

**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM PRODUÇÃO VEGETAL**

**Jailson Ramos Magalhães**

**Tamanho ótimo de parcela em experimentos com a cultura do grão-de-bico por abordagens  
frequentistas e bayesiana**

**Montes Claros  
2022**

**Jailson Ramos Magalhães**

**Tamanho ótimo de parcela em experimentos com a cultura do grão-de-bico por abordagens frequentistas e bayesiana**

**Versão final**

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Produção Vegetal da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Produção Vegetal.

**Orientador:** Alcinei Místico Azevedo

**Coorientadores:** Cândido Alves da Costa e Fernando da Silva Rocha

Montes Claros  
Fevereiro de 2022

Magalhães, Jailson Ramos.

M188t  
2022

Tamanho ótimo de parcela em experimentos com a cultura do grão-de-bico por abordagens frequentistas e bayesiana [manuscrito] / Jailson Ramos Magalhães. Montes Claros, 2022.

51f.

Tese (doutorado) - Área de concentração em Produção Vegetal. Universidade Federal de Minas Gerais / Instituto de Ciências Agrárias.

Orientador(a): Alcinei Místico Azevedo.

Banca examinadora: Claudinéia Ferreira Nunes, Rodinei Facco Pegoraro, Nermy Ribeiro Valadares, Bruno Vinícius Castro Guimarães, Alcinei Místico Azevedo.

Inclui referências: f. 18-21; 34-36; 48-50

1. Grão-de-bico – Teses. 2. Agricultura – Experimentação – Teses. 3. Leguminosa – Teses. I. Azevedo, Alcinei Místico. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Instituto de Ciências Agrárias. III. Título.

CDU: 633.35

ELABORADA PELA BIBLIOTECA UNIVERSITÁRIA DO ICA/UFMG  
Rachel Bragança de Carvalho Mota / CRB-6/2838

### ATA DE DEFESA DE TESE

Aos 21 dias do mês de fevereiro de 2022, às 14:00 horas, sob a Presidência do Professor Alcinei Místico Azevedo, D. Sc. (Orientador – UFMG/ICA) e com a participação dos Professores Claudinéia Ferreira Nunes, D. Sc. (UFMG/ICA), Rodinei Facco Pegoraro, D. Sc. (UFMG/ICA), Nermey Ribeiro Valadares, D. Sc. e Bruno Vinicius Castro Guimarães, D. Sc. (IFAM), reuniu-se, por videoconferência, a Banca de tese de **Jailson Ramos Magalhães**, aluno do Curso de Doutorado em Produção Vegetal. O resultado da defesa de tese intitulada: "**Tamanho ótimo de parcela em experimentos com a cultura do grão-de-bico por abordagens frequentistas e bayesiana**", sendo o aluno considerado **Aprovado**. E, para constar, eu, Professor Alcinei Místico Azevedo, Presidente da Banca, lavrei a presente ata que depois de lida e aprovada, será assinada por mim e pelos demais membros da Banca examinadora.

OBS.: O aluno somente receberá o título após cumprir as exigências do **ARTIGO 68** do regulamento do Curso de Doutorado em Produção Vegetal, conforme apresentado a seguir:

**Art. 68** Para dar andamento ao processo de efetivação do grau obtido, o candidato deverá, após a aprovação de sua Dissertação ou Tese e da realização das modificações propostas pela banca examinadora, se houver, encaminhar à secretaria do Colegiado do Programa, com a anuência do orientador, no mínimo 3 (três) exemplares impressos e 1 (um) exemplar eletrônico da dissertação ou, 4 (quatro) exemplares impressos e 1 (um) exemplar eletrônico da tese, no prazo de 60 (sessenta) dias.

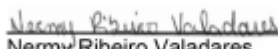
Montes Claros, 21 de fevereiro de 2022.



Claudinéia Ferreira Nunes  
 Membro



Rodinei Facco Pegoraro  
 Membro



Nermey Ribeiro Valadares  
 Membro



Bruno Vinicius Castro Guimarães  
 Membro



Alcinei Místico Azevedo  
 Orientador

## AGRADECIMENTOS

A Deus, por ser minha fonte de sabedoria e força, reanimando-me quando as forças pareciam findar.

Ao Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal do Instituto de Ciências Agrárias da Universidade Federal de Minas Gerais (ICA-UFMG), pela infraestrutura e oportunidade de realizar este trabalho.

Ao Prof. Alcinei Místico Azevedo, pela orientação, ensinamentos, paciência e amizade construída durante o curso.

Ao Prof. Cândido Alves da Costa, pelas contribuições no desenvolvimento deste trabalho.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal, pelos ensinamentos transmitidos.

À Universidade Federal de Minas Gerais, pela flexibilização do meu horário de trabalho durante a realização das disciplinas.

À banca examinadora, pela disponibilidade e colaboração.

Aos órgãos de fomento: FAPEMIG, CNPq e CAPES, pelo apoio financeiro na condução deste trabalho.

A todos os funcionários que me auxiliaram na condução do experimento em campo e nos laboratórios.

Aos colegas de pesquisa e disciplinas, pelos diálogos e auxílios prestados.

Aos colegas e amigos do GEEA (Grupo de Estudo em Experimentação Agrícola), pela parceria na condução deste trabalho.

Aos amigos Igor, Iago e Wiliam, pela amizade fortalecida durante o doutorado.

Às colegas, Lislely e Maria Isabel, pelo apoio e companheirismo no trabalho.

Aos meus pais, Eliane e Josué (*in memoriam*), pelo carinho e apoio constante.

Aos meus irmãos, Joselane, Josimar e Maria Rita, pelo carinho, apoio e cumplicidade.

Aos meus sobrinhos Davi e Bento, pela alegria que eles representam em nossa família.

Aos meus afilhados, Ana Beatriz, Maria Isabel, João Antônio, Isabela, Trinit e Larissa, pelo carinho e por tornar minha existência mais significativa.

A todos os familiares, colegas e amigos que de alguma forma me ajudaram e alegraram-me nesses últimos anos. Sem a ajuda de todos, tudo teria sido mais difícil.

Muito obrigado!

*“Ter coragem é ir com medo”.*  
*(Edith Stein)*

## TAMANHO ÓTIMO DE PARCELA EM EXPERIMENTOS COM A CULTURA DO GRÃO-DE-BICO POR ABORDAGENS FREQUENTISTAS E BAYESIANA

### RESUMO

A definição do tamanho ótimo de parcela é uma alternativa importante na redução do erro experimental. Tamanhos ideais de parcela asseguram melhor otimização da área experimental e dos recursos humanos e financeiros, além de minimizar o erro experimental, permitindo maior confiabilidade das inferências estatísticas. O grão-de-bico é a terceira leguminosa mais cultivada no mundo, com grande potencial de adaptação às condições climáticas do cerrado brasileiro, alcançando produtividade satisfatória aos experimentos realizados. A pesquisa com grão-de-bico tem contribuído para o desenvolvimento de novas tecnologias, mas o tamanho de parcelas para experimentos com a cultura é variável, baseado, na maioria das vezes, na experiência do pesquisador. Nesse contexto, objetivou-se estimar o tamanho ótimo de parcela para experimentos de grão-de-bico por abordagens frequentistas e bayesiana. Foram realizados dois experimentos em branco, compostos por oito linhas de cultivo, de sete metros de comprimento, espaçadas em 50 cm entre linhas e 10 cm entre plantas, avaliando as seis linhas centrais, em um total de 60 plantas por linha de cultivo. Foram avaliados o número de sementes, peso de sementes, índice de colheita e massa seca da parte área. O número ótimo de parcela foi estimado por abordagens frequentistas (método da máxima curvatura modificado e método de Hatheway) e por abordagem bayesiana com o uso de informações *a priori*, por meio do software R. O número ótimo de parcelas estimado variou em função das variáveis e metodologias utilizadas. Pelo método da máxima curvatura modificado, recomendam-se 15 plantas por parcela para o grão-de-bico. Pelo método de Hatheway, 25 plantas por parcela são consideradas suficientes, para identificar diferenças significativas entre as médias dos tratamentos (variando de 4 a 16), DMS de 25% e seis repetições, com probabilidade de 5%. O uso da abordagem bayesiana levou a resultados similares aos obtidos pela abordagem frequentista, mesmo utilizando *priori* informativa.

