

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

**TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE
REPETIÇÕES PARA AVALIAR A MASSA VERDE DE
PARTE AÉREA EM FEIJÃO GUANDU**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Gustavo Oliveira dos Santos

Santa Maria, RS, Brasil.

2014

**TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES
PARA AVALIAR A MASSA VERDE DE PARTE AÉREA EM
FEIJÃO GUANDU**

Gustavo Oliveira dos Santos

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado 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 **Mestre em Agronomia**.

Orientador: Prof. Dr. Alberto Cargnelutti Filho

Santa Maria, RS, Brasil.

2014

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

Santos, Gustavo Oliveira dos
Tamanho de parcela e número de repetições para avaliar a massa verde de parte aérea em feijão guandu / Gustavo Oliveira dos Santos. -2014.
58 p.; 30cm

Orientador: Alberto Cargnelutti Filho
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós-Graduação em Agronomia, RS, 2014

1. Cajanus cajan 2. Planejamento experimental 3. Precisão experimental I. Cargnelutti Filho, Alberto II. Título.

© 2014

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

E-mail: gustavo_santos_rs@hotmail.com

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

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Dissertação de Mestrado

**TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES PARA
AVALIAR A MASSA VERDE DE PARTE AÉREA EM FEIJÃO
GUANDU**

elaborada por
Gustavo Oliveira dos Santos

como requisito parcial para a obtenção do grau de
Mestre em Agronomia

COMISSÃO EXAMINADORA:

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

Sidinei José Lopes, Dr.(UFSM)

Leandro Homrich Lorentz, Dr. (UNIPAMPA)

Santa Maria, 21 de fevereiro de 2014.

A Deus

*Ao meu orientador, **Alberto***

*Aos meus pais, **João Antonio e Neiva***

*As minhas irmãs, **Silvana e Naiana***

*A minha namorada, **Francine***

Dedico este trabalho!

AGRADECIMENTOS

A Deus, que com seu poder supremo, me deu força, sabedoria, serenidade e principalmente amor para guiar minhas ações e atitudes durante esta caminhada.

A eles que não somente me motivaram, mas inspiraram-me a seguir em diante nas dificuldades, que comemoraram comigo minhas vitórias tornando-as significativas, João Antonio e Neiva, a vocês pai e mãe, agradeço por tudo que sou, pelas doses de reconhecimento e cobrança ao longo do meu desenvolvimento, os amo muito.

As minhas irmãs Silvana e Naiana que me apoiaram, sempre dispostas a me ajudar, exemplos de força e companheirismo.

A Francine Trevisan, que foi mais que uma namorada, foi uma amiga. Obrigado por estar sempre presente e me apoiar na busca dos meus objetivos e ideais.

A Universidade Federal de Santa Maria e ao Programa de Pós-Graduação em Agronomia, pela oportunidade de realização do curso de mestrado.

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de mestrado.

Ao meu orientador Alberto Cargnelutti Filho, pela paciência e dedicação ao ensinar, compartilhar as suas experiências e conhecimentos, os quais contribuíram, para o meu crescimento profissional durante todo o processo de criação e elaboração deste trabalho, mais que um orientador, um amigo pra vida toda.

Aos professores Lindolfo Storck, Sidinei José Lopes e Alessandro Dal'Col Lúcio, do setor de experimentação, pelos ensinamentos e pela amizade.

Ao coordenador do curso de Agronomia Toshio Nishijima, aos demais professores do curso de Agronomia e de Pós-Graduação em Agronomia, pelos enriquecedores ensinamentos.

Aos meus amigos e colegas do setor de experimentação vegetal: Giovani Facco, Marcos Toebe, Cláudia Burin, André Luis Fick, Bruna Mendonça Alves, Ismael Márcio Neu, Régis Bellé Stefanello, Gabriele Casarotto, Fernando Machado Haesbaert, Jéssica Kleinpaul, Anelise Varela, Lúcio Cintra, Jamile Fritzen, Jaqueline Becker e Mariana Cancian.

Aos funcionários do departamento de fitotecnia e ao secretário de pós-graduação Régis Fabiano Santos.

A todos os meus familiares, professores, pesquisadores, colegas de graduação, de pós-graduação e amigos que me apoiaram e contribuíram, direta ou indiretamente, na realização desse trabalho.

Muito Obrigado!

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Agronomia
Universidade Federal de Santa Maria

TAMANHO DE PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES PARA AVALIAR A MASSA VERDE DE PARTE AÉREA EM FEIJÃO GUANDU

AUTOR: GUSTAVO OLIVEIRA DOS SANTOS
ORIENTADOR: ALBERTO CARGNELUTTI FILHO
Local e Data da Defesa: Santa Maria, 21 de fevereiro de 2014.

Um bom planejamento de experimento deve estar relacionado com a otimização do tamanho das parcelas e do número de repetições. Assim, os objetivos deste trabalho foram: determinar o tamanho de parcela e o número de repetições para avaliar a massa verde da parte aérea do feijão guandu e, comparar as estimativas do tamanho ótimo de parcela entre épocas de avaliação no mesmo ano e entre anos. Foram realizados dois ensaios de uniformidade com feijão guandu (*Cajanus cajan* (L.) Millsp.) cultivar BRS Mandarin em dois anos agrícolas 2011/2012 e 2012/2013. No ano agrícola 2011/2012, aos 127 dias após a semeadura (DAS), foi realizada a avaliação da primeira época, onde foram avaliados 16 ensaios com 36 unidades experimentais básicas (UEB) de 1m² que foram pesadas em gramas, as plantas foram cortadas junto à superfície do solo para avaliar a massa verde da parte aérea, em gramas m², em balança eletrônica digital. Esta metodologia foi utilizada em todas as avaliações. A segunda época foi avaliada aos 139 DAS, com 24 ensaios compostos por 36 UEB de 1m². No ano agrícola 2012/2013 as avaliações foram realizadas em dez épocas, ou seja, aos 163, 167, 170, 174, 177, 181, 184, 188, 191 e 195 DAS, sendo que em cada época foram avaliados 4 ensaios com 36 UEB de 1m². Para cada ensaio, foram determinados o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), a variância (s^2), a média (m), o coeficiente de variação do ensaio (CV), o tamanho ótimo de parcela (X_o) e o coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}), conforme Paranaíba; Ferreira; Morais (2009a). A comparação das médias das estatísticas ρ , s^2 , m , CV, X_o e CV_{X_o} , entre as épocas de avaliação em cada ano agrícola e entre os anos agrícolas, independentemente de época, foi realizada por meio do teste t de *Student* para amostras independentes, a 5% de probabilidade de erro utilizando *bootstrap* com 10.000 simulações. O número de repetições foi determinado por processo iterativo para experimentos no delineamento inteiramente casualizado (DIC) e delineamento blocos ao acaso (DBA). O tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde da parte aérea de feijão guandu difere entre as épocas de avaliação no mesmo ano e não difere entre os anos, independentemente da época de avaliação. Por haver diferenças significativas entre as épocas de avaliação dentro de cada ano, o tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde da parte aérea de feijão guandu foi estimado em 8,39m², contemplando dessa forma, todas as épocas de avaliação dos dois anos agrícolas. Para avaliar a massa verde da parte aérea do feijão guandu com $CV_{X_o}=18,76\%$ e $X_o=8,39m^2$, sete repetições são suficientes em experimentos no DIC e no DBA com até 50 tratamentos para identificar em 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, diferenças significativas entre médias de tratamentos de 40% da média do experimento.

Palavras-chave: *Cajanus cajan*. Planejamento experimental. Precisão experimental.

ABSTRACT

Master Dissertation
Programa de Pós-Graduação em Agronomia
Universidade Federal de Santa Maria

PLOT SIZE AND NUMBER OF REPETITIONS TO EVALUATE THE GREEN MASS OF AERIAL PART IN PIGEONPEA

AUTHOR: GUSTAVO OLIVEIRA DOS SANTOS

ADVISER: ALBERTO CARGNELUTTI FILHO

Place and Date of the Defense: Santa Maria, 21th February, 2014.

A good planning of experiment should be related to the optimization of the size of the plots and the number of repetitions. Thus, the objectives of this study were: determine the portion size and the number of repetitions to evaluate the green mass of pigeonpea shoots and compare estimates of the size of portion between times of assessment in the same year and between years. Two tests were conducted of uniformity with pigeonpea (*Cajanus cajan* (L.) Millsp.) cultivar BRS Mandarin in two years 2011/2012 and agricultural 2012/2013. In the year 2011/2012, agricultural to 127 days after sowing (DAS), the evaluation was conducted of the first season, where they were evaluated 16 tests with 36 basic experimental units (UEB) of 1 m² were weighed in grams, plants were cut along the surface of the ground to evaluate the aboveground green mass in grams m⁻² in digital electronic personal scale. This methodology was used in all evaluations. The second time was evaluated to 139 of, with 24 essays composed 36 UEB of 1 m². In the year 2012/2013 agricultural assessments were conducted in 10 seasons to 163, 167, 170, 174, 177, 181, 184, 188, 191 and 195 of, each season was rated 4 trials with 36 UEB of 1 m². For each test, were determined the spatial autocorrelation coefficient of first order (ρ), variance (s^2), medium (m), the coefficient of variation (CV) assay, the great size of plot (X_o) and the coefficient of variation in size of parcel (CV_{X_o}) as Paranaíba; Ferreira; Morais (2009a). The comparison of the averages statistics ρ , s^2 , m , CV, X_o and CV_{X_o} , between the times of assessment in each year between agricultural and agricultural, regardless of time, was accomplished using student's t test for independent samples, the 5% probability of error using bootstrap with 10000 simulations. The number of repetitions was determined by iterative process for experiments in completely randomized design (DIC) and random blocks design (DBA). The great size of plot to evaluate the green mass of aerial part of pigeonpea differs between seasons in the same year assessment and does not differ between the years, regardless of the time of evaluation. Because there are significant differences between the eras of evaluation within each year, the great size of plot to evaluate the green mass of aerial part of pigeonpea was estimated at 8.39 m², contemplating this way, every season for the evaluation of two years. To evaluate the green mass of aerial part of pigeonpea with $CV_{X_o} = 18.76\%$ and $X_o = 8.39$ m², seven repetitions are enough in experiments in DIC and DBA with up to 50 treatments to identify the 5% probability, by Tukey test, significant differences between averages of treatments of 40% of the average of the experiment.

Key words: *Cajanus cajan*. Experimental planning. Experimental precision.

LISTA DE TABELAS

- Tabela 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 m^2) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %), para a massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*), em gramas por unidade experimental básica de $1m \times 1m$ ($1m^2$), em dezesseis ensaios de uniformidade avaliados aos 127 dias após a semeadura (primeira época) e em vinte e quatro ensaios de uniformidade avaliados aos 139 dias após a semeadura (segunda época) do ano agrícola 2011/2012 em Santa Maria-RS. 33
- Tabela 2 – Média do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), variância (s^2), média da massa verde (m), coeficiente de variação do ensaio (CV, em %), tamanho ótimo de parcela (X_o , em m^2) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %), para a massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*) nos anos agrícolas 2011/2012 e 2012/2013 em Santa Maria-RS..... 34
- Tabela 3 – 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 m^2) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %), para a massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*), em gramas por unidade experimental básica de $1m \times 1m$ ($1m^2$), em quatro ensaios de uniformidade avaliados em dez épocas (163, 167, 170, 174, 177, 181, 184, 188, 191 e 195 dias após a semeadura) do ano agrícola 2012/2013 em Santa Maria-RS. 36
- Tabela 4 – Valor-p do teste t de *Student* para amostras independentes utilizando *bootstrap* com 10.000 simulações para comparar as médias das estimativas do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), da variância (s^2), da média (m), do coeficiente de variação do ensaio (CV, em %), do tamanho ótimo de parcela (X_o , em m^2) e do coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %) entre as dez épocas de avaliação (163, 167, 170, 174, 177, 181, 184, 188, 191 e 195 dias após a semeadura) da massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*) no ano agrícola 2012/2013 (n=4 ensaios de uniformidade em cada época). 38

Tabela 5 – Número de repetições, para experimentos 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 ($d=10\%, 15\%, \dots, 50\%$), para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*) a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_0=8,39m^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_0}= 18,76\%$). Santa Maria-RS 2012/2013..... 45

Tabela 6 – Número de repetições, para experimentos 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 ($d=10\%, 15\%, \dots, 50\%$), para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*) a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_0=8,39m^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_0}= 18,76\%$). Santa Maria-RS 2012/2013..... 48

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1 – Experimento realizado no ano agrícola 2011/2012, aos 82 dias após a semeadura. Santa Maria-RS 2011/2012. 25
- Figura 2 – Experimento realizado no ano agrícola 2012/2013, aos 38 dias após a semeadura. Santa Maria-RS 2012/2013. 25
- Figura 3 – Corte das plantas de guandu para avaliação da massa verde da parte aérea. Santa Maria-RS 2011/2012 e 2012/2013. 26
- Figura 4 – Temperatura média mensal do ar durante a condução do experimento de feijão guandu no ano 2011/2012 em Santa Maria-RS..... 30
- Figura 5 – Temperatura média mensal do ar durante a condução do experimento de feijão guandu no ano 2012/2013 em Santa Maria-RS..... 31

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	14
2.1 Cultura do feijão guandu	14
2.2 Tamanho de parcela	15
2.2.1 Método de Smith	17
2.2.2 Método da Máxima Curvatura Modificado	18
2.2.3 Método de Hatheway	19
2.2.4 Método da Curvatura Máxima do Modelo do Coeficiente de Variação.....	20
2.3 Número de repetições	22
3 METODOLOGIA.....	24
3.1 Os ensaios	24
3.2 Tamanho de parcela	27
3.2.1 Método da Curvatura Máxima do Modelo do Coeficiente de Variação.....	27
3.3 Número de repetições	28
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	30
5 CONCLUSÕES.....	51
REFERÊNCIAS	52

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, a cultura de feijão guandu apresenta crescimento satisfatório até mesmo em solos deficientes em fertilidade, com bons resultados no fornecimento de massa verde, sobretudo em períodos de estiagens sendo uma planta muito versátil com a capacidade de se adaptar às condições climáticas do país se tornando uma boa opção na rotação de culturas (ALVES; MEDEIROS, 1997). O feijão guandu fixa nitrogênio sendo considerada uma extraordinária planta para recuperar a fertilidade do solo em áreas degradadas (SHELDRAKE; MARAYANAN, 1979).

