURIN, C.; ALVES, B.M.; FACCO, G.; STEFANELLO, R.B. Tamanho de parcela para avaliar caracteres de tremoço branco em épocas de avaliação. **Ciência Rural**, v.45, n.2, p.206-214, 2015c.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; ALVES, B.M.; TOEBE, M.; BURIN, C.; SANTOS, G.O. dos; FACCO, G.; NEU, I.M.M.; STEFANELLO, R.B. Tamanho de parcela e número de repetições em aveia preta. **Ciência Rural**, v.44, n.10, p.1732-1739, 2014a.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; ALVES, B.M.; BURIN, C.; NEU, I.M.M.; FACCO, G. Tamanho de parcela para avaliar a massa de plantas de mucuna cinza. **Comunicata Scientiae**, v.5, n.2, p.196-204, 2014b.

CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; BURIN, C.; ALVES, B.M.; NEU, I.M.M.; CASAROTTO, G.; FACCO, G. Tamanho de parcela e número de repetições em feijão de porco. **Ciência Rural**, v.44, n.12, p.2142-2150, 2014c.

CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; BURIN, C.; CASAROTTO, G.; FICK, A. L. Tamanho ótimo de parcela em milho com comparação de dois métodos. **Ciência Rural**, v.41, n.11, p.1890-1898, 2011a.

CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; BURIN, C.; FICK, A.L.; CASAROTTO, G. Tamanhos de parcela e de ensaio de uniformidade em nabo forrageiro. **Ciência Rural**, v.41, n.9, p.1517-1525, 2011b.

CASTRO, G.S.A.; COSTA, C.H.M. da; FERRARI NETO, J. Ecofisiologia da aveia branca. **Scientia Agraria Paranaensis**, v.11, n.3, p.1-15, 2012.

CBPA, Comissão Brasileira de Pesquisa de Aveia Fundação ABC. (2014). **Indicações técnicas para a cultura da aveia (grãos e forrageira)**. Passo Fundo: UPF, 136 p.

COBLENTZ, W.K.; BRINK, G.E.; ESSER, N.M.; CAVADINI, J.S. Effects of cultivar and grazing initiation date on fall-grown oat for replacement dairy heifers. **Journal of Dairy Science**, v.98, p.6455-6470, 2015.

COCCO, C.; BOLIGON, A.A.; ANDRIOLO, J.L.; OLIVEIRA, C.S.; LORENTZ, L.H. Tamanho e forma de parcela em experimentos com morangueiro cultivado em solo ou em hidroponia. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.44, n.7, p.681-686, 2009.

CONAB, Companhia Nacional de Abastecimento. (2016). **Acompanhamento da safra brasileira de grãos, v.4. Safra 2015/2016**. Quarto levantamento. Disponível em: http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/16_01_12_14_17_16_boletim_graos_janeiro_2016.pdf

DONG, S.; TANG, L.; WANG, X.; LIU, Y.; LIU, S.; LIU, Q., WU, Y.; LI, T.; SU, X.; ZHAO, C. Minimum plot size for estimating plant biodiversity of the alpine grasslands on the Qinghai-Tibetan Plateau. **Biodiversity Science**, v.21, n.6, p.651-657, 2013.

FERRAZZA, J.M.; SOARES, A.B.; MARTIN, T.N.; ASSMANN, A.L.; NICOLA, V. Produção de forrageiras anuais de inverno em diferentes épocas de semeadura. **Revista de Ciências Agrônômicas**, v.44, n.2, p.379-389, 2013.

FLOSS, E.L.; PALHANO, A.L.; SOARES FILHO, C.V.; PREMAZZI, L.M. Crescimento, produtividade, caracterização e composição química da aveia branca. **Acta Scientiarum. Animal Sciences**, v.29, n.1, p.1-7, 2007.

FONTANELI, R.S.; SANTOS, H.P.; FONTANELI, R.S.; LAMPERT, E.A. Rendimento de grãos de aveia branca em sistemas de produção com integração lavoura-pecuária, sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v.7, suplemento, p.790-796, 2012.

FRAZER, G.W.; MAGNUSSEN, S.; MULDER, M.A.; NIEMANN, K.O. Simulated impact of sample plot size and co-registration error on the accuracy and uncertainty of LiDAR-derived estimates of forest stand biomass. **Remote Sensing of Environment**, v.115, p.636-649, 2011.