**Palavras-chave:** *Cicer arietinum* L. Hatheway. Máxima curvatura modificado. Experimentação agrícola. Leguminosa. *Priori* informativa.

## OPTIMUM PLOT SIZE IN CHICKPEA CULTURE EXPERIMENTS BY FREQUENTIST AND THE BAYESIAN APPROACHES

### ABSTRACT

The definition of optimal plot size is an important alternative in the reduction of experimental error. Ideal plot sizes ensure a better optimization of the experimental area and of human and financial resources, in addition to minimizing experimental error and affording greater reliability of statistical inferences. Chickpea is the third most consumed legume in the world. It has a great potential to adapt to the cerrado climate conditions in Brazil and has yielded satisfactory productivity in experiments carried out so far. The study of chickpea has contributed to the development of new technologies; however, the size of experimental culture plots varies, mostly based on the researchers' experience. We have attempted to estimate the optimal plot size in chickpea experiments by frequentist and Bayesian approaches. We carried out two blank experiments with eight 7-m long culture lines 50 cm apart and with a distance of 10 cm between plants. The six central lines with 60 plants each were evaluated. The number and weight of seeds, the harvest index and the dry mass of the aerial part were evaluated. The optimal number of plots was estimated by the frequentist approach (modified maximum curvature and the Hatheway method) and the Bayesian approach using *a priori* information with the aid of software R. The estimated optimal number of plots depended on the variables and the methods used. The modified maximum curvature method recommended 15 chickpea plants per plot. In the Hatheway method, 25 plants per plot were considered sufficient to identify significant differences between the treatment means (ranging from 4 to 16) with a Significant Minimum Difference (SMD) of 25% and six repetitions at 5% probability. The Bayesian approach results were similar to those of the frequentist approach, even when *a priori* information was used.

**Keywords:** *Cicer arietinum* L. Hatheway. Modified maximum curvature. Agricultural experimentation. Leguminosae. *A priori* information.



## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>9</b>
<b>2</b>	<b>OBJETIVOS</b> .....	<b>10</b>
2.1	Objetivo Geral.....	10
2.2	Objetivos Específicos .....	10
<b>3</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	<b>11</b>
3.1	Aspectos gerais da cultura do grão-de-bico .....	11
3.2	Cultivo do grão-de-bico no Brasil .....	12
3.3	Potencial produtivo do grão-de-bico no Brasil .....	13
3.4	Experimentação agrícola com o grão-de-bico .....	14
3.5	Importância da definição do tamanho ótimo de parcela.....	14
3.6	Método da máxima curvatura modificado.....	15
3.7	Método de Hatheway .....	16
3.8	Abordagem bayesiana na experimentação agrícola .....	17
3.9	Referências.....	18
<b>4</b>	<b>ARTIGOS</b> .....	<b>22</b>
4.1	Artigo 1 – Tamanho ótimo de parcelas para experimentos com grão-de-bico estimado por abordagem bayesiana com <i>priori</i> informativa .....	22
4.2	<b>37</b>	
	Artigo 2 – Tamanho ótimo de parcelas e número de repetições para experimentos com grão-de-bico.....	37
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	<b>51</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O grão-de-bico (*Cicer arietinum* L.) é a terceira leguminosa mais cultivada mundialmente. É cultivada em países de vários continentes, com grande predomínio no continente Asiático. Em 2020, a Ásia respondeu por 86,7% da produção mundial dessa cultura. Os cinco países com maior produção foram Índia, Turquia, Paquistão, Myanmar e Etiópia, sendo a Índia responsável por uma produção superior a 11 milhões de toneladas (FAOSTAT, 2020).

No Brasil, a Embrapa Hortaliças tem desenvolvido pesquisas e lançando cultivares mais adaptadas a determinadas regiões, entretanto a produção ainda é incipiente, não atendendo nem mesmo o mercado interno. Alguns estudos vêm sendo desenvolvidos com a cultura no cerrado brasileiro e têm apresentado resultados satisfatórios para o rendimento de grãos, com produtividade entre 2 a 4 t ha<sup>-1</sup> (HOSKEM *et al.*, 2017), 3 a 5,3 t ha<sup>-1</sup> (AVELAR *et al.*, 2018), 2,83 t ha<sup>-1</sup> (PEGORARO *et al.*, 2018), 3,018 t ha<sup>-1</sup> (FONSECA *et al.*, 2020) 1,78 a 2,09 t ha<sup>-1</sup> (ALMEIDA NETA *et al.*, 2020); 4,16 e 4,17 t ha<sup>-1</sup> (ALMEIDA NETA *et al.*, 2021).

No entanto, considerando as características dos solos brasileiros, estudos relacionados ao planejamento experimental, como a definição do tamanho ótimo de parcela para o grão-de-bico, são escassos. Na literatura mundial, foram encontrados poucos trabalhos abordando esse tema, entre eles, vale citar o de Bayoumi e El-Demardash (2008) que conduziram no Egito dois ensaios de uniformidade com o grão-de-bico e estimaram o tamanho ótimo de parcela, em ambientes normais e de estresse hídrico, estimando 5 e 8 m<sup>2</sup> para condições normais de irrigação e de 8 e 10 m<sup>2</sup> para condições de estresse hídrico, utilizando duas diferentes metodologias.

O tamanho ótimo de parcela é um fator importante que precisa ser decidido, no momento do planejamento do experimento de campo, pois é uma alternativa que assegura redução do erro experimental obtendo resultados mais confiáveis. Em muitos casos, essa decisão é tomada apenas com base na experiência do pesquisador, porém é indiscutível que o uso de metodologias específicas contribui para a redução de custos e elevação da precisão experimental.

A utilização de abordagens frequentistas vem sendo realizada por muitos pesquisadores para diversas culturas, tais como milho (CHAVES; MIRANDA FILHO, 1992), batata (OLIVEIRA; ESTEFANEL, 1995), feijão-vagem (SANTOS *et al.*, 2012), girassol (SOUSA; SILVA; ASSIS, 2016), nabo-forageiro (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2016) e trigo (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2020a), diferente da abordagem bayesiana que tem sido mais frequentemente utilizada em trabalhos na área de melhoramento genético. Já com relação à otimização da experimentação agrícola, utilizando a abordagem bayesiana, nada foi encontrado na literatura. Essa metodologia apresenta muitas vantagens, pois permite a utilização de informações *a priori*, obtendo, assim, resultados mais precisos (OLIVEIRA *et al.*, 2020a), além de promover redução do intervalo de credibilidade (NASCIMENTO *et al.*, 2020).

Assim, considera-se necessário realizar estudos, para obter informações acerca da cultura do grão-de-bico, que possibilitem melhor planejamento experimental, de forma a se obter maior precisão com menor custo na experimentação. Para isso, o uso de diferentes abordagens matemáticas assegura maior confiabilidade aos resultados obtidos.

## 2 OBJETIVOS

### 2.1 Objetivo Geral

Estimar o tamanho ótimo de parcela do grão-de-bico por abordagens frequentistas e bayesiana.