O feijão guandu é uma leguminosa arbustiva, ereta, que pode variar de 0,5 a 4,0m de altura, com sistema radicular pivotante e raízes laterais bem desenvolvidas, com folhas alternadas trifolioladas, inflorescências em racemos menores do que as folhas, formando panículas sobre pedúnculos erguidos, flores amarelas ou amarelas com estrias castanhas, com facilidade de polinização cruzada. As sementes têm coloração variável: do marrom claro ao escuro, acinzentadas, as vezes com pintas avermelhadas, creme ou roxa. Na maioria das cultivares, o peso de 100 sementes está entre 7,0 e 9,5g (REDDY, 1990).

Por ter a capacidade de produzir sementes ricas em proteína, o feijão guandu pode ser utilizado como fonte protéica para alimentação humana e animal, pode ser ofertada aos animais como forragem verde para pastejo ou na forma de feno e silagem (MAIOR JÚNIOR, 2006). É uma leguminosa importante em muitos países, principalmente nos países do continente asiático e africano. A cultura do feijão guandu é cultivada para diversos usos e destaca-se como planta melhoradora de solos, devido as suas características morfológicas (PAULO et al., 2006).

Muitas vezes ao trabalhar com algumas culturas agrícolas, é difícil detectar diferenças entre os tratamentos avaliados, exigindo experimentos bem planejados e com alta precisão experimental. No planejamento experimental, os pesquisadores devem definir como será implantado o experimento, como será a condução, a avaliação e a análise dos dados. Para isso, um bom planejamento de experimento deve estar relacionado com a otimização do tamanho das parcelas e do número de repetições, para que os resultados obtidos possam gerar informações com maior acurácia para a detecção de diferenças entre os tratamentos (STEEL et al., 1997). No planejamento experimental, o tamanho ótimo de parcela a ser considerado é aquele que estabiliza a variabilidade das parcelas na área experimental (STORCK et al., 2011).

Diversas pesquisas são desenvolvidas na área de ciências agrárias e em alguns casos é constatado a carência de informações primordiais ao planejamento experimental para a realização de experimentos com algumas culturas. Até o momento não foram reportados na literatura informações sobre o tamanho de parcela e o número de repetições que devem ser utilizados em experimentos com a cultura do feijão guandu. Além disso, possível diferença de tamanho de parcela entre as épocas de avaliação dentro do mesmo ano e entre os anos agrícolas não são conhecidos. De acordo com Oliveira et al. (2005), os ensaios de uniformidade são úteis para investigar a relação entre o tamanho de parcela e a precisão dos experimentos.

Os objetivos deste trabalho foram determinar o tamanho ótimo de parcela e o número de repetições para avaliar a massa verde da parte aérea em experimentos de feijão guandu (*Cajanus cajan*) e comparar as estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_o) entre épocas de avaliação no mesmo ano e entre anos.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Cultura de feijão guandu

O feijão guandu é da família *Leguminosae*, também é classificada na subfamília *Faboideae*, na tribo *Phaseoleae* e subtribo *Cajanine*, que contempla 13 gêneros (MAESEN, 1981). O feijão guandu apresenta variabilidade genética e é originário da Índia. Há aproximadamente 4.000 anos foi levado para a região leste da África que é considerada o segundo centro de diversidade dessa cultura (MAESEN, 1981). No Brasil, pesquisadores da Embrapa Semiárido caracterizaram, avaliaram e selecionaram genótipos para a produção de grãos (SANTOS; MENEZES; ARAÚJO, 1996). O cultivo de feijão guandu no mundo no ano de 2010 alcançou cinco milhões de hectares, destacando-se a Índia como o maior produtor (FAOSTAT, 2013).

O feijão guandu é uma leguminosa arbustiva anual ou semiperene com grande importância para países dos trópicos e subtropicais. A planta de feijão guandu pode ser utilizada como planta melhoradora de solos, na recuperação de áreas degradadas, como planta fitorremediadora, para pastagens e para a alimentação de animais e humanos (AZEVEDO; RIBEIRO; AZEVEDO, 2007). O feijão guandu tem sido frequentemente utilizado em áreas semiáridas como cultura de subsistência, pelo fato de ter aptidão para produzir em solos com deficiência hídrica, apresentando-se como uma importante cultura para a agricultura (CHAUHAN, 1990).

O feijão guandu, ao ser utilizado em pastagens consorciadas com gramíneas, apresenta fornecimento contínuo e efetivo de nitrogênio (AZEVEDO; RIBEIRO; AZEVEDO, 2007). O seu sistema radicular pivotante e profundo torna a planta tolerante ao estresse hídrico, tendo ainda a competência de romper camadas adensadas de solos, conhecidas como "pé de arado". Devido a essa característica, o feijão guandu é apontado como arado biológico (NENE; SHEILA, 1990). O feijão guandu possui um sistema radicular com elevada capacidade de reciclar e absorver potássio (AMABILE, 1996). O feijão guandu é capaz de deixar no solo uma grande quantidade de folhas (2.500Kg de massa seca ha⁻¹ano⁻¹, que contém 1,5% de N), o que corresponde a aplicação de 37,5Kg de N ha⁻¹ (SEIFFERT; THIAGO, 1983). A incorporação da massa de folhas de feijão guandu ao solo proporciona um ambiente propício

ao desenvolvimento de espécies de hortaliças, tais como: cenoura, beterraba e feijão-de-vagem (ALVES et al., 2004).

O feijão guandu também pode ser cultivado em áreas com solos contaminados com herbicidas, metais pesados e poluentes orgânicos e inorgânicos, melhorando o solo por meio da fitoextração, podendo ser uma boa opção como planta fitorremediadora (PELEGRINI, 2003; PIRES, 2006). Além disso, o feijão guandu é indicado como planta alternativa para o controle de nematóides em áreas infestadas pelo nematóide *Pratylenchus brachyurus* (VALLE; FERRAZ; TEIXEIRA, 1997; INOMOTO et al., 2006; RITZINGER; FANCELLI, 2006).

O feijão guandu pode ser utilizado para produção de grãos e feno e para o arração animal (BULISANI; BRAGA, 1993). As folhas e ramos finos apresentam teores de proteína bruta entre 16 e 20% e a digestibilidade da massa seca pode variar de 50 a 65% (COSTA et al., 2001). Diversos autores apontam o feijão guandu como suplemento protéico em períodos de déficit hídrico na região dos trópicos (GOODING, 1962; SCHAAFFHAUSEN, 1965; PATEL; SHUKLA, 1973; HUMPHREYS, 1974). O farelo de grãos de feijão guandu tem alto valor protéico e pode ser empregado na alimentação de bovinos, suínos e aves. Em dietas de suínos, nas fases de crescimento e de terminação, o farelo de grãos de feijão guandu, ao ser ofertado na ração, pode substituir entre 50 a 75% da proteína oriunda do farelo de soja (BELLAYER, 2004). Dessa forma, pode ser considerada uma importante alternativa para o fornecimento de alimento de alta qualidade com custos reduzidos (RAO; COLEMAN; MAYEUX, 2002).

Na realização de experimentos em campo com algumas culturas agrícolas, o ideal é minimizar o erro experimental com o planejamento dos experimentos, pois o tamanho de parcelas e o número de repetições são importantes e influenciam diretamente a precisão dos experimentos (STORCK et al., 2011). Para o feijão guandu, até o momento, não foi reportado na literatura o tamanho ótimo de parcela e o número de repetições.

2.2 Tamanho de parcela

A definição do tamanho de parcela em experimentos agrícolas é uma das decisões importantes a serem tomadas no planejamento de experimentos, pois é dependente de muitos fatores, como por exemplo, o local do experimento, a heterogeneidade do solo e o tipo de

tratamento empregado (STORCK et al., 2011). Nos experimentos agrícolas, deve-se dar maior importância para a redução do erro experimental e ao aumento da precisão dos experimentos, que pode ser obtido a partir da aplicação de métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais. Tendo em vista que o erro experimental pode ser entendido como a variância existente entre unidades experimentais que receberam o mesmo tratamento este é estimado com as repetições, sendo um dos princípios básicos da experimentação (GOMEZ; GOMEZ, 1984; STEEL et al., 1997; STORCK et al., 2011).

Vários fatores são responsáveis pelo erro experimental, tais como: as competições intra e interparcelar, heterogeneidades do material experimental e do solo, este último é decorrente de várias causas, tais como diferenças entre: fertilidade, drenagem, topografia do terreno, manejo ou técnicas realizadas em culturas anteriores, assim como, a aplicação de fertilizantes (GOMEZ; GOMEZ, 1984; STEEL et al., 1997; STORCK et al., 2011) e diferenças edáficas mais intensificadas em regiões de clima tropical (RAMALHO et al., 2000).

Com o uso do tamanho ótimo de parcela é possível reduzir o erro experimental, no entanto alguns pesquisadores optam por tamanhos de parcela baseados em estudos empíricos não condizentes com a realidade da área experimental ou com a cultura em estudo, o que não é recomendado, já que o tamanho ótimo de parcela depende da cultura e da heterogeneidade do local experimental (LIN; MORRISON; BINNS, 1996)..

Entre os diversos métodos para a estimativa do tamanho de parcela, o da máxima curvatura modificada (LESSMAN; ATKINS, 1963), tem sido usualmente utilizado para essa finalidade. O método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009a) vem sendo utilizado para a estimativa do tamanho de parcela, e apresenta a vantagem de não necessitar o agrupamento de unidades experimentais básicas (UEB) adjacentes e em ensaios com a cultura do trigo, do arroz e mandioca se apresentou adequado para obtenção do tamanho ótimo de parcelas experimentais (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009b).

Em estudo realizado por Cargnelutti Filho et al. (2011a) foram comparadas as estimativas do tamanho ótimo de parcela entre os híbridos de milho. Nesse estudo, as análises foram feitas pelos métodos da máxima curvatura modificada (LESSMAN; ATKINS, 1963) e da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009a). Os autores concluíram que o tamanho ótimo de parcela foi de 5,04 unidade experimental básica (UEB) para o híbrido simples ($4,03\text{m}^2$), 5,24 UEB para o híbrido triplo ($4,19\text{m}^2$) e 5,53 UEB para o híbrido duplo ($4,42\text{m}^2$).

O tamanho de parcela difere entre as culturas agrícolas, pois cada cultura tem características próprias e se desenvolve de maneira distinta por questões de manejo ou heterogeneidade do solo. Muitos fatores podem desencadear tal heterogeneidade tais como: o relevo do local, a drenagem, a presença de um maior volume de material em decomposição dos cultivos anteriores, a textura, a estrutura e o estado de fertilidade do solo e ainda as variações inerentes envolvidas no preparo e manejo da área para implantar o experimento (GOMEZ; GOMEZ, 1984; RAMALHO et al., 2000; STORCK et al., 2011).

Considerando que um solo uniforme, quando cultivado da mesma maneira, apresentará plantas uniformes, Gomez & Gomez (1984) concluíram que a heterogeneidade do solo pode ser medida como a diferença de produtividade de plantas presentes em um experimento manejado uniformemente a partir de ensaios de uniformidade.

Os diversos métodos de estimação de tamanho de parcela apresentam diferentes estimativas, como já foi constatado por Cargnelutti Filho; Storck (2007), Donato et al. (2008), Henriques Neto et al. (2009) e Leite et al. (2009). As diferentes estimativas podem ocorrer mesmo em métodos que se baseiam em princípios semelhantes, como já foi observado por Lorentz; Erichsen; Lúcio (2012).

2.2.1 Método de Smith

Smith (1938) propôs um método para determinar o tamanho de parcela com base na relação entre a variância das médias de parcelas de diversos tamanhos e o tamanho da parcela. O autor descreve a variância entre parcelas como $VU(x) = v1/x^b$, em que $v1$ é a variância das respostas de parcelas constituídas por uma unidade básica experimental; X é o número de unidades experimentais básicas que compõe a parcela e “ b ” é o índice de heterogeneidade do solo, variando entre os valores de zero e um, o índice “ b ” varia positivamente tendendo a um, quando a heterogeneidade do solo aumenta (SMITH, 1938).

O valor de “ b ” pode ser obtido pela transformação logarítmica da fórmula $VU(x) = v1/x^b$ em que: $\log(VU(x)) = \log(v1) - b \cdot \log(x)$, sendo que, Smith recomenda que ao ajustar a regressão, cada ponto seja ponderado pelo número de graus de liberdade associado a ele (SMITH, 1938).

Assim, com o intuito de determinar o tamanho ótimo de parcelas, foi associado o coeficiente “b” a fatores de custo, então o tamanho de parcela pode ser estimado pela expressão $X_o = \frac{bK_1}{(1-b)K_2}$, em que k_1 é o custo proporcional ao número de parcelas por tratamento e K_2 refere-se as estimativas de custo associadas com a área total por tratamento. Deste modo, o valor de X_o aumenta com o aumento do valor de “b” para uma mesma relação K_1/K_2 , ou seja, experimentos com áreas heterogêneas necessitam de parcelas de maior tamanho (SMITH, 1938).

Koch; Rigney (1951) concluíram que a partir dos dados de determinados delineamentos experimentais seria possível determinar o valor de “b”, de forma que as esperanças matemáticas dos quadrados médios da análise de variância de alguns experimentos com efeito de tratamento poderiam ser relacionadas com as esperanças matemáticas da análise de variância de dados provenientes de experimentos em branco, não sendo necessário portanto a realização desses experimentos, evitando o uso de recursos financeiros, humanos e materiais envolvidos na implantação e condução dos ensaios experimentais.

Para determinar o valor de “b” pelo Método de Koch; Rigney (1951), de uma determinada área é recomendado utilizar um maior número possível de experimentos, obtendo-se uma estimativa média caso seja possível, deve-se incluir subparcelas e sub-subparcelas para melhor caracterizar a relação entre o tamanho de parcela e a respectiva variância. Esta metodologia para estimativa de “b” foi baseada nos resultados de experimentos executados em delineamentos como o látice ou em parcelas subdivididas (KOCH; RIGNEY, 1951).

Hatheway; Williams (1958) ao analisar a obtenção do valor de “b” feita por Smith (1938), sugeriram uma outra ponderação através de uma estimativa não tendenciosa, podendo ser utilizado para dados originados de experimentos com efeito de tratamentos ou experimentos em branco.