GERIK, T.J.; RUSH, C.M.; JEGER, M.J. Optimizing Plot Size for Field Studies of *Phymatotrichum* Root Rot of Cotton. **Phytopathology**, v.75, n.2, p. 240-243, 1985.

GOMEZ, K.A.; GOMEZ, A.A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2ed. New York: John Miley & Sons, 1984. 680p.

GUERREIRO, R. M. & OLIVEIRA, N. C. de. Produtividade de grãos de aveia branca submetida a doses de trinexapac-ethyl. Campo Digital: **Revista Ciências Exatas e da Terra e Ciências Agrárias**, v.7, n.1, p. 27-36, 2012.

HARTWIG, I.; SILVA, J.A.G. da; CARVALHO, F.I.F. de; OLIVEIRA, A.C. de; BERTAN, I.; VALÉRIO, I.P.; SILVA, G.O. da; FINATTO, G.R.T.; SILVEIRA, G. da. Variabilidade fenotípica de caracteres adaptativos da aveia branca (*Avena sativa* L.) em cruzamentos dialélicos. **Ciência Rural**, v.37, n.2, p.337-345, 2007.

HAWERROTH, M.C.; SILVA, J.A.G. da; SOUZA, C.A.; OLIVEIRA, A.C. de; LUCHE, H. de S.; ZIMMER, C.M.; HAWERROTH, F.J.; SCHIAVO, J.; SPONCHIADO, J.C. Redução do acamamento em aveia branca com uso do regulador de crescimento etil trinexapac. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.50, n.2, p.115-125, 2015.

HENRIQUES NETO, D.; SEDIYAMA, T.; SOUZA, M.A. de; CECON, P.R.; YAMANAKA, C.H.; SEDIYAMA, M.A.N.; VIANA, A.E.S. Tamanho de parcelas em experimentos com trigo irrigado sob plantio direto e convencional. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.39, n.6, p.517-524, 2004.

HENRIQUES NETO, D.; SEDIYAMA, T.; SOUZA, M.A. de; LEITE, L.F.C.; BLANCO, F.F. Tamanho de parcela para avaliação da produção em trigo irrigado, sob dois sistemas de plantio. **Semina: Ciências Agrárias**, v.35, n.1, p.113-124, 2009.

HOLLAND, J.B. MUNKVOLD, G.P. Genetic relationships of crown rust resistance. grain yield, test weight and seed weight in oat. **Crop Science**, Madison, v.41, p.1041-1050, 2001.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) (2014). **Levantamento sistemático da produção agrícola**.

IGUE, T.; ESPIRONELO, A.; CANTARELLA, H.; NELLI, E.J. Tamanho e forma de parcela experimental para cana-de-açúcar. **Bragantia**, v.50, n.1, p.163-180, 1991.

LOPES, S.J.; LÚCIO, A.D.; LORENTZ, L.H.; LOVATO, C.; DIAS, V. de O. Tamanho de parcela para produtividade de grãos de sorgo granífero em diferentes densidades de plantas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.40, n.6, p.525-530, 2005.

LORENTZ, L.H.; MARTIN, T.N.; BOLIGON, A.A.; STORCK, L.; LÚCIO, A.D.; LOPES, S.J. Tamanho de parcela e precisão experimental em ensaios com trigo em plantio direto. **Científica**, v.35, n.2, p.129-135, 2007.

LÚCIO, A.D.; CARPES, R.H.; STORCK, L.; ZANARDO, B.; TOEBE, M.; PUHL, O.J.; SANTOS, J.R.A. dos. Agrupamento de colheitas de tomate e estimativas do tamanho de parcela em cultivo protegido. **Horticultura Brasileira**, v.28, n.2, p.190-196, 2010.

LÚCIO, A.D.; MELLO, R.M.; STORCK, L.; CARPES, R.H.; BOLIGON, A.A.; ZANARDO, B. Estimativa de parâmetros para o planejamento de experimentos com a cultura do pimentão em área restrita. **Horticultura Brasileira**, v.22, n.4, p.766-770, 2004.

MAAT, H. The history and future of agricultural experiments. **NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences**, v.57, p.187-195, 2011.

MANTAI, R.D.; SILVA, J.A.G. da; SAUSEN, A.T.Z.R.; COSTA, J.S.P.; FERNANDES, S.B.V.; UBESSI, C. A eficiência na produção de biomassa e grãos de aveia pelo uso do nitrogênio. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.19, n.4, p.343-349, 2015.