### 2.2 Objetivos Específicos

- Avaliar a eficácia da inferência bayesiana com *priori* informativa na estimativa do tamanho ótimo de parcela do grão-de-bico;
- Estimar o tamanho ótimo de parcela do grão-de-bico pelo método da máxima curvatura modificado;
- Comparar os resultados encontrados por meio da inferência bayesiana com os encontrados pelo método da máxima curvatura modificado;
- Estimar o tamanho ótimo de parcela do grão-de-bico por meio do método de Hatheway.

### 3 REVISÃO DE LITERATURA

#### 3.1 Aspectos gerais da cultura do grão-de-bico

O grão-de-bico (*Cicer arietinum* L.) tem origem do Sudeste da Turquia, região próxima da Síria, sendo, posteriormente, introduzido em outros países da Europa e na Índia (VAN DER MAESEN, 1987; NASCIMENTO *et al.*, 2016). No Brasil, a cultura foi introduzida por imigrantes espanhóis e do Oriente Médio (NASCIMENTO *et al.*, 2016).

Trata-se de uma leguminosa diploide ( $2n = 16$ ), autógama, com cleistogamia, fenômeno em que a polinização é completada antes da abertura das flores. Pertence à família Fabaceae, subfamília Papilionoideae, da tribo Cicereae. Possui germinação do tipo hipógea. A raiz primária é comprida e ramificada. Suas hastes apresentam ramificações classificadas em primárias, secundárias e terciárias. Quanto ao crescimento, pode ser classificado, com base na inclinação das hastes em ereto, semiereto, semi-inclinado, inclinado e prostrado (NASCIMENTO *et al.*, 2016).

É uma planta de ciclo anual, cuja altura varia de 20 a aproximadamente 90 cm (MARGHEIM *et al.*, 2004). As folhas, compostas por 9 a 19 folíolos, podem ser alternas, imparipinadas, com comprimento variando entre 5 a 10 cm. As flores podem ser de cor púrpura, característica do grupo desi ou de cor branca, particularidade do grupo kabuli (NASCIMENTO *et al.*, 2016).

Apresenta raiz principal bastante desenvolvida e raízes laterais constituintes de grandes nódulos (SHARMA, 1984). O sistema radicular profundo permite a captação da água, em maiores profundidades do solo, o que torna a espécie resistente ao déficit hídrico (MARGHEIM *et al.*, 2004; RAO *et al.*, 2010). Representa uma opção de cultivo para solos bem drenados e pH próximo ao neutro, contudo não suporta solos úmidos, mal drenados ou salinos (MARGHEIM *et al.*, 2004).

A temperatura ótima, para a germinação das sementes, situa-se entre 20 e 30°C. A cultura necessita de temperaturas amenas para se desenvolver, intervalos de 25 a 30°C para temperatura máxima e de 10 a 15°C para temperatura mínima que têm sido considerados mais favoráveis (NASCIMENTO *et al.*, 2016). Altas temperaturas no período de floração ou no estágio inicial do enchimento das vagens podem causar redução na produtividade (MARGHEIM *et al.*, 2004).

As vagens são infladas, e cada planta pode conter de algumas até trezentas (NASCIMENTO *et al.*, 2016). Geralmente podem conter de uma a duas sementes, ou, no máximo três (SINGH; DIWAKAR, 1995). A superfície da semente pode ser enrugada ou áspera, característica do tipo desi e lisa ou ligeiramente enrugada, peculiaridade do grupo kabuli (NASCIMENTO *et al.*, 2016).

As sementes do tipo desi são coloridas nas tonalidades e combinações de marrom, amarelo, verde e preto e protegidas por um espesso tegumento. As sementes são pequenas e com superfície rugosa. O tipo desi representa aproximadamente 85% da área cultivada no mundo, consumida principalmente na forma de farinhas e grãos partidos. Já as sementes do grupo kabuli são brancas ou beges, com tegumento fino e liso. Esse tipo apresenta sementes de tamanhos maiores, com maior valorização no mercado (NASCIMENTO *et al.*, 2016).

O ciclo da cultura varia, de acordo com a cultivar utilizada, visto que, para uma cultivar precoce, o ciclo é de 120 dias, contados da emergência à maturação (NASCIMENTO *et al.*, 2014). Para algumas cultivares, a germinação ocorre entre cinco a seis dias após o plantio e a maturidade fisiológica ocorre de

60 a 70 dias após o período da floração, e a colheita ideal se dá com umidade em torno de 13 - 15% (NASCIMENTO; PESSOA; GIORDANO, 1998).

O grão-de-bico pode ser consumido de diversas maneiras, seus brotos podem ser preparados como vegetais ou saladas e os grãos podem ser consumidos verdes, secos e fritos, torrados e cozidos, na forma de lanches, doces e condimentos (NASCIMENTO *et al.*, 2016). A farinha feita com o grão-de-bico é livre de glúten e é considerada uma excelente opção nutricional para os celíacos (YADAV *et al.*, 2007). Segundo os últimos autores, o grão-de-bico é rico em proteínas, representa uma excelente fonte de fibras, carboidratos complexos, vitaminas do complexo B e minerais (potássio, fósforo, cálcio, magnésio, cobre, ferro e zinco), o que a torna uma fonte de proteína de baixo custo e de alta qualidade.

A produção dessa leguminosa concentra-se principalmente na região da Ásia, 86,7%. Em 2020, foram produzidas 14,8 milhões de toneladas em 15,1 milhões de hectares. A Índia possui a maior área plantada (10,9 milhões de hectares) e a maior produção (11,1 milhões de toneladas), entretanto, apesar de ser o maior produtor e o maior consumidor mundial do grão, possui baixa produtividade, 1.012 kg ha<sup>-1</sup> (FAOSTAT, 2020).

### 3.2 Cultivo do grão-de-bico no Brasil

No Brasil, a produção comercial ainda é incipiente, existindo poucos produtores da cultura, no entanto, apesar da pequena escala de produção, a produtividade tem sido favorável, e o consumo pode ser fortalecido pela população de vegetarianos e celíacos (SNA, 2018). Para o consumo interno no Brasil, os principais exportadores são Argentina e México, que suprem uma demanda de aproximadamente 8.000,00 toneladas por ano (RODRIGUES, 2017). A Índia, maior consumidor de grão-de-bico do mundo, tem demonstrado interesse em importá-lo do Brasil, para isso, parcerias foram firmadas com a Embrapa e pesquisas vêm sendo desenvolvidas, buscando indicar os melhores materiais para fomentar a produção da cultura (GLOBO, 2017; RODRIGUES, 2017; SNA, 2018).

Apesar da pouca expansão no Brasil, os estudos não são recentes. Começaram em São Paulo, com a cultivar IAC Marrocos, introduzida de Marrocos, em 1964 e lançada, em 1989, que apresenta grãos de tamanho médio e ciclo de vida de 125 a 140 dias (BRAGA; VIEIRA; RAMOS, 1992). A cultivar Cícero, selecionada a partir de introduções oriundas do México, foi recomendada para a região central do Brasil em 1994. Essa cultivar apresenta plantas de tamanho médio, em torno de 45 cm, porte semiereto, folíolos grandes, folhas brancas, com formato arredondado de coloração creme (GIORDANO; NASCIMENTO, 2005).

Para a região de Minas Gerais, a cultivar Leopoldina foi lançada, em 1999, introduzida do International Center for Agricultural Research in the Dry Areas (ICRISAT), localizado na Índia. Essa cultivar deve ser plantada, preferencialmente nos meses de abril e maio, sua emergência ocorre entre seis e nove dias, com ciclo de vida variando de 125 a 135 dias. Apresenta crescimento ereto, altura de 55 a 60 cm, flor na cor branca e de duas a três sementes por vagem (VIEIRA, R.; RESENDE; VIEIRA, C., 1999). Segundo os pesquisadores, a cultivar Leopoldina foi cultivada nas regiões da Zona da Mata e no Norte de Minas Gerais, sempre utilizando a irrigação e apresentou boa produtividade quando plantada nos meses de abril e maio. Em Coimbra, município da Zona da Mata, o rendimento variou de 2.037 a 2.300 kg ha<sup>-1</sup>, em Leopoldina, também situada na Zona da Mata, obteve 2.959 kg ha<sup>-1</sup> de

rendimento e, em Janaúba, no Norte de Minas Gerais, houve um rendimento de 2.640 kg ha<sup>-1</sup> (VIEIRA, R.; RESENDE; VIEIRA, C., 1999).