2.2.2 Método da Máxima Curvatura Modificado

O Método da Máxima Curvatura Modificado proposto por Lessman; Atkins (1963), surgiu a partir da combinação do Método da Máxima Curvatura descrito por Federer (1955),

com o Método de Smith (1938). Esse método consiste em representar graficamente os coeficientes de variação de cada parcela contra os respectivos tamanhos.

Desta forma, relacionando o coeficiente de variação com o tamanho da parcela pela equação $CV(x) = \frac{A}{X^B}$ em que CV (x) é o coeficiente de variação entre as parcelas com X unidade experimental básica (UEB) de tamanho e A e B são os parâmetros a serem estimados usando a transformação logarítmica da função por meio de regressão. Determina-se algebricamente a região da curvatura máxima visando o maior valor angular entre duas tangentes sucessivas a curva, ou seja, a maior taxa direcional de mudança na função para incrementos iguais no valor das abscissas, que pode ser obtida pela fórmula $\text{tg } \theta = \frac{M2-M1}{1+M2*M1}$, em que M1 e M2 são as inclinações da reta (LESSMAN; ATKINS, 1963).

Para Lessman; Atkins (1963), o ponto de máxima curvatura pode ser obtido pela expressão $X_0 = 2B + \sqrt{\frac{A^2 B^3}{B+1}}$. Após estudos, Meier; Lessman (1971) apontaram que a curvatura é máxima quando se obtém ponto em que a derivada de uma função (Y) em relação a uma variável $Z = f(x)$ é igual a zero, em que $Y = \frac{Z''}{\sqrt{(1+Z'^2)^3}}$ com Z' e Z'' derivadas de primeira e de segunda ordem da função. Especificamente na função $Z = \frac{a}{X^b}$, o ponto da máxima curvatura corresponde ao valor da abscissa $X_0 = \left[\frac{a^2 b^2 (2b+1)}{b+2} \right]^{\frac{1}{2b+2}}$.

Em estudo realizado com a cultura de mandioca, os autores apontaram que o método da máxima curvatura modificado forneceu resultados mais precisos, pois apresentou uma equação de regressão para explicar a relação entre os coeficientes de variação e os respectivos tamanhos de parcelas (VIANA et al., 2002).

2.2.3 Método de Hatheway

Este método, proposto por Hatheway (1961), surgiu a partir das fórmulas de Smith (1938), $VU(x) = V1/X^b e r = 2C^2(T1 + T2)^2/d^2$ de Cochran; Cox (1957), em que r= número de repetições necessárias para identificar uma diferença mínima significativa entre duas médias; d= diferença mínima significativa em percentagem da média; C= erro padrão por parcela, obtido pelo coeficiente de variação (CV), em percentagem da média; T1= valor crítico da distribuição de t de Student em nível de $\alpha 1$ de probabilidade, conforme as hipóteses

do experimento; T_2 = valor crítico bilateral da distribuição de t de Student, em nível $\alpha = 2 \cdot (1 - P)$ de probabilidade, sendo P = probabilidade de obtenção de resultado significativo ou poder do teste.

Portanto, o método de Hatheway visa o cálculo do tamanho de parcela com base no número de repetições do experimento e da diferença encontrada entre médias de tratamentos expressos em percentagem da média D, cuja fórmula é $D = \sqrt{2(t_1 + t_2)^2 A^2 / r X_0^b}$ em que r é o número de repetições, X_0 é o tamanho ótimo de parcela, A e b são estimativas obtidas nas funções $CV(x) = A/X^b$ e $VU(x) = V_1/X^b$, t_1 é o valor tabelado de t para testes de significância (bilateral em 5%) e t_2 é o valor tabelado de t correspondente a um erro de $2(1 - P)$, sendo P a probabilidade de se obter resultados significativos (HATHEWAY, 1961). Para Hatheway (1961), todos os pesquisadores que optarem por este método deverão especificar o número de repetições que será utilizado, o valor de “b” e a precisão requerida, combinando os valores de α , da diferença mínima significativa em percentagem da média (d), e a probabilidade de obtenção de resultado significativo (P).

O método de Hatheway tem sido utilizado em diversos experimentos, como experimentos com a cultura do trigo no sistema plantio direto (LORENTZ et al., 2007) e em experimentos com morangueiros cultivados em hidroponia ou em solo (COCCO et al., 2009).

Para simplificar os laboriosos procedimentos experimentais para estimação do tamanho ótimo de parcela, Paranaíba; Ferreira; Morais (2009a) propuseram o método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação, sendo mais vantajoso do que os demais métodos de estimação por empregar um menor número de cálculos, ser mais simples e resultar em estimativas com elevada confiabilidade.

2.2.4 Método da Curvatura Máxima do Modelo do Coeficiente de Variação

Paranaíba; Ferreira; Morais (2009a) propuseram o método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação para a determinação do tamanho ótimo de parcelas. Este método se fundamenta no coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem, na variância amostral e na média amostral das parcelas experimentais. Cargnelutti Filho et al. (2011c) em um estudo para estimação do tamanho ótimo de parcela pelo método do modelo linear de resposta com platô e pelo método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de

variação observaram a não concordância entre os dois métodos citados mas, consideraram o método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação o mais promissor, devido a sua simplicidade de uso.

O intuito do método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação é considerar o coeficiente de variação entre os totais das parcelas de tamanho X que é função deste número de UEB agrupadas. Obtendo a expressão do $CV(x)$ entre totais é aplicado o método da curvatura máxima para determinar X_0 , uma vez que $CV(x)$ é uma função de X , considerando as demais quantidades conhecidas e constantes (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009a).

Para Paranaíba; Ferreira; Morais (2009a), o método pode ser entendido da seguinte maneira: Seja Y o total de X parcelas, representado por $Y = \sum_{i=1}^X Z_i$, em que Z_i = variável aleatória Z correspondente a i -ésima UEB. Sendo descrito pelo seguinte modelo: $Z_i = \mu + \epsilon_i$, em que μ é a média geral das parcelas com uma UEB; ϵ_i é o erro experimental associado à observação Z_i e, tal que, $\epsilon_i = \rho\epsilon_{i-1} + U_i$, sendo ρ o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem, U_i o erro experimental “puro”, independente e $E(U_i) = 0$ e $V(U_i) = \sigma^2, \forall i = 1, 2, \dots, rc$. Então, a variância de Y é dada por: $V(Y) = V(\sum_{i=1}^X Z_i) = X(1 - \rho^2)\sigma^2$. O coeficiente de variação é dado pela raiz quadrada dessa variância, dividido pela média geral $E(Y) = X\mu$, multiplicado por 100. Logo, $CV = \frac{100\sqrt{(1-\rho^2)\sigma^2/\mu^2}}{\sqrt{X}}$.

Os parâmetros μ, σ^2 e ρ não são conhecidos e devem ser estimados a partir da amostra original, por: $\mu = \bar{Z} = \frac{\sum_{i=1}^{rc} Z_i}{rc}$, $\sigma^2 = S^2 = \frac{1}{rc-1} [\sum_{i=1}^{rc} Z_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^{rc} Z_i)^2}{rc}]$, $\rho = \frac{\sum_{i=1}^{rc} (\epsilon_i - \bar{\epsilon})(\epsilon_{i-1} - \bar{\epsilon})}{\sum_{i=1}^{rc} (\epsilon_i - \bar{\epsilon})^2}$, em que ϵ_i e ϵ_{i-1} são os erros de um modelo contendo apenas o intercepto, nas unidades experimentais básicas i e $i-1$, respectivamente. Assim, o coeficiente de variação amostral entre totais de parcelas de tamanho X pode ser expresso por: $CV(x) = \frac{100\sqrt{(1-\rho^2)s^2/Z^2}}{\sqrt{X}}$, em que verifica-se que $CV(x)$ é uma função de X dados ρ, s^2 e Z (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009a).

Portanto, o máximo da função de curvatura é obtido derivando-se K em relação a X , igualando-se a zero a expressão resultante e resolvendo em X . Então, o ponto de máxima curvatura é dado por: $X_0 = \frac{10^3 \sqrt{2(1-\rho^2)s^2 Z}}{Z}$, determinando o tamanho ótimo de parcela sem a necessidade de agrupar as UEB, que é a grande vantagem desse método (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009a).

Em estudo realizado por Cargnelutti Filho et al. (2011b) com cultura de nabo forrageiro (*Raphanus sativus L.*), os autores utilizaram o método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação para estimar o tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde, cujo estimativa foi de 4,82 unidades experimentais básicas de 0,25m² (1,20m²).

Aliado ao tamanho de parcela, o número de repetições tem grande importância no planejamento dos experimentos, pois o uso de um número adequado de repetições, possibilita uma boa estimativa do erro experimental, melhorando a precisão das estimativas das médias bem como o poder dos testes estatísticos (PATERSON, 1939).

2.3 Número de repetições

As repetições podem ser entendidas como a aplicação dos tratamentos sobre duas ou mais unidades experimentais e são imprescindíveis para estimar o erro experimental e para avaliar de forma mais precisa o efeito de cada tratamento bem como, para estimar a média dos tratamentos. Com maior número de repetições, resultados mais precisos podem ser obtidos (PATERSON, 1939). Para a definição do número de repetições deve-se levar em conta fatores tais como: o número de tratamentos, a disponibilidade de área experimental, a porcentagem desejada de discriminação dos tratamentos e o delineamento experimental utilizado (GOMEZ; GOMEZ, 1984; RAMALHO et al., 2000). Para Storck et al. (2011), deve-se dar preferência a um número máximo de repetições aliados a parcelas pequenas desde que sejam compatíveis com os tratamentos a serem aplicados. Experimentos com número reduzido de tratamentos necessitam de maior número de repetições (PIMENTEL GOMES, 2000).

O número de repetições em ensaios experimentais pode ser obtido pelo método de Hatheway (1961), cuja expressão é $r = \frac{2(t_1+t_2)^2 A^2}{d^2 X^b}$, em que r = número de repetições requerido para detectar diferenças de d unidades; d = diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos expressa em porcentagem da média; A = estimativa do coeficiente de variação em porcentagem para uma UEB; o coeficiente B mede a associação entre o CV(x) e o tamanho da parcela X; t1 = valor da tabela de t para testes de significância (bilateral em 5%), e t2 = valor da tabela de t correspondente a 2(1-P), em que P é a probabilidade de se obter resultados significativos; X = tamanho ótimo de parcela; e, b = índice de heterogeneidade do solo (HATHEWAY, 1961). Resultados sobre o número de repetições calculados a partir do

método de Hatheway em culturas de leguminosas são apresentados por Martin et al. (2005), que determinaram que o número de repetições que confere uma precisão adequada é igual a sete em algumas cultivares de soja. Para Rosseti (2002), o uso de maior número de repetições com parcelas menores permite diminuir o tamanho da área experimental, utilizando um menor número de plantas no experimento, reduzindo assim os custos com a implantação e a condução dos experimentos.

Algumas metodologias são baseadas nas estimativas do coeficiente de variação, obtidos a partir de análises de variância realizadas com tamanhos das unidades experimentais básicas diferentes (SILVA et al., 2005). A partir do ponto que o aumento do tamanho da unidade experimental não melhora a precisão, um aumento desta, poderá ser obtido com o uso de maior número de repetições (CARGNELUTTI FILHO et al., 2012).

3 METODOLOGIA

3.1 Os ensaios

Os dados utilizados nesse estudo foram provenientes de dois ensaios de uniformidade (experimentos sem tratamentos), com a cultura de feijão guandu (*Cajanus cajan* (L.) Millsp.) cultivar BRS Mandarin, conduzidos em área experimental de 1.848m² do Departamento de Fitotecnia, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), Santa Maria, Estado do Rio Grande do Sul (RS). Nesses ensaios de uniformidade, todos os procedimentos (preparo do solo, adubação e tratos culturais) foram realizados da mesma maneira em toda a área experimental. O clima da região é Cfa (Subtropical sem estação seca e com verões quentes) de acordo com a classificação de Köppen (KUINCHTNER; BURIOL, 2001).

Os ensaios de uniformidade foram realizados em dois anos agrícolas (2011/2012 e 2012/2013). Durante o período de realização desses ensaios de uniformidade, a temperatura do ar, foi medida diariamente, na Estação Meteorológica da Universidade Federal de Santa Maria conveniada ao oitavo distrito de meteorologia do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), localizada a 30 metros da área experimental.

O solo do local é uma transição entre a Unidade de Mapeamento São Pedro (Argissolo Vermelho distrófico arênico) e a Unidade de Mapeamento Santa Maria (Alissolo Hipocrômico argilúvico típico) (STRECK et al., 2008).

No primeiro ensaio de uniformidade (Figura 1) a semeadura de feijão guandu foi realizada a lanço no dia 26/01/2012, com densidade de 20 sementes m⁻² e a emergência das plantas ocorreu no dia 31/01/2012.



Figura 1 – Experimento realizado no ano agrícola 2011/2012, aos 82 dias após a semeadura. Santa Maria-RS 2011/2012.

Fonte: Santos, 2012.

A semeadura no segundo ano agrícola 2012/2013 (segundo experimento) foi realizada no mesmo local do experimento do primeiro ano, esta foi realizada no dia 20/11/2012, em linha, com espaçamento entre linhas de 50cm e com densidade de 20 sementes por metro linear (Figura 2). Nesse experimento a emergência das plantas ocorreu no dia 01/12/2012. A adubação de base utilizada nos dois anos agrícolas foi de 800kg ha^{-1} , da fórmula NPK (05-20-20).



Figura 2 – Experimento realizado no ano agrícola 2012/2013, aos 38 dias após a semeadura. Santa Maria-RS 2012/2013.

Fonte: Santos, 2013.

Após a emergência das plantas de feijão guandu, foi realizado no dia 05/03/2012 o controle químico de plantas daninhas, em que foi utilizado o herbicida com princípio ativo sethoxydim (184g L^{-1}), na dosagem de $1,21\text{ ha}^{-1}$ + adjuvante na dosagem de $0,251\text{ ha}^{-1}$. No mesmo dia, foi realizado o controle de insetos com o inseticida de princípio ativo zeta-cipermetrina (350g L^{-1}), na dosagem de 11 ha^{-1} . Após alguns dias, no dia 23/03/2012, foi realizado um novo controle com inseticida de princípio ativo tiametoxam + lambda-cialotrina ($141\text{g L}^{-1} + 106\text{g L}^{-1}$), na dosagem de $0,21\text{ ha}^{-1}$. Na área experimental também foi constatada a presença de plantas daninhas competindo com a cultura, possivelmente, estiveram fora do espectro de controle do herbicida utilizado então, uma forma eficiente de eliminá-las, foi por meio de capina manual realizada nos dias 11, 21 e 29/03/2012.