MAUYA, E.W.; HANSEN, E.H.; GOBAKKEN, T.; BOLLANDSÅS, O.M.; MALIMBWI, R.E.; NAESSET, E. Effects of field plot size on prediction accuracy of aboveground biomass in airborne laser scanning-assisted inventories in tropical rain forests of Tanzania. **Carbon Balance and Management**, v.10, n.10, p.1-14, 2015.

MEIER, V.D.; LESSMAN, K.J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abssinica*. **Crop Science**, v.11, n.5, p.648-650, 1971.

MEINERZ, G.R.; OLIVO, C.J.; FONTANELI, R.S.; AGNOLIN, C.A.; HORST, T.; BEM, C.M. de. Produtividade de cereais de inverno de duplo propósito na depressão central do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.41, n.4, p.873-882, 2012.

MICHELS, R.N.; CANTERI, M.G.; FONSECA, I.C. de B.; SILVA, M.A. de A.; FRANÇA, J.A. de. Estimation of optimal size of plots for experiments with radiometer in beans. **African Journal of Biotechnology**, v.14, n.30, p.2361-2366, 2015.

MIYASAKA, S.C.; MCCULLOCH, C.E.; FOGG, G.E.; HOLLYER, J.R. Optimum Plot Size for Field Trials of Taro (*Colocasia esculenta*). **HortScience**, v.48, n.4, p.435-443, 2013.

MORAIS, A.R. de; ARAÚJO, A.G. de; PASQUAL, M.; PEIXOTO, A.P.B. Estimativa do tamanho de parcela para experimento com cultura de tecidos em videira. **Semina: Ciências Agrárias**, v.35, n.1, p.113-123, 2014.

MOUNTIER, N.S. Plot size and guard rows in potato experiments, **Journal of Agricultural Research**, v.7, n.2, p.180-197, 1964.

NAESSET, E.; BOLLANDSÅS, O.M.; GOBAKKEN, T.; SOLBERG, S.; MCROBERTS, R.E. The effects of field plot size on model-assisted estimation of aboveground biomass change using multitemporal interferometric SAR and airborne laser scanning data. **Remote Sensing of Environment**, v.168, p.252-264, 2015.

PARANAÍBA, P.F.; FERREIRA, D.F.; MORAIS, A.R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimativa. **Revista Brasileira de Biometria**, v.27, p.255-268, 2009a.

PARANAÍBA, P.F.; MORAIS, A.R.; FERREIRA, D.F. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: comparação de métodos em experimentos de trigo e mandioca. **Revista Brasileira de Biometria**, v.27, p.81-90, 2009b.

RAMALHO, M.A.P.; FERREIRA, D.F.; OLIVEIRA, A.C. de. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: UFLA, 2012. 305p.

RESENDE, M.D.V.; SOUZA JÚNIOR, C.L. Número de repetições e tamanho de parcela para seleção de progênes de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.32, n.8, p.781-788,1997.

RESENDE, MD.V. **Genética biométrica e estatística no melhoramento de plantas perenes**. 1ed. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2009. 975p.

RIBEIRO, V.Q.; SILVA, E.C.; FREIRE FILHO, F.R. Tamanho e forma de parcelas de culturas consorciadas e solteiras de caupi e milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.19, n.11, p.1365-1371, 1984.

SANTOS, G.O. dos; CARGNELUTTI FILHO, A.; ALVES, B.M.; BURIN, C.; FACCO, G.; TOEBE, M.; KLEINPAUL, J.A.; NEU, I.M.M.; STEFANELLO, R.B. Tamanho de parcela e número de repetições em feijão guandu. **Ciência Rural**, v.46, n.1, p.44-52, 2016.

SANTOS, D.; HAESBAERT, F.M.; LÚCIO, A.D.; STORCK, L.; CARGNELUTTI FILHO, A. Tamanho ótimo de parcela para a cultura do feijão-vagem. **Revista ciência agrônômica**, v.43, n.1, p.119-128, 2012.

SILVA, L.F.de O.da; CAMPOS, K. A.; MORAIS, A.R.de; COGO, F.D.; ZAMBON, C.R. Tamanho ótimo de parcela para experimentos com rabanetes. **Revista Ceres**, v.59, n.5, p.624-629, 2012.

SILVA, E.C. Estudo do tamanho e forma de parcelas para experimentos de soja. **Pesquisa agropecuária brasileira**, v.9, série agrônômica, p.49-59, 1974.

SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in yields of agricultural crops. **Journal Agricultural Science**, v.28, n.1, p.1-23, 1938.