Após uma pausa nos estudos dessa cultura, no ano de 2010, a Embrapa Hortaliças retomou as pesquisas com a cultivar BRS Aleppo, introduzida da Síria, avaliada no cerrado do Distrito Federal e Goiás e lançada em 2014. Essa cultivar apresenta um ciclo precoce, em torno de 120 dias da emergência à maturação, altura de 66 cm, sistema radicular robusto, vagens com uma a duas sementes, tamanho entre 8 e 9,5 mm. O plantio da cultura é recomendado, preferencialmente para os meses de março e abril, isso possibilita que a colheita não seja comprometida pelas chuvas, uma vez que favorecem o aumento das perdas e diminui a qualidade das sementes (NASCIMENTO *et al.*, 2014).

Nos últimos anos, foram lançadas as cultivares BRS Cristalino, BRS Toro e BRS Kalifa. A cultivar BRS Cristalino, lançada em 2016, originou-se de uma população segregante (GB 0715), obtida por cruzamentos múltiplos entre os genitores (CNP 035 x CNP 102) x GB 0528. Indicada para cultivo na estação seca, com plantio no período de abril a maio, na região do cerrado do Distrito Federal e Goiás, apresenta ciclo precoce, 120 dias da emergência à maturação e potencial de rendimento superior a 3 t ha<sup>-1</sup> em áreas irrigadas (NASCIMENTO *et al.*, 2017a).

A cultivar BRS Toro, lançada em 2017, originou-se de uma população segregante (GB 0724), obtida por cruzamentos múltiplos entre os genitores (CNP 007 x CNP 043) x GB 0528. Indicada para o cultivo irrigado nas estações secas, com plantio a partir do mês de abril até o mês de maio. Possui ciclo médio, 130 dias da emergência à maturação, com potencial de rendimento acima de 3 t ha<sup>-1</sup> em áreas irrigadas e de 2 t ha<sup>-1</sup> em áreas de sequeiro (NASCIMENTO *et al.*, 2017b). Por último, foi lançada a BRS Kalifa, cultivar resistente aos nematoides das galhas e das lesões, de alta produtividade e considerada uma candidata aos programas de melhoramento do grão-de-bico (SANTOS *et al.*, 2021).

### 3.3 Potencial produtivo do grão-de-bico no Brasil

A produtividade média mundial do grão-de-bico é de aproximadamente 900 kg ha<sup>-1</sup>. O rendimento em cultivo de sequeiro varia de 600 a 750 kg ha<sup>-1</sup>. Em condições irrigadas, a produtividade pode chegar a 2.500 kg ha<sup>-1</sup> (NASCIMENTO *et al.*, 2016). De acordo com Yadav *et al.* (2007), essa leguminosa foi desprezada às regiões marginais, longe das rotas comerciais, do interesse científico e das novas tecnologias agrícolas, realidade que pode explicar a baixa produtividade mundial.

Em solos brasileiros, têm sido realizadas algumas pesquisas com o grão-de-bico, alcançando alto desempenho produtivo. Hoskem *et al.* (2017) testaram, no ano de 2013, três épocas de plantio (22/maio, 20/junho e 26/julho) em dois locais no município de Montes Claros, MG, utilizando a cultivar BRS Cícero sob sistema irrigado e obtiveram o melhor resultado ao plantio realizado no mês de junho, produtividade média de 3.219 kg ha<sup>-1</sup>, considerando os dois locais de plantio. Avelar *et al.* (2018) trabalharam com a cultivar BRS Aleppo, em duas localidades, Montes Claros e Januária. Para Montes Claros, o mês de maio teve melhor desempenho, com produtividade acima de 5 t ha<sup>-1</sup>. Em Januária, os plantios realizados em maio e junho obtiveram rendimento superior a 3 t ha<sup>-1</sup>. Os autores concluíram ainda que o plantio tardio da cultura pode comprometer a produtividade, em decorrência de chuvas no período da colheita.

Outras pesquisas realizadas confirmam a viabilidade do cultivo do grão-de-bico no semiárido brasileiro. Almeida Neta *et al.* (2020) trabalharam com a cultivar Aleppo, avaliando a inoculação de

*Rhizobium tropici* e doses de N sob condições irrigadas, em duas áreas com diferentes teores de matéria orgânica e obtiveram produtividade de 1.780 e 2.090 kg ha<sup>-1</sup>, respectivamente. Vários outros estudos realizados, em diferentes condições, obtiveram rendimentos superiores a 2.500 kg ha<sup>-1</sup>, indicando que as condições edafoclimáticas do cerrado brasileiro são favoráveis para o cultivo dessa leguminosa (PEGORARO *et al.*, 2018; FONSECA *et al.*, 2020; ALMEIDA NETA *et al.*, 2021).

Assim, quando semeada no período ideal, as características das regiões do cerrado favorecem o desenvolvimento da cultura (ARTIAGA *et al.*, 2015; AVELAR *et al.*, 2018), apresentando condições edafoclimáticas favoráveis à alta produtividade dessa leguminosa (HOSKEM *et al.*, 2017) desde que se conheçam as condições adequadas de manejo da cultura (PEGORARO *et al.*, 2018).

### 3.4 Experimentação agrícola com o grão-de-bico

A definição do tamanho ótimo de parcela precisa estar inclusa no planejamento do experimento, uma vez que utilizar parcela de tamanho não ideal pode comprometer a precisão da inferência estatística e elevar os custos da experimentação. Em relação à cultura do grão-de-bico, não existem na literatura muitos estudos que tratam desse assunto. Entre os encontrados, vale citar o de Bayoumi e El-Demardash (2008), que estimaram o tamanho ótimo de parcela do grão-de-bico, no Egito, para dois ensaios de uniformidade, em ambientes normais e de estresse hídrico. Segundo os autores, o tamanho de parcela estimado foi de 5 e 8 m<sup>2</sup>, para condições normais de irrigação e de 8 e 10 m<sup>2</sup>, para condições de estresse hídrico, para o método da máxima curvatura e o método da comparação de variâncias, respectivamente.

Outras pesquisas, objetivando identificar a densidade de plantas do grão-de-bico, foram realizadas. Hernandez e Hill (1985) avaliaram quatro densidades populacionais (32, 48, 64 e 80 plantas m<sup>-2</sup>), para a cultivar Asia, do grupo kabuli e recomendaram 32 plantas m<sup>-2</sup>. Gan *et al.* (2003) obtiveram melhores rendimentos de sementes, para densidade de 40 a 45 plantas m<sup>-2</sup> para o grupo kabuli e 45 a 50 plantas m<sup>-2</sup> para o grupo desi. Segundo os últimos autores, a densidade populacional de plantas ideal é obtida, quando a margem entre o valor do grão produzido e o custo de produção é maximizada.