A área útil do experimento no ano agrícola 2011/2012, foi dividida em duas partes, caracterizando cada época de avaliação. Para a realização da primeira época de avaliação de massa verde de parte aérea de feijão guandu, em 576m^2 do experimento foram definidos 16 ensaios de uniformidade de tamanho $6\text{m} \times 6\text{m}$ (36m^2), formando uma matriz de seis linhas e seis colunas, composto de 36 unidades experimentais básicas (UEB) de $1\text{m} \times 1\text{m}$ (1m^2).

Na fase de florescimento do feijão guandu, aos 127 dias após a semeadura (DAS) (primeira época de avaliação) em cada UEB dos 16 ensaios foram cortadas as plantas junto à superfície do solo com o auxílio de um facão (Figura 3) e pesada a massa verde de parte aérea de feijão guandu em gramas m^{-2} em uma balança eletrônica digital.



Figura 3 – Corte das plantas de guandu para avaliação da massa verde da parte aérea. Santa Maria-RS 2011/2012 e 2012/2013.

Fonte: Santos, 2013.

Para a segunda época de avaliação de massa verde de parte aérea de feijão guandu do ano agrícola 2011/2012, em 864m² restantes do experimento foram locados 24 ensaios de uniformidade de tamanho 6m x 6m (36m²), formando uma matriz de seis linhas e seis colunas, sendo cada ensaio composto de 36 UEB de 1m x 1m (1m²) que foram avaliadas aos 139 DAS, seguindo a mesma metodologia de coleta de dados de massa verde de parte aérea realizada na primeira época de avaliação.

No segundo experimento, no ano agrícola 2012/2013, para avaliação de massa verde de parte aérea de feijão guandu, a área útil do experimento foi dividida em dez partes caracterizando cada época de avaliação. Cada parte foi composta de quatro ensaios de uniformidade de tamanho 6m x 6m (36m²), formando uma matriz de seis linhas e seis colunas, apresentando 36 UEB de 1m x 1m (1m²).

Da mesma maneira como no primeiro ano, em cada UEB foram cortadas as plantas junto à superfície do solo com o auxílio de um facão e pesada a massa verde de parte aérea de feijão guandu em gramas m⁻² por meio de uma balança eletrônica digital. Dessa forma, os dados coletados de massa verde de parte aérea de feijão guandu foram provenientes de dez épocas de avaliação realizadas aos 163, 167, 170, 174, 177, 181, 184, 188, 191 e 195 DAS.

3.2 Tamanho de parcela

3.2.1 Método da Curvatura Máxima do Modelo do Coeficiente de Variação

Para cada ensaio de uniformidade dos experimentos do primeiro e segundo ano, conduzidos nos anos agrícolas 2011/2012 e 2012/2013, respectivamente, com os dados de massa verde da parte aérea do feijão guandu, das 36 UEB foram determinados: o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), a variância (s^2), a média (m), o coeficiente de variação do ensaio (CV, em %), o tamanho ótimo de parcela (X_o , em m²) e o coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}, em %).

A estimativa de ρ , de cada ensaio de uniformidade, foi obtida no sentido das linhas, conforme metodologia de Paranaíba; Ferreira; Morais (2009a). Para isso, iniciou-se o caminhar 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

finalizar o caminhamento na UEB localizada na linha 6 coluna 1. Após, em cada um dos 16 ensaios de uniformidade da primeira época de avaliação e em cada um dos 24 ensaios de uniformidade da segunda época de avaliação, do ano agrícola 2011/2012, e nos 40 ensaios de uniformidade das dez épocas de avaliação do experimento do segundo ano 2012/2013, foi determinado o tamanho ótimo de parcela (X_o) pelo método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação por meio da expressão $X_o = \frac{10\sqrt[3]{2(1-\rho^2)s^2m}}{m}$ (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009a). A seguir foi determinado o coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}), em percentagem, por meio da expressão $CV_{X_o} = \frac{\sqrt{(1-\rho^2)s^2/m^2}}{\sqrt{X_o}} \times 100$ (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009a). Assim, para cada ensaio de uniformidade (80 ensaios) foram obtidas estimativas das estatísticas ρ , s^2 , m , CV , X_o e CV_{X_o} , para cada uma das duas épocas de avaliação do primeiro ano agrícola e para cada uma das dez épocas de avaliação do segundo ano agrícola.

A comparação das médias das estatísticas ρ , s^2 , m , CV , X_o e CV_{X_o} , entre as duas épocas de avaliação ($n=16$ ensaios de uniformidade na primeira época e $n=24$ ensaios de uniformidade na segunda época) do experimento do primeiro ano e entre as dez épocas de avaliação do experimento do segundo ano ($n=4$ ensaios de uniformidade em cada época) e a comparação do tamanho de parcela, entre os dois anos, independentemente de época de avaliação foi realizada pelo teste t de Student para amostras independentes, em 5% de probabilidade de erro utilizando bootstrap com 10.000 simulações. As análises estatísticas foram realizadas com o programa Bioestat 5.0 e o aplicativo Office Excel.

3.3 Número de repetições

Para o cálculo do número de repetições, foi levado em consideração a diferença mínima significativa (d) do teste de Tukey, que é expressa em percentagem da média do experimento. Esta diferença mínima significativa (d) é estimada pela expressão:

$$d = \frac{q_{\alpha(i;GLE)} \sqrt{\frac{QME}{r}}}{m} \times 100, \text{ em que: } q_{\alpha(i;GLE)} \text{ é o valor crítico do teste de Tukey em nível } \alpha \text{ de probabilidade de erro, nesse estudo foi considerado } \alpha=0,05; i \text{ é o número de tratamentos do}$$

probabilidade de erro, nesse estudo foi considerado $\alpha=0,05$; i é o número de tratamentos do

experimento; e, GLE é o número de graus de liberdade do erro, considerando que para o cálculo do GLE em delineamento inteiramente casualizado (DIC) deve-se utilizar $i(r-1)$ e em delineamento blocos ao acaso (DBA) deve-se utilizar $(i-1)(r-1)$, QME é o quadrado médio do erro, r é o número de repetições e m é a média do experimento. Dessa forma, substituindo a expressão do coeficiente de variação experimental $\left(CV = \frac{\sqrt{QME}}{m} \times 100 \right)$, em percentagem, na expressão para o cálculo de d e isolando r têm-se $r = \left(\frac{q_{\alpha(i;GLE)} CV}{d} \right)^2$. Para o cálculo do número de repetições desse estudo, o CV é expresso em percentagem corresponde ao CV_{X_0} , pois esse é o CV esperado para o experimento com o tamanho ótimo de parcela (X_0) determinado.

Nesse estudo, foi considerado o maior tamanho de parcela ($X_0 = 8,39m^2$), pois houve diferença significativa entre o tamanho ótimo de parcela (X_0) entre as épocas de avaliação nos dois anos agrícolas e, conseqüentemente, houve diferença significativa do CV_{X_0} então, foi utilizado para o cálculo o CV_{X_0} da respectiva época ($CV_{X_0} = 18,76\%$), determinando o número de repetições (r), por processo iterativo até a convergência, para experimentos nos delineamentos inteiramente casualizado (DIC) e delineamentos blocos ao acaso (DBA), tendo em vista que foram formados cenários pelas combinações de i ($i=3, 4, \dots, 50$) e d ($d=10\%, 15\%, \dots, 50\%$). Dessa forma, quando se estabelecer menores valores de d maior será a precisão experimental.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com os dados coletados na Estação de Meteorologia da Universidade Federal de Santa Maria, constatou-se que a temperatura do ar nos meses durante a condução dos experimentos em dois anos agrícolas foi mais elevada no período inicial e apresentou temperaturas mais baixas no período final. Foi observado que no ano agrícola 2011/2012 a temperatura do ar apresentou maior variação em relação ao segundo ano (Figura 4).

Analisando o rendimento de massa verde de parte aérea de feijão guandu entre as duas épocas de avaliação no ano agrícola 2011/2012, pode-se supor que o menor rendimento na avaliação aos 139 DAS pode ser atribuído as baixas temperaturas do ar presentes nesta época de avaliação concordando com o que foi relatado por Calegari et al. (1992) que afirma que a produtividade de fitomassa verde de feijão guandu é influenciada pela temperatura e que as baixas produtividades de feijão guandu estão associadas a temperaturas do ar mais baixas, já que a temperatura média ideal para o seu desenvolvimento está entre 20°C e 30°C.

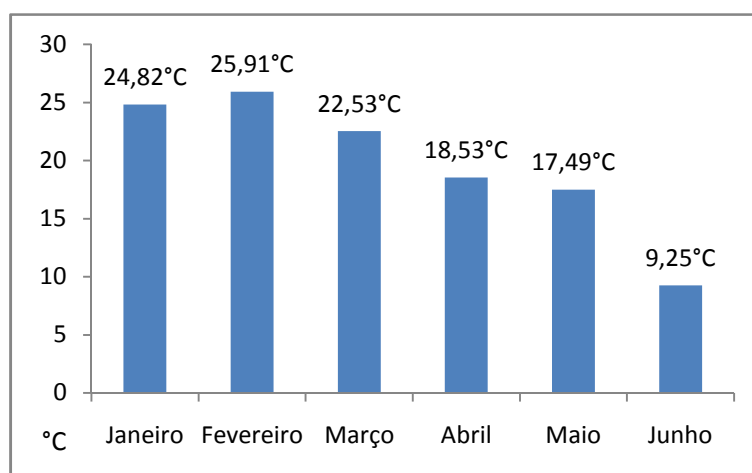


Figura 4 – Temperatura média mensal do ar durante a condução do experimento de feijão guandu no ano 2011/2012 em Santa Maria-RS.

Já no ano agrícola 2012/2013, os dados coletados pela estação automática registraram menores diferenças entre as temperaturas, constatando-se que a temperatura média mensal do ar no segundo ano agrícola durante a condução do experimento apresentou-se mais estável, evidenciando a variabilidade climática entre os anos (Figura 5).

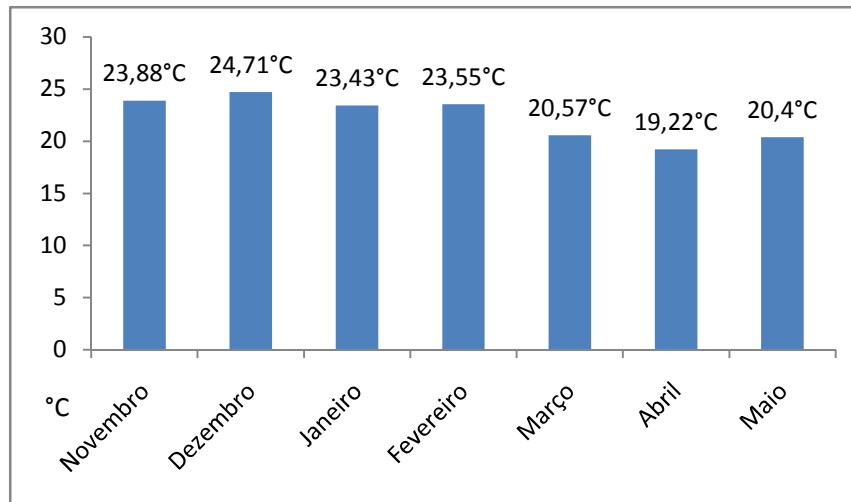


Figura 5 – Temperatura média mensal do ar durante a condução do experimento de feijão guandu no ano 2012/2013 em Santa Maria-RS.

A variabilidade existente quanto a produção de massa verde de parte aérea de feijão guandu nos dois anos agrícolas, justificou-se pelas diferentes condições climáticas presentes em cada ano, já que nos dois anos agrícolas a variedade utilizada, o manejo e os tratamentos culturais foram similares nos dois ensaios experimentais em cada ano agrícola, concordando com o que foi relatado por Lorentz e Dal'col Lúcio (2009) quanto a produção em um estudo de tamanho e forma de parcela para pimentão que a variabilidade existente pode ser atribuída à diferença entre as condições climáticas.

Em relação aos dados da massa verde de feijão guandu (*Cajanus cajan*) do experimento do ano agrícola 2011/2012, houve variabilidade das 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_o) e do coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}) entre os 16 ensaios de uniformidade, avaliados aos 127 dias após a semeadura (primeira época) e entre os 24 ensaios de uniformidade avaliados aos 139 dias após a semeadura (segunda época). No ano agrícola 2012/2013, também foi observado variabilidade das 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_o) e do coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}).

Considerando que os experimentos em campo apresentam variabilidade esta é refletida na variabilidade das estatísticas ρ , s^2 , m , CV, X_o e CV_{X_o} , e o estudo dessas é a base para realização de experimentos bem planejados com o intuito de utilizar tamanhos de

parcela e número de repetições adequados. Nesse sentido as estimativas X_o e CV_{X_o} são calculadas com base em ρ , s^2 e m por meio do método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009a).

Na Tabela 1, estão expressas 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_o , em m^2) e do coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em $\%$), segundo o método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação PARANAÍBA; FERREIRA; MORAIS, 2009a), para o primeiro ano (2011/2012).

Tabela 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 m^2) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %), para a massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*), em gramas por unidade experimental básica de $1m \times 1m$ ($1m^2$), em dezesseis ensaios de uniformidade avaliados aos 127 dias após a semeadura (primeira época) e em vinte e quatro ensaios de uniformidade avaliados aos 139 dias após a semeadura (segunda época) do ano agrícola 2011/2012 em Santa Maria-RS.