SOARES, A.B.; PIN, E.A.; POSSENTI, J.C. Valor nutritivo de plantas forrageiras anuais de inverno em quatro épocas de semeadura. **Ciência Rural**, v.43, n.1, p.120-125, 2013.

SOUSA, R.P. de; LIMA E SILVA, P.S.; PINHEIRO DE ASSIS, J.; BARBOSA E SILVA, P.I.; DOVALE, J.C. Optimum plot size for experiments with the sunflower. **Revista Ciência Agrônômica**, v.46, n.1, p.170-175, 2015.

STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.F.; DICKEY, D. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 3ed. Boston: WCB/McGraw Hill, 1997. 666p.

STORCK, L.; GARCIA, D.C.; LOPES, S.J.; ESTEFANEL, V. **Experimentação vegetal**. 3ed. Santa Maria: UFSM, 2016. 200p.

STORCK, L.; LÚCIO, A.D.; KRAUSE, W.; ARAÚJO, D.V.de; SILVA, C.A. Scaling the number of plants per plot and number of plots per genotype of yellow passion fruit plants. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v.36, n.1, p.73-78, 2014.

STORCK, L. Partial collection of data on potato yield for experimental planning. **Field Crops Research**, v.121, 286-290, 2011.

- STORCK, L.; BISOGNIN, D.A.; OLIVEIRA, S.J.R. de. Dimensões dos ensaios e estimativas do tamanho ótimo de parcela em batata. **Pesquisa agropecuária brasileira**, v.41, n.6, p.903-909, 2006.
- SUBEDI, K.D.; MA, B.L.; XUE, A.G. Planting date and nitrogen effects on grain yield and protein content of spring wheat. **Crop Science**, v.47, p.36-47, 2007.
- TAFERNABERRI JÚNIOR, V.; DALL'AGNOL, M.; MONTARDO, D.P.; PEREIRA, E.A.; PERES, É.R.; LEÃO, M.L. Avaliação agronômica de linhagens de aveia-branca em duas regiões fisiográficas do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.41, n.1, p.41-51, 2012.
- TREVISAN, S.A.; BALBINOT JUNIOR, A.A. Estabelecimento e crescimento inicial de cultivares de aveia para pastejo. **Unoesc & Ciência – ACET**, v.3, n.1, p.23-30, 2012.
- VALLEJO, R.L.; MENDONZA, H.A. Plot technique studies on sweetpotato yield trials. **Jornal of American Society for Horticultural Science**, Alexandria, v.117, n.3, p. 508-511, 1992.
- VIANA, A.E.S.; JOSÉ, A.R.S.; MATSUMOTO, S.N.; SALES-JÚNIOR, S.G. Estimation of optimum plot sizes in field experiments with *Annatto*. **Bragantia**, Campinas, v.61, n.2, p.181-185, 2002.
- VIANA, A.E.S.; SEDIYAMA, T.; LOPES, S.C.; CECON, P.R.; SILVA, A. A. da. Estudos sobre tamanho de parcela em experimentos com mandioca (*Manihot esculenta* Crantz). **Acta Scientiarum Agronomy**, v.25, n.2, p.281-289, 2003.
- ZALD, H.S.J.; OHMANN, J.L.; ROBERTS, H.M.; GREGORY, M.J.; HENDERSON, E.B.; McGAUGHEY, R.J.; BRAATEN, J. Influence of lidar, Landsat imagery, disturbance history, plot location accuracy, and plot size on accuracy of imputation maps of forest composition and structure. **Remote Sensing of Environment**, v.143, p. 26-38, 2014.
- ZANON, M.L.B.; STORCK, L. Tamanho de parcelas experimentais para *Eucalyptus saligna* Smith. **Ciência Rural**, v.27, n.4, p. 589-593, 1997.
- ZOHREVANDI, A.A.; POURBABAEI, H.; AKHAVAN, R.; BONYAD, A.E. Determination of appropriate grid dimension and sampling plot size for assessment of woody species diversity in Zagros Forest, Iran. **Biodiversitas**, v.17, n.1, p.24-30, 2016.
- WILBOIS, K.; SCHWAB, A.; FISCHER, H.; BACHINGER, J.; PALME, S.; PETERS, H.; DONGUS, S. **Leitfaden für Praxisversuche: Eine Anleitung zur Planung, Durchführung und Auswertung vom Praxisversuchen**. Frankfurt a-M: Bio nach EG-Öko-Verordnung, 2014. 47p.