Em condições de sequeiro na Índia, Bhowmick *et al.* (2013) avaliaram, entre outros tratamentos, o efeito de dois espaçamentos entre linhas (30 e 40 cm), no crescimento e rendimento do grão-de-bico e obtiveram 1.210 kg ha<sup>-1</sup> e 767 kg ha<sup>-1</sup>, respectivamente. Bahr (2007) avaliou duas densidades de plantas (26 m<sup>2</sup> e 50 m<sup>2</sup>), no Egito, e a maior densidade apresentou desempenho superior para a produtividade e para todos os componentes de produção. No Brasil, Souza (2019) avaliou quatro densidades populacionais (100.000, 200.000, 300.000 e 400.000 plantas ha<sup>-1</sup>) e obteve maior rendimento para a densidade populacional de 300.000 plantas ha<sup>-1</sup>.

### 3.5 Importância da definição do tamanho ótimo de parcela

O erro experimental é a medida da variação existente entre as observações realizadas em unidades experimentais tratadas igualmente (STEEL; TORRIE, 1960). As fontes do erro experimental, em experimentos conduzidos no campo, são diversas, entre elas, Storck *et al.* (2011) destacam a heterogeneidade das unidades experimentais, incidência de doenças, pragas e plantas daninhas,

competição intra e interparcelar, efeito da bordadura, heterogeneidade do material experimental, tratos culturais e tratamentos aplicados em experimentos anteriores.

Determinados procedimentos podem ser adotados, para minimizar o erro experimental e aumentar a precisão do experimento, entre eles podemos destacar a correta escolha do delineamento experimental, a escolha do tamanho e forma da unidade experimental, a escolha do material experimental e o agrupamento das unidades experimentais (BANZATTO; KRONKA, 2006). Storck *et al.* (2011) reforçam que o principal método, para corrigir a heterogeneidade das unidades experimentais, é adequar a área experimental ao tamanho e à forma da parcela, delineamento experimental, número de repetições e número de tratamentos com a precisão desejada para o experimento.

Em trabalhos com culturas que ainda não constam na literatura um tamanho ideal de parcela, têm-se utilizados tamanhos indicados para culturas semelhantes ou determinam-se de acordo com o tamanho da área experimental disponível e o número de tratamentos (SANTOS *et al.*, 2012). Essa prática não é a mais adequada, pois o tamanho da parcela deve ser determinado para toda a cultura e até mesmo, para a mesma cultura, quando exposta em condições climáticas e de solo diferentes das já determinadas (OLIVEIRA; ESTEFANEL, 1995).

Na literatura, diferentes métodos são utilizados, para determinar o tamanho ótimo da parcela de diversas culturas, entre eles podemos citar o método de Hatheway, método da máxima curvatura modificado, método da comparação de variâncias e modelo linear de resposta platô. Vários trabalhos, objetivando a determinação do tamanho ótimo de parcela, são encontrados, tais como para pimentão (LORENTZ *et al.*, 2005), banana (DONATO *et al.*, 2008), alface (LÚCIO *et al.*, 2011), milho (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2011), nabo-forageiro (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2016), trigo (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2020a) e aveia preta e ervilhaca (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2020b). No entanto, para o grão-de-bico, estudos dessa natureza não foram encontrados nas condições dos solos brasileiros.

Portanto determinar o tamanho ótimo da parcela é um dos principais problemas no planejamento de experimentos. É um procedimento necessário, pois aumenta a confiabilidade dos resultados obtidos no experimento com a diminuição do erro experimental. Zhang, Warring e Myers (1994) afirmam que, à medida que aumenta o tamanho da parcela, ocorre uma diminuição da variabilidade entre elas, no entanto provoca também aumento nos custos, com um tamanho de parcela ótimo, garante um equilíbrio entre precisão e custos.

### **3.6 Método da máxima curvatura modificado**

O método da máxima curvatura modificado é um aperfeiçoamento do método da máxima curvatura, que tem origem e autoria desconhecida. Esse aperfeiçoamento se dá pela combinação do método da curvatura máxima com o método de Smith (1938). A metodologia do método da máxima curvatura consiste em fazer uso de experimentos em branco, obtendo-se o coeficiente de variação (CV), para cada tamanho de parcela (X), formando um conjunto de pontos (X, CV), que são relacionados em um sistema de eixos coordenados. Uma curva é traçada à mão livre unindo esse conjunto de pontos, e o ponto de máxima curvatura é identificado por inspeção visual. A abcissa do ponto de curvatura máxima da curva corresponde ao tamanho ótimo da parcela (FEDERER, 1977).



O método da máxima curvatura modificado (MMCM), proposto por Lessman e Atkins (1963), busca relacionar o coeficiente de variação entre as parcelas ( $CV(x)$ ) com o tamanho da parcela ( $X$ ), por meio da função:  $CV(x) = \frac{A}{x^B} + e$ , em que:  $CV(x)$  é o coeficiente de variação entre as parcelas de tamanho  $X$ ,  $X$  é o número de UBs da parcela,  $A$  e  $B$  são parâmetros a serem estimados, mediante transformação logarítmica da função e  $e$  são os erros aleatórios.

Essa função explica a relação entre o coeficiente de variação e o tamanho da parcela e possibilita identificar algebricamente o tamanho ótimo da parcela por meio da expressão proposta por Meier e Lessman (1971):

$$X_0 = \left[ \frac{A^2 B^2 (2B + 1)}{B + 2} \right]^{\frac{1}{2B+2}},$$

em que  $X_0$  é o valor da abcissa correspondente ao ponto de curvatura máxima, ou seja, o tamanho ótimo da parcela; e  $A$  e  $B$  são os parâmetros estimados na função anterior.

O método da máxima curvatura modificado é um dos mais utilizados na literatura, no entanto tende a subestimar o tamanho ótimo da parcela, pois a redução do coeficiente de variação ( $CV$ ) continua a ocorrer na região superior ao ponto de curvatura máxima ( $X_0$ ), à medida que se aumenta o tamanho da parcela (PARANAÍBA, 2007). De acordo com Chaves (1985), o valor obtido no ponto de máxima curvatura deve ser interpretado como limite mínimo adequado da parcela e não como o tamanho ótimo.

### 3.7 Método de Hatheway

Esse método é uma combinação do método de Smith (1938) com a fórmula proposta por Cochran e Cox (1957) para determinar o número de repetições. Nessa metodologia proposta por Hatheway (1961), o tamanho conveniente da parcela é obtido por meio da expressão:

$$X_0 = \sqrt[b]{\frac{2(t_1 + t_2)^2 CV^2}{d^2 r}},$$

em que  $X_0$  é o tamanho ótimo da parcela;  $r$  é o número de repetições;  $d$  é a diferença mínima significativa entre duas médias de tratamentos expressa em porcentagem (precisão);  $CV$  é a estimativa do coeficiente de variação em porcentagem para parcelas de uma unidade básica de tamanho;  $t_1$  é o valor crítico da distribuição t de Student para testes de significância (bilateral a 5%);  $t_2$  é o valor crítico da distribuição t de Student, correspondente a  $2(1 - P)$ , em que  $P$  é igual a 0,80 e  $b$  é o índice de heterogeneidade do solo.

O índice de heterogeneidade do solo ( $b$ ) é estimado via logaritmização da função  $VU(x) = V1/x^b$  (SMITH, 1938), em que  $V1$  é a variância dos valores de parcelas constituídas de uma UB. Esse índice também é conhecido como coeficiente de regressão e varia de zero a um. Valores próximos de zero indicam que o solo é mais homogêneo, com maior correlação entre as parcelas, permitindo então parcelas menores com mesma precisão; já valores de  $b$  próximos de um indicam maior heterogeneidade do solo e menor correlação entre as parcelas, necessitando então de maior tamanho de parcela para alcançar a precisão desejada (SANTOS *et al.*, 2012).

No uso da metodologia de Hatheway, cabe ao pesquisador decidir qual combinação ( $r$ ,  $x$ ,  $d$ ) é mais adequada. Na tomada dessa decisão, deve se levar em conta o tamanho da parcela, que deve ter um tamanho considerado prático e que seja válida, em termos de amostragem, número de graus de liberdade, área e recursos disponíveis (BAKKE, 1988).