Ensaio ⁽¹⁾	Dias após a semeadura	ρ	s^2	$m(g)$	CV(%)	$X_o(m^2)$	$CV_{X_o}(\%)$
1	127	-0,23	630.608,94	2.469,25	32,16	5,81	12,99
2	127	-0,18	452.903,22	2.472,92	27,21	5,23	11,70
3	127	0,04	1.061.425,43	1.657,94	62,14	9,17	20,51
4	127	0,07	850.237,43	2.288,33	40,29	6,86	15,34
5	127	0,22	566.233,23	2.322,44	32,40	5,84	13,07
6	127	-0,15	732.538,19	2.410,92	35,50	6,27	14,02
7	127	-0,12	913.366,33	1.763,31	54,20	8,34	18,64
8	127	0,07	890.972,82	2.201,08	42,88	7,15	15,99
9	127	0,06	572.470,40	2.284,00	33,13	6,02	13,47
10	127	-0,15	673.381,11	2.593,17	31,64	5,81	12,98
11	127	0,01	596.465,97	1.733,83	44,54	7,35	16,43
12	127	0,09	815.285,06	1.899,53	47,53	7,65	17,11
13	127	0,18	546.123,23	2.427,97	30,44	5,64	12,61
14	127	-0,05	467.223,26	2.109,78	32,40	5,94	13,28
15	127	-0,12	518.575,56	1.832,92	39,29	6,72	15,04
16	127	0,08	482.665,79	1.816,75	38,24	6,62	14,81
1	139	-0,02	363.275,02	2.192,89	27,49	5,33	11,91
2	139	-0,09	932.501,40	2.196,50	43,96	7,27	16,25
3	139	-0,15	356.343,96	1.602,92	37,24	6,48	14,48
4	139	-0,03	455.942,31	1.591,44	42,43	7,11	15,90
5	139	0,25	671.597,99	2.109,69	38,85	6,57	14,69
6	139	-0,24	449.991,69	1.863,17	36,00	6,26	13,99
7	139	-0,26	471.373,86	1.618,47	42,42	6,95	15,54
8	139	-0,04	558.664,63	1.419,06	52,67	8,21	18,36
9	139	0,11	514.850,41	1.803,22	39,79	6,79	15,18
10	139	-0,27	658.334,26	1.684,53	48,17	7,56	16,90
11	139	0,26	734.603,86	1.533,83	55,88	8,35	18,67
12	139	0,13	388.225,85	1.453,44	42,87	7,12	15,93
13	139	0,24	645.929,96	1.164,58	69,01	9,65	21,59
14	139	0,08	586.895,70	1.475,31	51,93	8,12	18,16
15	139	0,11	492.632,71	1.249,17	56,19	8,55	19,11
16	139	0,14	515.728,16	1.448,19	49,59	7,84	17,54
17	139	0,13	323.024,38	699,72	81,23	10,91	24,39
18	139	0,28	327.803,91	1.388,50	41,23	6,80	15,20
19	139	-0,09	289.527,88	1.578,94	34,08	6,13	13,71
20	139	-0,26	331.646,28	1.334,69	43,15	7,02	15,70
21	139	-0,01	251.531,00	903,03	55,54	8,51	19,03
22	139	-0,02	405.410,02	1.136,39	56,03	8,56	19,14
23	139	0,11	392.021,16	1.591,58	39,34	6,74	15,06
24	139	-0,14	256.002,86	1.335,00	37,90	6,56	14,66

⁽¹⁾ Cada ensaio de uniformidade de tamanho $6m \times 6m$ ($36m^2$) foi dividido em 36 unidades experimentais básicas de $1m \times 1m$ ($1m^2$), formando uma matriz de seis linhas e seis colunas.

No ano agrícola 2011/2012, as estimativas do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ) aos 127 DAS (primeira época) oscilaram entre -0,23 e 0,22 com valor médio de -0,01 (Tabela 2) e na segunda época, aos 139 DAS, oscilaram entre -0,27 e 0,28 com valor médio de -0,01 não havendo diferença significativa entre as estimativas do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ) entre as duas épocas do primeiro ano.

Tabela 2 – Média do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), variância (s^2), média da massa verde (m), coeficiente de variação do ensaio (CV, em %), tamanho ótimo de parcela (X_o , em m^2) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %), para a massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*) nos anos agrícolas 2011/2012 e 2012/2013 em Santa Maria-RS.

Ano	Dias após a semeadura ⁽¹⁾	ρ	s^2	m(g)	CV(%)	$X_o(m^2)$	$CV_{X_o}(\%)$
2011/2012	127	-0,01	673154,75	2142,76	39,00	6,65	39,00
2011/2012	139	-0,01	673154,75	1515,59	46,79	7,47	16,71
2012/2013	163	-0,02	3631,30	3631,30	30,34	5,67	12,67
2012/2013	167	-0,09	1350202,16	3622,24	31,51	5,80	12,96
2012/2013	170	-0,07	1520315,90	3439,88	36,00	6,31	14,10
2012/2013	174	-0,02	3427,31	3427,31	34,49	5,97	13,35
2012/2013	177	-0,02	3278,50	3278,50	42,45	7,10	15,88
2012/2013	181	-0,24	1244476,71	2981,32	37,89	6,41	14,34
2012/2013	184	-0,02	1604943,42	2162,97	48,86	7,71	17,24
2012/2013	188	0,14	1394501,42	2162,97	57,29	8,39	18,78
2012/2013	191	0,08	929756,17	1772,28	54,45	8,00	17,89
2012/2013	195	0,23	1070168,50	1951,90	54,93	8,17	18,26

⁽¹⁾ Época de avaliação dos ensaios de uniformidade de tamanho 6m×6m (36m²) com 36 unidades experimentais básicas de 1m×1m (1m²).

No segundo ano (2012/2013) conforme observado na Tabela 3, as estimativas do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ) aos 163 DAS (primeira época) com base nos quatro ensaios oscilou entre -0,09 e 0,01 com valor médio de -0,02 (Tabela 2), na segunda época aos 167 DAS, oscilou entre -0,16 e 0,003 com valor médio de -0,09, na terceira época aos 170 DAS, oscilou entre -0,20 e 0,18 com valor médio de -0,07, na quarta época aos 174 DAS, oscilou entre -0,43 e 0,09 com valor médio de -0,24, na quinta época aos 177 DAS, oscilou entre -0,11 e 0,05 com valor médio de -0,02, na sexta época aos 181 DAS, oscilou entre -0,39 e -0,14 com valor médio de -0,24, na sétima época aos 184 DAS, oscilou entre -0,34 e 0,12 com valor médio de -0,02, na oitava época aos 188 DAS, oscilou entre -0,05 e 0,52 com valor médio de 0,14, na nona época aos 191 DAS, oscilou entre -0,42 e 0,45

com valor médio de 0,08 na décima época aos 195 DAS, oscilou entre 0,06 e 0,41 com valor médio de 0,23.

A partir desses resultados pode-se inferir que onde o ρ foi igual ou bem próximo de zero em condições semelhantes de CV_{x_0} (ensaio quatro avaliado aos 163 DAS e ensaio um avaliado aos 170 DAS), o tamanho ótimo de parcela obtido, independente da época de avaliação foi maior.

Tabela 3 – 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 m^2) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %), para a massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*), em gramas por unidade experimental básica de $1m \times 1m$ ($1m^2$), em quatro ensaios de uniformidade avaliados em dez épocas (163, 167, 170, 174, 177, 181, 184, 188, 191 e 195 dias após a semeadura) do ano agrícola 2012/2013 em Santa Maria-RS.

Ensaio ⁽¹⁾	Dias após a semeadura	ρ	s^2	$m(g)$	CV(%)	$X_o(m^2)$	$CV_{X_o}(\%)$
1	163	0,01	1.766.985,98	3.557,28	37,37	6,54	14,62
2	163	0,00	660.214,83	3.616,28	22,47	4,66	10,41
3	163	-0,09	1.253.264,42	3.724,39	30,06	5,64	12,61
4	163	0,01	1.302.355,56	3.627,25	31,46	5,83	13,03
1	167	-0,16	2.141.152,14	4.010,08	36,49	6,38	14,27
2	167	0,00	1.125.965,99	3.575,31	29,68	5,61	12,54
3	167	-0,15	829.165,84	3.601,61	25,28	5,00	11,18
4	167	-0,07	1.304.524,68	3.301,94	34,59	6,20	13,86
1	170	-0,20	1.701.284,80	4.065,94	32,08	5,82	13,02
2	170	-0,08	1.567.582,14	3.454,50	36,24	6,39	14,29
3	170	-0,20	1.639.705,38	3.172,22	40,37	6,79	15,19
4	170	0,18	1.172.691,27	3.066,86	35,31	6,22	13,91
1	174	-0,37	1.994.736,08	3.805,97	37,11	6,20	13,86
2	174	-0,25	1.233.088,59	3.663,08	30,31	5,57	12,45
3	174	0,09	1.054.306,24	3.187,39	32,21	5,90	13,20
4	174	-0,43	1.368.919,49	3.052,78	38,33	6,22	13,90
1	177	-0,11	2.933.140,69	3.862,36	44,34	7,29	16,31
2	177	0,05	1.476.415,01	3.293,72	36,89	6,48	14,48
3	177	-0,01	1.445.426,88	2.549,47	47,16	7,63	17,07
4	177	0,00	1.993.359,45	3.408,44	41,42	7,00	15,65
1	181	-0,14	1.426.117,66	3.427,00	34,85	6,20	13,86
2	181	-0,14	1.099.542,24	3.208,86	32,68	5,94	13,28
3	181	-0,32	1.087.761,13	2.365,11	44,10	7,04	15,75
4	181	-0,39	1.364.485,82	2.924,31	39,94	6,47	14,48
1	184	-0,34	2.496.394,87	3.451,64	45,78	7,18	16,06
2	184	0,05	1.554.619,91	2.482,25	50,23	7,96	17,79
3	184	0,09	891.328,20	2.230,47	42,33	7,08	15,84
4	184	0,12	1.477.430,69	2.127,78	57,13	8,63	19,29
1	188	-0,05	1.595.525,51	3.222,50	39,20	6,74	15,08
2	188	0,11	2.026.368,74	2.414,06	58,97	8,82	19,73
3	188	-0,01	885.893,02	1.487,69	63,27	9,28	20,76
4	188	0,52	1.070.218,42	1.527,61	67,72	8,75	19,56
1	191	-0,42	1.445.741,34	2.797,47	42,98	6,74	15,06
2	191	-0,11	1.394.235,34	2.005,03	58,89	8,82	19,72
3	191	0,37	459.339,43	1.148,33	59,02	8,43	18,85
4	191	0,45	419.708,56	1.138,31	56,91	8,01	17,91
1	195	0,06	886.831,09	2.806,33	33,56	6,08	13,59
2	195	0,18	1.935.973,37	2.345,00	59,33	8,80	19,68
3	195	0,41	505.233,49	1.315,22	54,04	7,87	17,59
4	195	0,28	952.636,05	1.341,06	72,78	9,92	22,17

⁽¹⁾ Cada ensaio de uniformidade de tamanho $6m \times 6m$ ($36m^2$) foi dividido em 36 unidades experimentais básicas de $1m \times 1m$ ($1m^2$), formando uma matriz de seis linhas e seis colunas.

Foi observado que no segundo ano houve diferença significativa entre as estimativas do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ) entre a primeira época (163 DAS) e as épocas de avaliação aos 177 DAS, 181 DAS, 184 DAS e 195 DAS, entre a quinta época (177 DAS) e as épocas de avaliação aos 181 DAS e 184 DAS e entre a sexta época (181 DAS) e a oitava época (188 DAS). A décima época (195 DAS) diferiu significativamente da maioria das épocas de avaliação exceto da sétima, da oitava e da nona época de avaliação (Tabela 4). O fato de haver diferenças significativas entre as estimativas do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ) é relevante, pois a variação no ρ entre as épocas, faz com que X_0 seja menor ou maior. Conforme Cargnelutti Filho et al. (2011b) para valores fixos de s^2 e m , quanto mais próximo de 1 (autocorrelação espacial positiva) ou de -1 (autocorrelação espacial negativa) for o ρ , maior a dependência entre os valores das unidades experimentais básicas adjacentes e, conseqüentemente menor será a estimativa de X_0 pela equação de Paranaíba; Ferreira; Morais (2009a). No entanto, quando ρ for igual a zero, há ausência de autocorrelação espacial e, por conseqüência, o X_0 é máximo, pois as unidades experimentais básicas seriam independentes.

Tabela 4 – Valor-p do teste t de *Student* para amostras independentes utilizando *bootstrap* com 10.000 simulações para comparar as médias das estimativas do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), da variância (s^2), da média (m), do coeficiente de variação do ensaio (CV, em %), do tamanho ótimo de parcela (X_o , em m^2) e do coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o} , em %) entre as dez épocas de avaliação (163, 167, 170, 174, 177, 181, 184, 188, 191 e 195 dias após a semeadura) da massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*) no ano agrícola 2012/2013 (n=4 ensaios de uniformidade em cada época).

DAS ⁽¹⁾	163	167	170	174	177	181	184	188	191	195
Valor-p do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ) acima da diagonal e valor-p da variância (s^2) abaixo da diagonal										
163		0,1345	0,4981	0,0929	0,0343	0,0225	0,0092	0,3182	0,3851	0,0256
167	0,2503		0,1456	0,2407	0,1557	0,0676	0,4774	0,1471	0,3967	0,0209
170	0,2511	0,4705		0,2955	0,4639	0,1462	0,3733	0,2027	0,4534	0,0415
174	0,4551	0,1610	0,3952		0,1190	0,1949	0,1945	0,0971	0,1891	0,0197
177	0,1127	0,1657	0,2014	0,1758		0,0219	0,0181	0,2916	0,3976	0,0199
181	0,0065	0,3236	0,0876	0,3999	0,0757		0,0844	0,0426	0,1402	0,0078
184	0,3405	0,4903	0,2296	0,4246	0,4311	0,2727		0,3668	0,3615	0,091
188	0,3761	0,0965	0,3790	0,0501	0,1840	0,4660	0,4298		0,1772	0,4603
191	0,3249	0,2698	0,0801	0,1622	0,0506	0,2665	0,1275	0,2082		0,4212
195	0,3910	0,4500	0,1713	0,3103	0,0698	0,4637	0,2189	0,3815	0,3342	
Valor-p da média (m) acima da diagonal e valor-p do coeficiente de variação do ensaio (CV) abaixo da diagonal										
163		0,0710	0,3553	0,2600	0,1821	0,0338	0,0184	0,0172	0,0097	0,0187
167	0,1944		0,4546	0,3772	0,2334	0,0470	0,0237	0,0197	0,0083	0,0124
170	0,0962	0,1356		0,0414	0,4038	0,1572	0,0487	0,0339	0,0165	0,0233
174	0,2287	0,2895	0,4546		0,3879	0,1381	0,0452	0,0311	0,0157	0,0187
177	0,0253	0,0273	0,0702	0,0408		0,3595	0,1012	0,0566	0,0203	0,0308
181	0,0877	0,1091	0,3638	0,3505	0,1723		0,2657	0,1060	0,0385	0,0444
184	0,0242	0,0090	0,0168	0,0143	0,1265	0,0349		0,3762	0,1304	0,1898
188	0,0153	0,0147	0,0255	0,0143	0,0615	0,0306	0,2466		0,4692	0,3188
191	0,0070	0,0108	0,0082	0,0105	0,0404	0,0159	0,3007	0,3511		0,3001
195	0,0387	0,0374	0,0586	0,0443	0,1528	0,0809	0,4501	0,1710	0,0678	
Valor-p do tamanho ótimo de parcela (X_o) acima da diagonal e valor-p do coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela (CV_{X_o}) abaixo da diagonal										
163		0,4333	0,1778	0,4482	0,0216	0,1638	0,0128	0,0228	0,0248	0,0230
167	0,1020		0,3006	0,4184	0,0274	0,1461	0,0161	0,0140	0,0240	0,0251
170	0,2667	0,3314		0,2825	0,0681	0,2184	0,0202	0,0297	0,0345	0,0703
174	0,4681	0,4184	0,4006		0,0388	0,4372	0,0206	0,0235	0,0336	0,0305
177	0,0405	0,0216	0,0779	0,0270		0,1940	0,2734	0,2078	0,2786	0,3508
181	0,1822	0,1666	0,1369	0,3003	0,0798		0,0660	0,0718	0,0761	0,1023
184	0,0212	0,0232	0,0309	0,0210	0,2825	0,0336		0,4341	0,2099	0,1697
188	0,0116	0,0103	0,0178	0,0129	0,0709	0,0231	0,3190		0,1534	0,1371
191	0,0096	0,0213	0,0270	0,0138	0,1506	0,0219	0,2646	0,4736		0,1786
195	0,0403	0,0446	0,0761	0,0485	0,2599	0,0846	0,3701	0,1519	0,1751	