### 3.8 Abordagem bayesiana na experimentação agrícola

A inferência bayesiana vem sendo utilizada em diversos estudos, principalmente na área de melhoramento genético. Trabalhos, utilizando essa abordagem na determinação do tamanho de parcelas não foram encontrados, mas muitos autores apontam vantagens, na utilização dessa metodologia, na área de melhoramento vegetal (AZEVEDO *et al.*, 2017; CARVALHO; BEIJO; MUNIZ, 2017). A estatística bayesiana possibilita a utilização de conhecimentos anteriores (informações *a priori*) aos dados existentes sobre o parâmetro estudado, fornecendo conclusões mais precisas quando comparado com a estatística frequentista (TIMPANI; NASCIMENTO, 2015).

A abordagem bayesiana foi utilizada por Oliveira *et al.* (2020a), na avaliação da adaptabilidade e estabilidade de híbridos de milho e promoveu uma redução dos intervalos de credibilidade, com o uso de informações *a priori* informativas. Além disso, o uso de informações *a priori* aumentou a precisão das estimativas dos parâmetros, permitindo assim uma seleção de genótipos mais confiável. Nascimento *et al.* (2020), em um estudo objetivando inferir a adaptabilidade fenotípica e estabilidade do algodão, também, obtiveram redução do intervalo de credibilidade com o uso de informações *a priori* em comparação com distribuições *a priori* pouco informativas. Segundo os mesmos autores, incorporar informações de estudos anteriores na análise estatística pode trazer novas percepções aos pesquisadores.

No melhoramento vegetal, muitos outros trabalhos são encontrados, como, por exemplo, na avaliação da adaptabilidade e estabilidade de genótipos de alfafa (NASCIMENTO *et al.*, 2011), na seleção de genótipos de feijão-caupi (TEODORO *et al.*, 2015), na seleção de genótipos de feijão carioca (EUZEBIO *et al.*, 2018) que, em sua totalidade, apresentaram resultados mais acurados na seleção de genótipos quando utilizaram informações *a priori*. A obtenção de maior precisão, nos resultados encontrados com o uso da abordagem bayesiana, é reforçada pelos autores Carvalho, Beijo e Muniz (2017) e Oliveira *et al.* (2020b).

### 3.9 Referências

- ALMEIDA NETA, M. N.; ALMEIDA, E. S.; COSTA, C. A.; NUNES, J. A. R.; FERNANDES, L. A.; PEGORARO, R. F. Inoculation of *Bacillus* spp. and nitrogen levels increase chickpea production. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 45, p. 1-12, 2021.
- ALMEIDA NETA, M. N.; PEGORARO, R. F.; SAMPAIO, R. A.; COSTA, C. A.; FERNANDES, L. A.; FERREIRA, J. M. Does inoculation with *Rhizobium tropici* and nitrogen fertilization increase chickpea production? **Ciência e Agrotecnologia**, v. 44, n. 24, p. 1-13, 2020.
- ARTIAGA, O. P.; SPEHAR, C. R.; BOITEUX, L. S.; NASCIMENTO, W. M. Avaliação de genótipos de grão de bico em cultivo de sequeiro nas condições de Cerrado. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 10, n. 1, p. 102-109, 2015.
- AVELAR, R. I. S.; COSTA, C. A.; BRANDÃO JÚNIOR, D. S.; PARAÍSO, H. A.; NASCIMENTO, W. M. Production and quality of chickpea seeds in different sowing and harvest periods. **Journal of Seed Science**, v. 40, n. 2, p.146-155, 2018.
- AZEVEDO, A. M.; ANDRADE JÚNIOR, V. C.; SANTOS, A. A.; SOUSA JÚNIOR, A. S.; OLIVEIRA, A. J. M.; FERREIRA, M. A. M. Population parameters and selection of kale genotypes using Bayesian inference in a multi-trait linear model. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 39, n. 1, p. 25-31, 2017.
- BAHR, A.A. Effect of plant density and urea foliar application on yield and yield components of chickpea (*Cicer arietinum*). **Research Journal of Agriculture and Biological Sciences**, v. 3, n. 4, p. 220-223, 2007.
- BAKKE, O. A. **Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais**. 1988. 142 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1988.
- BANZATTO, D. A.; KRONKA, S. N. **Experimentação Agrícola**. 4.ed. Jaboticabal: Funep, 2006. 237p.
- BAYOUMI, T. Y.; EL-DEMARDASH, I. S. Effect of Water Deficit on Soil Variability, Plot size, Shape and Number of Replications for Chickpea. **Bull. NRC, Egypt**, v.33, n.6, p. 589-603, 2008.
- BHOWMICK, M. K.; DUARY, B.; BISWAS, P. K.; RAKSHIT, A.; ADHIKARI, B. Seed priming, row spacing and foliar nutrition in relation to growth and yield of chickpea under rainfed condition. **SATSA Mukhapatra-Annual Technical Issue**, v. 17, p. 114-119, 2013.
- BRAGA, N. R.; VIEIRA, R. F.; RAMOS, J. A. O. A cultura do grão-de-bico. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 16, n. 174, p. 47-52, 1992.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; NEU, I. M. M.; SOUZA, J. M.; PEZZINI, R. V.; DUMKE, G. E.; SOMAVILLA, F. M. Plot size, number of treatments and replicates and experimental precision in buckwheat. **Revista Caatinga**, v. 33, n. 4, p. 1131-1139, 2020a.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; SOUZA, J. M.; PEZZINI, R. V.; NEU, I. M. M.; SILVEIRA, D. L.; PROCEDI, A. Optimal plot size for experiments with black oats and the common vetch. **Ciência Rural**, v. 50, n. 3, p. 1-10, 2020b.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L.; LÚCIO, A. D.; TOEBE, M.; ALVES, B. M. Tamanho de unidades experimentais básicas e tamanho ótimo de parcelas para nabo-forageiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 51, n. 4, p. 309-319, 2016.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; BURIN, C.; CASAROTTO, G.; LÚCIO, A. D. 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, 2011.
- CARVALHO, D. T.; BEIJO, L. A.; MUNIZ, J. A. Uma abordagem bayesiana para modelar a isoterma de langmuir. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 35, n. 2, p. 376-401, 2017.

CHAVES, L. J. **Tamanho da parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays* L.)**. 1985. 148f. Tese (Doutorado em Genética e melhoramento) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1985.

CHAVES, L. J.; MIRANDA FILHO, J. B. de. Plot size for progeny selection in maize (*Zea mays* L.). **Theoretical and Applied Genetics**, v. 84, n. 7, p. 963-970, 1992.

COCHRAN, W. G.; COX, G. M. **Experimental design**. 2<sup>nd</sup> Ed. New York: John Wiley, 1957, 615 p.

DONATO, S. L. R.; SIQUEIRA, D. L.; SILVA, S. O.; CECON, P. R.; SILVA, J. A.; SALOMÃO, L. C. C. Estimativas de tamanho de parcelas para avaliação de descritores fenotípicos em bananeira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 43, n. 8, p. 957-969, 2008.

EUZEBIO, M. P.; FONSECA, I. C. B.; FONSECA JÚNIOR, N. S.; NASCIMENTO, M.; GIORDANI, W.; GONÇALVES, L. S. A. Adaptability and stability assessment of bean cultivars of the carioca commercial group by a Bayesian approach. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 40, p. 1-8, 2018.

FEDERER, W. T. **Experimental design: theory and application**. 3<sup>rd</sup> ed. New York: Oxford and IBH Publishing, 1977. 593 p.

FONSECA, J. H. S.; ALMEIDA NETA, M. N.; PEGORARO, R. F.; ALMEIDA, G. F.; COSTA, C. A.; ALMEIDA, E. S. Chickpea production in response to fertilization with zinc and doses of phosphorus. **Comunicata Scientiae**, v. 11, p. 1-7, 2020.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. FAOSTAT. **Food and agriculture data**. 2020. Disponível em: <<https://www.fao.org/faostat/en/#data/QCL>>. Acesso em: 20 dez. 2021.

GAN, Y. T.; MILLER, P. R.; MCCONKEY, B. G.; ZENTNER, R. P.; LIU, P. H.; MCDONALD, C. L. Optimum plant population density for chickpea and dry pea in a semiarid environment. **Canadian Journal of Plant Science**, v. 83, n. 1, p. 1-9, 2003.

GIORDANO, L. B.; NASCIMENTO, W. M. **Grão-de-bico Cícero, Sabor e qualidade**. EMBRAPA. 2005.

GLOBO. Grão-de-bico produzido em GO conquista o mercado internacional. **Globo Rural**, 2017. Disponível em: <http://g1.globo.com/economia/agronegocios/globo-rural/noticia/2017/09/grao-de-bico-produzido-em-go-conquista-o-mercado-internacional.html>. Acesso em: 1 ago. 2018.

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

HERNANDEZ, L. G.; HILL, G. D. Effect of sowing date and plant population on growth and yield of chickpea (*Cicer arietinum* L.). **Proceedings Agronomy Society of New Zealand**, p. 81-85, 1985.

HOSKEM, B. C. S.; COSTA, C. A.; NASCIMENTO, W. M.; SANTOS, L. D. T.; MENDES, R. B.; MENEZES, J. B. C. Productivity and quality of chickpea seeds in Northern Minas Gerais, Brazil. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 12, n. 3, p. 261-268, 2017.

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

LORENTZ, L. H.; LÚCIO, A. D.; BOLIGON, A. A.; LOPES, S. J.; STORCK, L. Variabilidade da produção de frutos de pimentão em estufa plástica. **Ciência Rural**, v. 35, n. 2, p. 316-323, 2005.

LÚCIO, A. D.; HAESBAERT, F. M.; SANTOS, D.; BENZ, V. Estimativa do tamanho de parcela para experimentos com alface. **Horticultura Brasileira**, v. 29, n. 4, p. 510-515, 2011.

MARGHEIM, J. F.; BALTENSPERGER, D. D.; WILSON, R. G.; LYON, D. J.; HEIN, G. L.; HARVESON, R. M.; BURGNER, P.; KRALL, J. M.; CECIL, J. T.; RICKERTSEN, J. R.; MERRIGAN, A. P.; WATSON, M. H.; HANSEN, B. J. **Chickpea production in the high plains**. Extension EC04- 183. University of Nebraska Cooperative, Lincoln, Nebraska, 2004.

- MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size testing yield in *Crambe abyssinica* hochst. **Crop Science** v. 11, p.648-650, 1971.
- NASCIMENTO, W. M.; PESSOA, H. B. S. V.; GIORDANO, L. B. **Cultivo do grão-de-bico (*Cicer arietinum* L.)**. Brasília DF: Embrapa Hortaliças, 1998.
- NASCIMENTO, M.; SILVA, F. F.; SÁFADI, T.; NASCIMENTO, A. C. C.; FERREIRA, R. P.; CRUZ, C. D. Abordagem bayesiana para avaliação da adaptabilidade e estabilidade de genótipos de alfafa. **Pesquisa agropecuária brasileira**, v. 46, n. 1, p. 26-32, 2011.
- NASCIMENTO, W. M.; ARTIAGA, O.; BOITEUX, L.; SUINAGA, F.; REIS, A.; PINHEIRO, J.; SPEHAR, C. **BRS Aleppo**: grão de bico: maior tolerância a fungos de solo. Brasília; Anápolis: Embrapa Hortaliças, 2014. (Boletim Técnico).
- NASCIMENTO, W. M.; SILVA, P. P.; ARTIAGA, O. P.; SUINAGA, F. A. **Grão-de-bico. Hortaliças Leguminosas**. Brasília, DF. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, p. 89-118, 2016.
- NASCIMENTO, W. M.; SUINAGA, F. A.; BOITEUX, L. S.; PINHEIRO, J. B., ARTIAGA, O. P. **BRS Cristalino**: grão-de-bico. Nova cultivar de grão-de-bico de dupla aptidão. Brasília; Anápolis: Embrapa Hortaliças, Boletim Técnico. 2017a.
- NASCIMENTO, W. M.; ARTIAGA, O. P.; BOITEUX, L. S.; SUINAGA, F. A.; PINHEIRO, J. B.; SILVA, P. P. **BRS Toro**: grão-de-bico: rusticidade e desempenho. Brasília; Anápolis: Embrapa Hortaliças, 2017b. 4p. (Boletim Técnico).
- NASCIMENTO, M.; NASCIMENTO, A. C. C.; SILVA, F. F.; TEODORO, P. E.; AZEVEDO, C. F.; OLIVEIRA, T. R. A.; AMARAL JÚNIOR, A. T.; CRUZ, C. D.; FARIAS, F. J. C.; CARVALHO, L. P. Bayesian segmented regression model for adaptability and stability evaluation of cotton genotypes. **Euphytica**, v. 216, n. 30, p. 1-10, 2020.
- OLIVEIRA, P. H.; ESTEFANEL, V. Tamanho e forma da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata. **Ciência Rural**, v. 25, n. 2, p. 205-208, 1995.
- OLIVEIRA, T. R. A.; CARVALHO, H. W. L.; NASCIMENTO, M.; COSTA, E. F. N.; OLIVEIRA, G. H. F.; GRAVINA, G. A.; AMARAL JÚNIOR, A. T.; CARVALHO FILHO, J. L. S. Adaptability and stability evaluation of maize hybrids using Bayesian segmented regression models. **Plos One**, v. 15, n. 7, p. 1-11, 2020a.
- OLIVEIRA, T. R. A.; NASCIMENTO, M.; SANTOS, P. R.; COSTA, K. D. S.; LIMA, T. V.; MICHELON, G. K.; FARIA, L. C.; COSTA, A. F.; SILVA, J. W.; GRAVINA, G. A.; OLIVEIRA, G. H. F. Bayesian Perspective in the Selection of Bean Genotypes. **Journal of Agricultural Science**, v. 12, n.9, p. 1-8, 2020b.
- PARANAÍBA, P. F. **Proposição e avaliação de métodos para estimar o tamanho ótimo de parcelas experimentais**. 2007. 63 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2007.
- PEGORARO, R. F.; ALMEIDA NETA, M. N.; COSTA, C. A.; SAMPAIO, R. A; FERNANDES, L. A; RODRIGUES, M. N. Chickpea production and soil chemical attributes after phosphorus and molybdenum fertilization. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 42, n. 5, p. 474-483, 2018.
- RODRIGUES, P. Pesquisa brasileira desenvolve grãos mirando mercado asiático. *In*: EMBRAPA. **Notícias**: Produção Vegetal. Versão 3.123.0. Brasília: EMBRAPA HORTALIÇAS, 2017. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/26381597/pesquisa-brasileira-desenvolve-grao-de-bico-mirando-mercado-asiatico>. Acesso em: 15 nov. 2021.
- RAO, P. P.; BIRTHAL, P. S.; BHAGAVATULA, S.; BANTILAN, M. C. S. **Chickpea and Pigeonpea Economies in Asia**: Facts, Trends and Outlook. Andhra Pradesh. India: International Crops Research Institute for the SemiArid Tropics, 2010. 76 p.