⁽¹⁾ Dias após a semeadura

A variância (s^2) aos 127 DAS (primeira época) do ano agrícola 2011/2012 oscilou entre 452.903,22 e 1.061.425,43 com média de 673.154,75, enquanto que nos 24 ensaios avaliados aos 139 DAS (segunda época), variou entre 251.531,00 e 932.501,40 com média de 473.910,80, havendo então diferença significativa (Valor-p =0,0013) entre variâncias dos ensaios entre a primeira e a segunda época de avaliação no ano agrícola 2011/2012. Na avaliação aos 127 DAS, foi identificado que o ensaio que apresentou menor média de massa verde (1.657,94) teve variância (1.061.425,43) superior aos demais ensaios para a mesma época e a apresentou maior estimativa de tamanho ótimo de parcela (X_o).

No ano agrícola 2012/2013, ao analisar as variâncias (s^2) dos quatro ensaios de cada época de avaliação, foi observado que houve diferença significativa entre a primeira época de avaliação (163 DAS) e a sexta época de avaliação (181 DAS), entre a quarta época de avaliação (174 DAS) e a oitava época (188 DAS) e entre a quinta época de avaliação (177 DAS) e a nona (191 DAS) (Tabela 4). Diferenças entre as variâncias também foram constatadas por Lúcio et al. (2008) em um estudo sobre o comportamento da média e da variância da massa de frutos de abobrinha-italiana em múltiplas colheitas.

No primeiro ano, a média de massa verde de feijão guandu na área em que foram avaliadas as 576 UEB aos 127 DAS foi de 2.142,76 gramas m^{-2} , enquanto que na área onde foram avaliadas as outras 864 UEB aos 139 DAS, a média foi de 1.515,59 gramas m^{-2} , havendo diferença significativa entre as épocas de avaliação no primeiro ano (Valor-p = < 0,0001).

No experimento do segundo ano, houve diferença significativa da massa verde de parte aérea nas épocas 163 DAS e 167 DAS com as épocas aos 181 DAS, 184 DAS, 188 DAS, 191 DAS e 195 DAS. Da mesma maneira diferiu significativamente a época aos 170 DAS das épocas aos 174 DAS, 184 DAS, 188 DAS, 191 DAS e 195 DAS. Também foi constatada diferença significativa entre a época aos 174 DAS com as épocas aos 184 DAS, 188 DAS, 191 DAS e 195 DAS. Por fim, a época aos 177 DAS e a época aos 181 DAS, diferiram significativamente das épocas aos 191 DAS e 195 DAS (Tabela 4). Essas diferenças identificadas evidenciam a variabilidade existente na área experimental e consequentemente a heterogeneidade das UEB, que significa que as parcelas vizinhas localizam-se em ambientes contrastantes, dessa forma um aumento no tamanho de parcela busca minimizar estes efeitos como foi observado também por Brum et al. (2008) ao estudar o X_o para ensaios com sorgo granífero.

Foi constatado neste estudo sobre tamanho de parcela e número de repetições em feijão guandu, que a medida que foram realizados um maior número avaliações em diferentes

épocas também houve maior número de diferenças significativas entre as épocas, o que também foi relatado por Lorentz e Dal'col Lúcio (2009) que em experimentos mais duradouros onde são realizadas muitas avaliações, existe maior probabilidade de serem encontradas diferenças significativas entre os tratamentos até as últimas avaliações.

O coeficiente de variação dos ensaios CV(%), dos 16 ensaios avaliados aos 127 DAS (primeira época) do ano agrícola 2011/2012 oscilaram entre 27,21% e 62,14% com média de 39%, enquanto que nos 24 ensaios avaliados aos 139 DAS (segunda época), variaram entre 27,49% e 81,23% com média de 46,79%, havendo diferença significativa (Valor-p = 0,0368) entre os CV(%) dos ensaios entre a primeira e a segunda época de avaliação no mesmo ano agrícola.

O coeficiente de variação dos ensaios CV(%) conforme a Tabela 3 dos quatro ensaios avaliados aos 163 DAS (primeira época) do ano agrícola 2012/2013 oscilou entre 22,47% e 37,37% com média de 30,34 %, e nos quatro ensaios avaliados aos 167 DAS (segunda época), variou entre 25,28% e 36,49% com média de 31,51%, na terceira época (170 DAS) variou de 32,08% e 40,37% com média de 36%, na quarta época (174 DAS) variou de 30,31% e 38,33% com média de 34,49%, na quinta época (177 DAS) variou de 36,89% e 47,16% com média de 42,45%, na sexta época (181 DAS) variou de 32,68% e 44,10% com média de 37,89%, na sétima época (184 DAS) variou de 42,33% e 57,13% com média de 48,86%, na oitava época (188 DAS) variou de 39,20% e 67,72% com média de 57,29%, na nona época (191 DAS) variou de 42,98% e 59,02% com média de 54,45% e na décima época (195 DAS) variou de 33,56% e 72,78% com média de 54,93%, havendo então diferença significativa conforme valor-p apresentado na Tabela 3. Da mesma forma quando foi comparado a primeira época (163 DAS), a segunda época (167 DAS), a quarta época (174 DAS) com as épocas (177 DAS), (184 DAS), (188 DAS), (191 DAS) e (195 DAS), houve diferença significativa quando foi comparado a terceira época (170 DAS) com as épocas, (184 DAS), (188 DAS) e (191 DAS). As estimativas do coeficiente de variação dos ensaios CV(%) também diferiram quando comparada a quarta época (174 DAS) com as épocas (177 DAS), (184 DAS), (188 DAS), (191 DAS) e (195 DAS). Diferença significativa também foram encontradas, quando foi comparado a sexta época de avaliação (181 DAS), com as épocas (184 DAS), (188 DAS) e (191 DAS).

Diferenças entre CV(%) dos ensaios também foram relatados por Cocco et al. (2009) em experimentos com morangueiros cultivados em solo ou hidroponia. Morais et al. (2005), ao estudarem o comportamento das estimativas de CV em relação ao tamanho de parcela, observaram redução no CV, em consequência do aumento do tamanho de parcela para

caracteres vegetativos do cafeeiro. Nesse estudo foi observado que maiores estimativas de CV(%) do ensaio se associam as maiores estimativas de X_o como foi observado também por Lopes et al. (2005), em experimentos com a cultura do sorgo granífero. Neste estudo sobre o tamanho ótimo de parcela e número de repetições para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu foi constatado que onde houve pouca variação do coeficiente de variação entre as épocas, a variabilidade foi semelhante o que foi relatado também no estudo sobre o tamanho de parcela em sorgo de Brum et al. (2008).

Verificou-se que o tamanho ótimo de parcela (X_o) para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu aos 127 DAS variou entre 5,23 unidades experimentais básicas (UEB) de $1m^2$ (5,23 m^2) e 9,17 UEB de $1m^2$ com média de 6,65 UEB de $1m^2$ com base nos 16 ensaios de uniformidade com dimensões de 6x6 (36 UEB) realizados na primeira época avaliação do ano agrícola 2011/2012 (Tabela 1). Na segunda época de avaliação (139 DAS), X_o oscilou entre 5,32 UEB de $1m^2$ e 10,90 UEB $1m^2$ com média de 7,47 UEB de $1m^2$ considerando os 24 ensaios de uniformidade, havendo diferença significativa entre as épocas no primeiro ano (Valor-p = 0,0388).

No ano agrícola 2012/2013, constatou-se que o tamanho ótimo de parcela (X_o) para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu aos 163 DAS variou entre 4,66 UEB de $1m^2$ e 6,54 UEB de $1m^2$ com média de 5,67 UEB de $1m^2$ (Tabela 2). Na segunda época de avaliação (167 DAS), o X_o variou entre 5 UEB de $1m^2$ e 6,38 UEB de $1m^2$ com média de 5,8 UEB de $1m^2$, na terceira época de avaliação (170 DAS) o X_o variou entre 5,82 UEB de $1m^2$ e 6,79 UEB de $1m^2$ com média de 6,31 UEB de $1m^2$, na quarta época de avaliação (174 DAS) o X_o variou entre 5,57 UEB de $1m^2$ e 6,22 UEB de $1m^2$ com média de 5,97 UEB de $1m^2$, na quinta época de avaliação (177 DAS) o X_o variou entre 6,48 UEB de $1m^2$ e 7,63 UEB de $1m^2$ com média de 7,1 UEB de $1m^2$. Ao analisar a sexta época (181 DAS) o X_o variou entre 5,94 UEB de $1m^2$ e 7,04 UEB de $1m^2$ com média de 6,41 UEB de $1m^2$, na sétima época de avaliação (184 DAS) o X_o variou entre 7,08 UEB de $1m^2$ e 8,63 UEB de $1m^2$ com média de 7,71 UEB de $1m^2$, na oitava época de avaliação (188 DAS) o X_o variou entre 6,74 UEB de $1m^2$ e 9,28 UEB de $1m^2$ com média de 8,39 UEB de $1m^2$, na nona época de avaliação (191 DAS) o X_o variou entre 6,74 UEB de $1m^2$ e 8,82 UEB de $1m^2$ com média de 8 UEB de $1m^2$ e a décima época de avaliação (195 DAS) o X_o variou entre 6,08 UEB de $1m^2$ e 9,92 UEB de $1m^2$ com média de 8,17 UEB de $1m^2$. Esses resultados indicam que o X_o não é o mesmo ao longo das épocas de avaliação para um mesmo tamanho da UEB e o tamanho da UEB não interfere na precisão. Observações semelhante a esta foram apontadas por Brum et al. (2008), que identificaram que o tamanho da UEB não tem influência sobre a precisão, mas deve-se

atentar para o fato de caracterizar a UEB, pois esta interfere no tamanho ótimo de parcela em ensaios experimentais.

As estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_o) submetidas ao teste t de Student diferiram significativamente quando foi comparado a primeira época de avaliação (163 DAS) e a segunda época de avaliação (167 DAS) com as épocas avaliadas aos (177 DAS), (184 DAS), (188 DAS), (191 DAS) e (195 DAS), ocorrendo diferença significativa quando foi comparado a terceira época de avaliação (170 DAS) com as épocas de avaliação aos (184 DAS), (188 DAS) e (191 DAS) e quando foi comparada a quarta época de avaliação (174 DAS) com as épocas avaliadas aos (177 DAS), (184 DAS), (188 DAS), (191 DAS) e (195 DAS) (Tabela 4). Não foram encontrados estudos de tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu para serem comparados com os resultados obtidos nesse estudo. No entanto, em um ensaio experimental para o estudo do tamanho ótimo de parcela, Martin et al. (2005) utilizando uma leguminosa e um método diferente desse estudo verificou que o tamanho ótimo de parcela foi de 3,96 m² para duas cultivares de soja avaliadas em um mesmo ano agrícola. Em outro estudo realizado por Cargnelutti Filho et al. (2011b) o tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde de nabo forrageiro foi de 4,82 UEB de 0,25 m² (1,20 m²). Nesse estudo, para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu, o X_o ótimo foi o da oitava época de avaliação (188 DAS) com tamanho de parcela de 8,39m² (maior tamanho) o qual contempla os demais tamanhos e fica garantida precisão para todas as épocas.

O coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela $CV_{X_o}(\%)$ aos 127 DAS oscilou entre 12,99% e 20,51% com média de 14,87%, no entanto, na segunda época aos 139 DAS o CV_{X_o} variou entre 11,90% a 24,39% com média de 16,71%, ocorreu então diferença significativa entre as duas épocas no primeiro ano (Valor-p = 0,0346).

No segundo ano, o CV_{X_o} de acordo com a Tabela 2 dos quatro ensaios avaliados aos 163 DAS (primeira época) do ano agrícola 2012/2013 oscilou entre 10,41% e 14,62% com média de 12,67 %, e nos quatro ensaios avaliados aos 167 DAS (segunda época), variou entre 11,18% e 14,27% com média de 12,96%, na terceira época (170 DAS) variou de 13,02% e 15,19% com média de 14,10%, na quarta época (174 DAS) variou de 12,45% e 13,90% com média de 13,35%, na quinta época (177 DAS) variou de 14,48% e 17,07% com média de 15,88%, na sexta época (181 DAS) variou de 13,28% e 15,75% com média de 14,34%, na sétima época (184 DAS) variou de 15,84% e 19,29% com média de 17,24%, na oitava época (188 DAS) variou de 15,08% e 20,76% com média de 18,78%, na nona época (191 DAS) variou de 15,06% e 19,72% com média de 17,89% e na décima época (195 DAS) variou de

13,59% e 22,17% com média de 18,26%. Ao comparar a primeira época (163 DAS) e a segunda época (167 DAS) com as épocas de avaliação aos (177 DAS), (184 DAS), (188 DAS), (191 DAS) e (195 DAS), houve diferença significativa da estimativa do coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela $CV_{X_o}(\%)$, havendo também diferença significativa na terceira época de avaliação (170 DAS) comparada com as épocas de avaliação aos (184 DAS), (188 DAS) e (191 DAS), houve diferença da quarta época (174 DAS) quando comparado com as épocas avaliadas aos (177 DAS), (184 DAS), (188 DAS), (191 DAS) e (195 DAS), houve diferença também quando foi comparada a sexta época de avaliação com as épocas avaliadas aos (184 DAS), (188 DAS) e (191 DAS). Em um estudo sobre o tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde de nabo forrageiro Cargnelutti Filho et al. (2011b) constataram que o coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela $CV_{X_o}(\%)$ foi de 10,78% sendo menor que os resultados obtidos nesse estudo no experimento do primeiro ano.

Foi observado, quando realizou-se a comparação do tamanho de parcela entre os anos, que o tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde da parte aérea do feijão guandu no ano agrícola 2011/2012 apresentou média de 7,15 UEB de 1m² com base nos 40 ensaios de uniformidade com dimensões de 6x6 (36 UEB) realizados em duas épocas de avaliação, isso indica que tamanhos de parcela superiores a 7,15m² são suficientes para garantir a precisão no primeiro ano.

Já no ano agrícola 2012/2013, o tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu apresentou média de 6,95 UEB de 1m² analisando os 40 ensaios de uniformidade realizados em dez épocas de avaliação. Não ocorreu diferença significativa (Valor-p = 0,4777) em relação ao X_o para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu entre os dois anos agrícolas (2011/2012 e 2012/2013), porém foram constatadas diferenças significativas entre as épocas de avaliação dentro de cada ano. Assim, optou-se por definir o X_o em função da época com maior estimativa de X_o contemplando dessa forma todas as épocas dos dois anos agrícolas.

Então pode-se inferir que o tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu com base nos experimentos realizados em dois anos agrícolas e em diferentes épocas no mesmo ano é de 8,39m² e CV_{X_o} para esta condição é de 18,76%, o qual é o valor base para o cálculo do número de repetições.

Em relação ao número de repetições, este foi calculado para realização de experimentos em dois delineamentos experimentais (delineamento inteiramente casualizado - DIC e delineamento blocos ao acaso - DBA). Os resultados foram obtidos com base em

combinações de três a 50 tratamentos, ou seja, experimentos com três tratamentos, quatro tratamentos, cinco tratamentos e assim sucessivamente até 50 tratamentos, e d diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas em 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento.

Os valores das diferenças mínimas entre médias de tratamentos (d) foram estabelecidas de 10% a 50%, variando a cada 5%, portanto, foram estabelecidas diferenças mínimas entre médias de tratamentos a serem detectadas como significativas em 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, expressas em percentagem da média do experimento com valores de 10%, de 15%, de 20%, de 25%, sucessivamente até 50%, para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu, a partir do tamanho ótimo de parcela ($X_o=8,39m^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_o}= 18,76\%$). Os resultados obtidos para experimentos no delineamento inteiramente casualizado (DIC), estão apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 – Número de repetições, para experimentos 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 ($d=10\%, 15\%, \dots, 50\%$), para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*) a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_o=8,39m^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_o}= 18,76\%$). Santa Maria-RS 2012/2013.

i	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%	45%	50%
3	39,67	18,22	10,72	7,27	5,42	4,32	3,61	3,13	2,90
4	47,31	21,51	12,50	8,35	6,10	4,77	3,91	3,33	2,94
5	53,11	24,03	13,86	9,17	6,63	5,12	4,14	3,49	3,03
6	57,82	26,07	14,97	9,84	7,07	5,41	4,34	3,62	3,11
7	61,78	27,79	15,91	10,42	7,44	5,66	4,51	3,74	3,20
8	65,20	29,28	16,72	10,92	7,77	5,89	4,67	3,85	3,27
9	68,21	30,60	17,44	11,36	8,06	6,09	4,81	3,94	3,34
10	70,91	31,78	18,09	11,76	8,33	6,27	4,94	4,04	3,40
11	73,35	32,84	18,67	12,12	8,57	6,43	5,06	4,12	3,46
12	75,58	33,82	19,21	12,45	8,79	6,59	5,17	4,20	3,52
13	77,62	34,72	19,70	12,76	8,99	6,73	5,27	4,27	3,57
14	79,52	35,55	20,16	13,04	9,19	6,86	5,36	4,34	3,62
15	81,29	36,32	20,59	13,31	9,36	6,99	5,45	4,41	3,67
16	82,94	37,05	20,99	13,56	9,53	7,11	5,54	4,47	3,71
17	84,50	37,73	21,37	13,80	9,69	7,22	5,62	4,53	3,76
18	85,97	38,38	21,72	14,02	9,84	7,32	5,70	4,59	3,80
19	87,35	38,99	22,06	14,23	9,98	7,43	5,77	4,64	3,84
20	88,67	39,57	22,38	14,43	10,12	7,52	5,84	4,69	3,88
21	89,92	40,12	22,69	14,62	10,25	7,61	5,91	4,75	3,92
22	91,12	40,64	22,98	14,81	10,37	7,70	5,97	4,79	3,95
23	92,26	41,15	23,26	14,98	10,49	7,79	6,03	4,84	3,99
24	93,36	41,63	23,53	15,15	10,60	7,87	6,09	4,88	4,02
25	94,41	42,09	23,78	15,31	10,71	7,94	6,15	4,93	4,06
26	95,42	42,54	24,03	15,47	10,82	8,02	6,21	4,97	4,09
27	96,39	42,96	24,27	15,62	10,92	8,09	6,26	5,01	4,12
28	97,33	43,38	24,50	15,76	11,02	8,16	6,31	5,05	4,15
29	98,23	43,78	24,72	15,90	11,11	8,23	6,36	5,09	4,18
30	99,11	44,16	24,93	16,04	11,21	8,30	6,41	5,12	4,21
31	99,95	44,54	25,14	16,17	11,29	8,36	6,46	5,16	4,23
32	100,77	44,90	25,34	16,29	11,38	8,42	6,50	5,19	4,26
33	101,57	45,25	25,54	16,42	11,46	8,48	6,55	5,23	4,29
34	102,34	45,59	25,73	16,54	11,55	8,54	6,59	5,26	4,31
35	103,09	45,92	25,91	16,65	11,63	8,60	6,64	5,29	4,34
36	103,82	46,24	26,09	16,77	11,70	8,65	6,68	5,32	4,36
37	104,52	46,55	26,26	16,88	11,78	8,71	6,72	5,36	4,39
38	105,21	46,86	26,43	16,98	11,85	8,76	6,76	5,39	4,41
39	105,89	47,15	26,60	17,09	11,92	8,81	6,79	5,41	4,43
40	106,54	47,44	26,76	17,19	11,99	8,86	6,83	5,44	4,45
41	107,18	47,72	26,92	17,29	12,06	8,91	6,87	5,47	4,48
42	107,80	48,00	27,07	17,39	12,13	8,96	6,90	5,50	4,50
43	108,41	48,27	27,22	17,48	12,19	9,00	6,94	5,53	4,52
44	109,01	48,53	27,37	17,57	12,25	9,05	6,97	5,55	4,54

45	109,59	48,79	27,51	17,66	12,32	9,09	7,01	5,58	4,56
46	110,16	49,04	27,65	17,75	12,38	9,14	7,04	5,60	4,58
47	110,72	49,29	27,79	17,84	12,44	9,18	7,07	5,63	4,60
48	111,26	49,53	27,92	17,92	12,50	9,22	7,10	5,65	4,62
49	111,80	49,77	28,06	18,01	12,55	9,27	7,13	5,67	4,63
50	112,32	50,00	28,18	18,09	12,61	9,31	7,16	5,70	4,65

Em experimentos no delineamento inteiramente casualizado (DIC) com três tratamentos ($i=3$) e $d=10\%$, o número de repetições foi de 39,67. Para o mesmo número de tratamentos, estabelecendo o $d=50\%$, o número de repetições reduziu para 2,90. Isso mostra uma diferença de 36,77 repetições para uma variação de 40% na precisão com coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_0}=18,76\%$) e tamanho de parcela ($X_0=8,39m^2$).

Neste estudo, para experimentos no DIC o número de repetições variou entre 2,94 para quatro tratamentos e precisão de 50% (menor precisão) e 112,32 repetições para experimentos com 50 tratamentos e precisão de 10% (maior precisão). Considerando o tamanho de parcela fixado em $8,39m^2$ e o $CV_{X_0}=18,76\%$ para avaliar a massa verde da parte aérea do feijão guandu, de um experimento no DIC com 5 tratamentos, ao aumentar o número de repetições de 3,03 para 5,12 há aumento de 15% na precisão. Então, pode-se inferir que para maior precisão, é necessário aumentar o número de repetições em experimentos no delineamento inteiramente casualizado (DIC) para o mesmo número de tratamentos o que foi constatado também por Cargnelutti Filho et al. (2012) que concluíram que com o uso de maior número de repetições, maior precisão pode ser obtida.

Para experimentos conduzidos no delineamento blocos ao acaso (DBA), o número de repetições variou entre 2,48 para experimentos com três tratamentos ($i=3$) e $d=50\%$ e 112,33 repetições para experimentos com 50 tratamentos e $d=10\%$ (Tabela 6).

Tabela 6 – Número de repetições, para experimentos 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 ($d=10\%, 15\%, \dots, 50\%$), para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu (*Cajanus cajan*) a partir de tamanho ótimo de parcela ($X_0=8,39m^2$) e coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_0}= 18,76\%$). Santa Maria-RS 2012/2013.

i	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%	45%	50%
3	40,17	18,71	11,22	7,77	5,90	4,80	3,99	3,21	2,48
4	47,59	21,80	12,78	8,63	6,38	5,04	4,18	3,59	3,16
5	53,30	24,21	14,05	9,35	6,82	5,30	4,32	3,67	3,20
6	57,95	26,20	15,10	9,98	7,20	5,54	4,48	3,75	3,24
7	61,87	27,89	16,01	10,52	7,54	5,76	4,62	3,84	3,30
8	65,27	29,36	16,80	10,99	7,85	5,97	4,75	3,93	3,35
9	68,27	30,66	17,50	11,42	8,13	6,15	4,87	4,01	3,40
10	70,96	31,83	18,14	11,81	8,38	6,32	4,99	4,09	3,45
11	73,39	32,89	18,72	12,16	8,61	6,48	5,10	4,17	3,51
12	75,61	33,85	19,25	12,49	8,83	6,63	5,21	4,24	3,56
13	77,66	34,75	19,73	12,79	9,03	6,76	5,30	4,31	3,60
14	79,55	35,58	20,19	13,07	9,21	6,89	5,39	4,37	3,65
15	81,31	36,35	20,61	13,34	9,39	7,02	5,48	4,44	3,70
16	82,97	37,07	21,01	13,58	9,55	7,13	5,56	4,50	3,74
17	84,52	37,75	21,39	13,82	9,71	7,24	5,64	4,55	3,78
18	85,98	38,39	21,74	14,04	9,86	7,34	5,72	4,61	3,82
19	87,37	39,00	22,08	14,25	10,00	7,44	5,79	4,66	3,86
20	88,69	39,58	22,40	14,45	10,13	7,54	5,86	4,71	3,90
21	89,94	40,13	22,70	14,64	10,26	7,63	5,92	4,76	3,93
22	91,13	40,66	22,99	14,82	10,38	7,71	5,99	4,81	3,97
23	92,28	41,16	23,27	14,99	10,50	7,80	6,05	4,85	4,00
24	93,37	41,64	23,54	15,16	10,61	7,88	6,11	4,90	4,04
25	94,42	42,10	23,79	15,32	10,72	7,96	6,16	4,94	4,07
26	95,43	42,55	24,04	15,48	10,83	8,03	6,22	4,98	4,10
27	96,40	42,97	24,28	15,63	10,93	8,10	6,27	5,02	4,13
28	97,34	43,39	24,51	15,77	11,03	8,17	6,32	5,06	4,16
29	98,24	43,78	24,73	15,91	11,12	8,24	6,37	5,10	4,19
30	99,12	44,17	24,94	16,04	11,21	8,30	6,42	5,13	4,21
31	99,96	44,54	25,15	16,17	11,30	8,37	6,47	5,17	4,24
32	100,78	44,90	25,35	16,30	11,39	8,43	6,51	5,20	4,27
33	101,57	45,25	25,54	16,42	11,47	8,49	6,56	5,23	4,29
34	102,35	45,59	25,73	16,54	11,55	8,55	6,60	5,27	4,32
35	103,09	45,92	25,92	16,66	11,63	8,60	6,64	5,30	4,34
36	103,82	46,24	26,09	16,77	11,71	8,66	6,68	5,33	4,37
37	104,53	46,56	26,27	16,88	11,78	8,71	6,72	5,36	4,39
38	105,22	46,86	26,44	16,99	11,86	8,76	6,76	5,39	4,41
39	105,89	47,16	26,60	17,09	11,93	8,82	6,80	5,42	4,44
40	106,55	47,45	26,76	17,19	12,00	8,87	6,84	5,45	4,46
41	107,18	47,73	26,92	17,29	12,06	8,91	6,87	5,48	4,48
42	107,81	48,00	27,07	17,39	12,13	8,96	6,91	5,50	4,50
43	108,42	48,27	27,22	17,48	12,19	9,01	6,94	5,53	4,52
44	109,01	48,54	27,37	17,58	12,26	9,05	6,98	5,56	4,54

45	109,60	48,79	27,51	17,67	12,32	9,10	7,01	5,58	4,56
46	110,16	49,04	27,65	17,76	12,38	9,14	7,04	5,61	4,58
47	110,72	49,29	27,79	17,84	12,44	9,18	7,07	5,63	4,60
48	111,27	49,53	27,93	17,93	12,50	9,23	7,11	5,65	4,62
49	111,80	49,77	28,06	18,01	12,56	9,27	7,14	5,68	4,64
50	112,33	50,00	28,19	18,09	12,61	9,31	7,17	5,70	4,66

Foi observado nesse estudo, que mantendo-se o mesmo coeficiente de variação no tamanho ótimo de parcela ($CV_{X_0}=18,76\%$) e o tamanho ótimo de parcela ($X_0=8,39m^2$), o número de repetições para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu em experimentos no delineamento blocos ao acaso (DBA) aumenta gradativamente a medida que d assume valores menores. A utilização deste tipo de delineamento experimental foi relatado por Ragozo et al. (2006), no qual utilizou quatro tratamentos de adubação verde em pomares cítricos e fez uso de seis repetições quando trabalhou com a cultura de feijão guandu como adubação verde.

Pode-se inferir, pelos resultados obtidos do número de repetições que independentemente do delineamento experimental a precisão de 10% (maior precisão) necessita elevado número de repetições, tornando mais trabalhoso e oneroso a avaliação dos experimentos e um menor número de repetições faz com que d assumam valores maiores. Fixando o d com ($CV_{X_0}=18,76\%$) e o tamanho ótimo de parcela ($X_0=8,39m^2$) a medida que há um aumento no número de tratamentos, o número de repetições entre o DIC e o DBA se assemelham, por exemplo, para $i=47$ e $d=10\%$, seriam recomendados 110,72 repetições no DIC, da mesma forma para $i=47$ e $d=10\%$ também seriam indicados 110,72 repetições para o DBA.

Neste estudo ao sintetizar as informações obtidas (Tabelas 5 e 6), pode-se inferir que, para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu com ($CV_{X_0}=18,76\%$) e tamanho ótimo de parcela ($X_0=8,39m^2$), sete repetições são suficientes em experimentos nos delineamentos inteiramente casualizado e blocos ao acaso com até 50 tratamentos para identificar a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, diferenças significativas entre médias de tratamentos de 40% da média do experimento.

5 CONCLUSÕES

O tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu com base nos experimentos realizados em dois anos agrícolas difere entre as épocas de avaliação no mesmo ano.

O tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu não difere entre os anos;

O tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu foi de 8,39m², contemplando dessa forma todas as épocas de avaliação dos dois anos agrícolas.

Para avaliar a massa verde de parte aérea de feijão guandu com ($CV_{X_0}=18,76\%$) e tamanho ótimo de parcela ($X_0=8,39m^2$), sete repetições são suficientes em experimentos nos delineamentos inteiramente casualizado e blocos ao acaso com até 50 tratamentos para identificar em 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey, diferenças significativas entre médias de tratamentos de 40% da média do experimento.

REFERÊNCIAS

- ALVES, S. J.; MEDEIROS, G. B. Leguminosas em renovação de pastagens. In: FAVORETTO, V; RODRIGUES, L. R. A.; RODRIGUES, T. J. D. Simpósio sobre ecossistemas de pastagens. **Anais**. 3ed Jaboticabal FUNEP, 1997.
- ALVES, S. M. et al. Balanço do nitrogênio e fósforo em solo com cultivo orgânico de hortaliças após a incorporação de biomassa de guandu. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF. v. 39, p. 1111-1117, 2004.
- AMABILE, R. E. **Comportamento de adubos verdes em épocas de semeadura nos cerrados do Brasil central**. Dissertação (Mestrado) - Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, p. 123, 1996.
- AZEVEDO, R. L.; RIBEIRO, G. T.; AZEVEDO, C. L. L. **Feijão guandu: uma planta multiuso**. Revista da Fapese 3. Cruz das Almas, BA. p. 81-86, 2007.
- BELLAVER, C. Considerações sobre os alimentos alternativos para dietas de suínos. In: Encontro Internacional dos Negócios da Pecuária, 2004, Cuiabá. **Encontro internacional dos negócios da pecuária**, Cuiabá, MS. **Anais**. Cuiabá: ENIPEC, 2004.
- BRUM, B. et al. Tamanho ótimo de parcelas para ensaios com sorgo granífero em duas épocas de semeadura. **Ciência Rural**, Santa Maria, RS. v. 38, n. 2, p. 315-320, 2008.
- BULISANI, E. A; BRAGA, N. R. Potencialidades para a utilização de leguminosas como cobertura vegetal de inverno no Estado de São Paulo. In: BÜLL, L. T; CANTARELLA, H. (Org.). **Cultura do milho: fatores que afetam a produtividade**. Piracicaba: Potafós. p. 63-146, 1993.
- CALEGARI, A. et al. Caracterização das principais espécies de adubo verde. In: CALEGARI, A. et al. (Coord.). **Adubação verde no sul do Brasil**, Rio de Janeiro. p. 277-280, 1992.
- CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Medidas de precisão experimental e número de repetições em ensaios de genótipos de arroz irrigado. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília. v. 47, n. 3, p. 336-343, 2012.
- CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho ótimo de parcela em milho com comparação de dois métodos. **Ciência Rural**, Santa Maria, RS. v. 41, n. 11, p. 1890-98, 2011a.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanhos de parcela e ensaios de uniformidades em nabo forrageiro. **Ciência Rural**, Santa Maria, RS. v. 41, n. 9, p. 1517-1525, 2011b.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais de híbridos de milho simples, triplo e duplo. **Ciência Rural**, v. 41, n. 9, p. 1509-1516, 2011c.

CARGNELUTTI, FILHO, A.; STORK, L. Estatísticas de avaliação da precisão experimental em ensaios de cultivares de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 42, n. 1, p. 17-24, jan. 2007.

CHAUHAN, Y. S. **Pigeonpea**: optimum agronomic management. In: NENE, Y. L.; HALL, S. D.; SHEILA, V. K. (ed.). The pigeonpea. Cambridge: CAB International/ICRISAT; 1990. p. 257-279.

COCCO, C. et al. Tamanho e forma de parcela em experimentos com morangueiro cultivado em solo ou em hidroponia. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 44, n. 7, p. 681-686, jul. 2009.

COCHRAN, W. G.; COX, G. M. **Experimental design**. New York: John Wiley, 1957. 611p.

COSTA, N. L.; TOWNSEND, C. R.; MAGALHÃES, J. A.; PEREIRA, R. G. A. Formação e manejo de pastagens de guandu em Rondônia. **Embrapa Rondônia**, Porto Velho, 2001. 2p. (Recomendações Técnicas, 23).

DONATO, S. L. R. et al. Estimativas de tamanho de parcela para avaliação de descritores fenotípicos em bananeira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 43. n. 8, p. 957-969, 2008.

FAOSTAT. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/>>. Acesso em: 05 nov. 2013.

FEDERER, W. T. **Experimental design**. New York: McMillan, 1955. p. 544.

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

GOODING, H. J. The agronomic aspects of pigeonpeas. **Field Crops Abstracts**, **Farnham Royal**, v. 15, p. 1-5, 1962.

HATHEWAY, M. H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, v. 53, n. 4, p. 279-280, 1961.

HATHEWAY, M. H; WILLIAMS, E. J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. **Biometrics**, v. 14, p. 207-222, 1958.

HENRIQUES NETO, D. et al. Tamanho de parcela para avaliação da produção em trigo irrigado, sob dois sistemas de plantio. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 40, n. 1, p. 86-93, 2009.

HUMPHREYS, L. R. **A guide to better pastures for the tropics and subtropics**. Austrália. ed. Pty. Ltd., 1974.

INOMOTO, M. M. et al. Reação de seis adubos verdes a *Meloidogyne javanica* e *Pratylenchus brachyurus*. **Nematologia Brasileira**, Brasília, v. 30, n. 1, p. 39-44, 2006.

KOCH, E. J.; RIGNEY, H. J. A method of estimating optimum plot size from experimental data. **Agronomy Journal**, v. 43, n. 1, p. 17-21, 1951.

KUINCHTNER, A.; BURIOL, G. A. Clima do Estado do Rio Grande do Sul segundo a classificação climática de Köppen e Thornthwaite. **Disciplinarum Scientia**, Santa Maria, v. 2, n. 1, p. 171-182, 2001.

LEITE, M. S. de O. et al. Sample size for full-sib family evaluation in sugarcane. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 44, n. 12, p. 1562-1474, 2009.

LESSMAN, K. J; ATKINS, R. E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, v. 3, n. 6, p. 477-481, 1963.

LIN, C. S; MORRISON, M. J; BINNS, M. R. Persistence of a field heterogeneity index. **Canadian Journal of Plant Science**, v. 76, p. 245-250, 1996.

LOPES, S. J. et al. 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. ; LÚCIO, A. D. Tamanho e forma de parcela para pimentão em estufa plástica **Ciência Rural**, v. 39, n. 8, p. 2380-2387, 2009.

LORENTZ, L. H. ; ERICHSEN, R.; LÚCIO, A. D. Proposta de método para estimação de tamanho de parcela para culturas agrícolas. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 59, n. 6, p. 772-780, 2012.

LORENTZ, L. H. et al. Tamanho de parcela e precisão experimental em ensaios com trigo em plantio direto. **Científica**, Jaboticabal, v. 35, n. 2, p. 129-135, 2007.

LÚCIO, A. D. et al. Variância e média da massa de frutos de abobrinha-italiana em múltiplas colheitas. **Revista Horticultura Brasileira**. Brasília, DF. v. 26, p. 335-341, 2008.

MAESEN, L. J. G. **Taxonomy of Cajanus**. In: INTERNATIONAL WORKSHOP ON PIGEONPEAS. 1980, Proceedings. Patancheru, v. 2, p. 9-13, 1981.

MAIOR JÚNIOR, S. G. S. **Efeitos de arranjos populacionais na produção de forragem de feijão guandu (CajanusCajan (L.) Millsp) em região semi-árida**. 2006. 36 p. Dissertação (Mestrado em sistemas Agrosilvopastoris no Semi-Árido)- Universidade Federal de Campina Grande, Campina Grande-PB, 2006.

MARTIN, T. N. et al. Tamanho ótimo de parcela e número de repetições em soja (*Glycinemax* (L.)Merril) **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 2, p. 271-276. 2005.

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

MORAIS, A. R. et al. Planos de amostragem no desenvolvimento inicial do cafeeiro. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande. v. 9, n. 4, p. 510-514, 2005.

NENE, Y. L; SHEILA, V. K. Pigeonpea: geography and importance. In: NENE, Y. L.; HALL, S. D.; SHEILA, V. K. **The Pigeonpea**.Cambridge: CAB International/ICRISAT, 1990. p. 114.

OLIVEIRA, S. J. R. et al. Plot size and experimental unit relationship. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 62, n. 6, p. 585-589, 2005.

PARANAÍBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; MORAIS, A. R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais, proposição de métodos de estimação. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 27, n. 2, p. 255-268, 2009a.

PARANAÍBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; MORAIS, A. R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: comparação de métodos em experimentos de trigo e mandioca. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 27, n. 1, p.81-90, 2009b.

PATEL, B. M.; SHUKLA, P. C. Effect of feeding cluster bean fodder and pigeonpea fodder on body weights and milk yield of kakregcows. **Indian Veterinary Journal**, v. 50, p. 1126-32, 1973.

PATERSON, D. D. **Estatistical technique in agricultural research**. New York: McGraw-Hill, 1939. 263p.

PAULO, E. M. et al. Produtividade do cafeeiro Mundo Novo enxertado e submetido à adubação verde antes e após a recepa. **Bragantia**, v. 65, n. 1, p. 115, 2006.

PELEGRINI, R. et al. Fitorremediação. In: III Fórum de Estudos Contábeis, 2003, Rio Claro. **III Fórum de Estudos Contábeis**, 2003.

PIMENTEL, G. F. **Curso de estatística experimental**. 14. ed. Piracicaba: Nobel, 2000. 477 p.

PIRES, F. R. et al. Adubos verdes na fitorremediação de solos contaminados com o herbicida tebuthiuron. Mossoró, **Caatinga**, v. 19, n. 1, p. 92-97, 2006.

RAGOZO, C. R. A. et al. Adubação verde em pomar cítrico. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v. 28, n. 1, p. 69-72, 2006.

RAMALHO, M. A. P. et al. **A experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: EDUFLA, 2000. p. 326.

RAO, S. C.; COLEMAN, S. W.; MAYEUX, H. S. Forage production and nutritive value of selected pigeonpea ecotypes in the southern Great Plains. **Crop Science**, 42, n. 4, p. 1259-1263, 2002.

REDDY, L. J. Pigeonpea: Morphology, Chapter 3. Plant Breeder, Legumes Program, **Internacional Crops Research Institute for Semi-Arid Tropics (ICRISAT)**, p. 324-502, 1990.

RITZINGER, C. H. S. P.; FANCELLI, M. Manejo integrado de nematóides na cultura da bananeira. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v. 28, n. 2, p. 331-338, 2006.

ROSSETTI, A. G. Influência da área da parcela e do número de repetições na precisão de experimentos com arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília. v. 37, n. 4. p. 433-438. 2002.

SANTOS, C. A. F.; MENEZES, E. A.; ARAÚJO, F. P. Introdução, coleta e caracterização de recursos genéticos de guandu para produção de grãos e forragem. In: **Recursos Genéticos e Melhoramento de plantas para o Nordeste Brasileiro**. Petrolina: EMBRAPA, 1996.

SCHAAFFHAUSEN, R. Weight increase of Zebu cattle grazing on legumes. *Doliches lab lab* and *Cajanus indicus*. In: INTERNATIONAL GRASSLAND CONGRESS, **Anais**. São Paulo, 1965, v. 2, p. 965-968.

SEIFFERT, N. F.; THIAGO, L. R. L. **Guandu**: planta forrageira de produção de proteína. Campo Grande: EMBRAPA-CNPQC, 1983. p. 4.

SHELDRAKE, A. R.; MARAYANAN, A. Growth, development, and nutrient uptake in pigeonpea (*Cajanus cajan* L. Millsp.). **Journal of Agricultural Science**. v. 52, p. 513-526, 1979.

SILVA, P. S. L. E. et al. Sample for the estimation of some sorghum traits. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, Sete Lagoas. v. 4, n. 2, p. 149-160, 2005.

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

STEEL, R. G. D. et al. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 3. ed. New York: McGraw Hill Book, 1997. p. 666.

STORCK, L. et al. **Experimentação vegetal**. 3.ed. Santa Maria: UFSM, 2011. 200p.

STRECK, E. V. et al. **Solos do Rio Grande do Sul**. 2.ed. Porto Alegre: Emater/RS-ASCAR, 2008; p. 222.

VALLE, L. A. C.; FERRAZ, S.; TEIXEIRA, D. A. Estímulo à eclosão de juvenis, penetração e desenvolvimento de *Heterodera glycines* nas raízes de mucuna preta (*Stizolobium aterrimum*) e grandu (*Cajanus cajan*). **Nematologia Brasileira**, Piracicaba, v. 21, n. 1, p. 67-83, 1997.

VIANA, A. E. S. et al. Estimativa de tamanho de parcela em experimentos com mandioca. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 20, n.1, p. 58-63, 2002.