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

SANTOS, L. P.; PEREIRA, W. J.; SILVA, D. Z.; GONÇALVES, D. J.; ALVES, G. C. S.; PINHEIRO, J. B.; SILVA, G. O.; MELO, R. A. C.; NASCIMENTO, W. M.; SILVA, P. P. Chickpea genotype resistance to *Meloidogyne javanica* and *Pratylenchus brachyurus* in field conditions. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 56, p. 1-8, 2021.

SHARMA, R. D. **Algumas informações sobre a cultura do Grão-de-bico. (*Cicer arietinum* L.)**. Plajultina: Embrapa; CPAC, 1984. 20 p.

SINGH, F.; DIWAKAR, B. **Chickpea botany and production practices**. Patancheru: International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics, 1995. 64p. (Skill development series, 16).

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

SNA. SOCIEDADE NACIONAL DE AGRICULTURA. Cultivo do grão-de-bico avança no país e cresce 1400% em um ano. SNA, 2018. Disponível em: <https://www.sna.agr.br/cultivo-de-grao-de-bico-avanca-no-pais-e-cresce-13-00-em-um-ano/>. Acesso em: 1 dez. 2021.

SOUSA, R. P.; SILVA, P. S. L.; ASSIS, J. P. Tamanho e forma de parcelas para experimentos com girassol. **Revista Ciência Agronômica**, v. 47, n. 4, p. 683-690, 2016.

SOUZA, C. V. A. **Características agronômicas e qualidade fisiológica de sementes de grão-de-bico em função da densidade de plantas**. 2019. 43f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, Universidade de Brasília, Brasília, 2019.

STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H. **Principles and procedures of statistics**. New York: McGraw-Hill, 1960. 481 p.

STORCK, L.; GARCIA, D. C.; LOPES, S. J.; ESTEFANEL, V. **Experimentação Vegetal**. 3. ed. Santa Maria: UFSM, 2011. 200p.

TEODORO, P. E.; NASCIMENTO, M.; TORRES, F. E.; BARROSO, L. M. A.; SAGRILO, E. Perspectiva bayesiana na seleção de genótipos de feijão - caupi em ensaios de valor de cultivo e uso. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 50, n. 10, p. 878-885, 2015.

TIMPANI, V. D.; NASCIMENTO, T. E. C. do. Uma breve introdução à estatística bayesiana aplicada ao melhoramento genético animal. In: **INFOTECA-E**. [S.l.: s.n.], 2015. (Embrapa Amazônia Oriental- Documentos).

VAN DER MAESEN, L. J. G. Origin, history and taxonomy of chickpea. In **The chickpea**, p. 11-34, 1987.

VIEIRA, R. F.; RESENDE, M. A. V.; VIEIRA, C. Leopoldina: primeira cultivar de grão-de-bico para Minas Gerais. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 17, n. 3, p. 256-257, 1999.

YADAV, S. S.; LONGNECKER, N.; DUSUNCELI, F.; BEJIGA, G.; YADAV, M.; RIZVI, A. H.; MANOHAR, M.; REDDY, A. A.; XAXIAO, Z.; CHEN, W. Uses, Consumption and Utilization. **Chickpea Breeding and Management**, p. 72-100, 2007.

ZHANG, R.; WARRICK, A. W.; MYERS, D. E. Heterogeneity, plot shape effect and optimum plot size. **Geoderma**, v. 62, p. 183-197, 1994.

## 4 ARTIGOS

### 4.1 Artigo 1 – Tamanho ótimo de parcelas para experimentos com grão-de-bico estimado por abordagem bayesiana com *priori* informativa

Este artigo foi elaborado conforme normas do Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal.

#### RESUMO

A heterogeneidade entre as unidades experimentais conduz ao erro experimental. Para amenizar esse problema, é necessário o uso de técnicas experimentais que possibilitem a melhoria das inferências estatísticas. Entre essas técnicas, a definição do tamanho ideal de parcela é uma importante alternativa para a redução do erro experimental. Para chegar a essa definição, abordagens frequentistas geralmente são utilizadas. Porém a abordagem bayesiana pode ser vantajosa para esse fim. Com isso, objetivou-se estimar o tamanho ótimo da parcela do grão-de-bico, por abordagem bayesiana e comparar os resultados obtidos com os da abordagem frequentista. Para isso, dois experimentos em branco foram implantados, compostos por oito linhas de cultivo, de 7 metros de comprimento, espaçadas em 50 cm entre linhas e 10 cm entre plantas, sendo avaliadas as seis linhas centrais, totalizando 60 plantas por linha de cultivo. No final do ciclo da cultura, foram avaliados o número de sementes, peso de sementes, índice de colheita e massa seca da parte aérea. Para a coleta dos dados, as parcelas foram avaliadas por unidade básica (UB), constituídas de uma planta. O número ótimo de parcelas foi estimado por abordagem frequentista (método da máxima curvatura modificado) e por abordagem bayesiana, com o uso de distribuições *a priori* informativa e não informativa, por meio do software R. O tamanho ótimo da parcela variou, em função dos experimentos e das variáveis analisadas, no entanto houve concordância na estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais entre as abordagens utilizadas. Recomendam-se 15 plantas como tamanho ótimo da parcela para a cultura do grão-de-bico.

**Palavras-chave:** *Cicer arietinum* L. Experimentação agrícola. Leguminosa. Teorema de Bayes.

#### Introdução

Para a condução de pesquisas, é essencial definir o tamanho da unidade experimental. Essa é uma etapa que contribui para maior precisão experimental, considerada importante dentro do planejamento do experimento. A precisão experimental é prejudicada pela heterogeneidade das unidades experimentais e, para Storck *et al.* (2011), isso se deve a vários fatores, como variações na fertilidade do solo, drenagem, nivelamento, textura e estrutura do solo, entre outros.

Para amenizar tais variações, é necessário, entre outras ações, definir o tamanho adequado da parcela. Zimmermann (2014) afirma que os erros nunca são eliminados, porém procedimentos, como uniformização das unidades experimentais e parcela de tamanho adequado, fazem parte de um conjunto

de atividades que possibilitam minimizá-los. No entanto, trabalhos com essa finalidade, para a cultura do grão-de-bico, são escassos na literatura.

O grão-de-bico (*Cicer arietinum* L.) é uma leguminosa de grande importância econômica no mundo (BIDYARANI *et al.*, 2016). É cultivada por mais de 50 países, com destaque para a Índia, o maior produtor e consumidor (FAOSTAT, 2017). A cultura é adaptável a diferentes condições climáticas, apresenta boa adaptabilidade em condições de solos pouco férteis, em regiões de clima seco e ameno e em regiões áridas irrigadas (NASCIMENTO *et al.*, 2016). Porém é pouco estudada, carecendo de pesquisas, para verificar a adaptabilidade de suas variedades, em diferentes regiões e manejos.

Muitos são os métodos descritos na literatura, para estimar o tamanho ótimo da parcela, e eles se baseiam em diversos princípios. Um dos mais utilizados é a regressão da variabilidade associada à variável resposta em função do tamanho da parcela. Nessa situação, tem-se uma curva, na qual se identifica o ponto de estabilização da variabilidade, que pode ser feito de forma visual ou por métodos algébricos (LESSMAN; ATKINS, 1963). Nesse contexto, um método que se destaca é o método da máxima curvatura modificado, proposto por Méier e Lessman (1971).

Embora tais metodologias utilizem a abordagem frequentista, a inferência bayesiana pode ser utilizada vantajosamente (AZEVEDO *et al.*, 2017), pois, nessa abordagem, é possível usar informações *a priori*. Segundo Carvalho, Beijo e Muniz (2017), a utilização de distribuições *a priori* informativas melhoram a precisão e a acurácia das inferências, uma vez que não dispensa as informações existentes de outros experimentos já conduzidos. Assim, o presente trabalho tem como objetivo estimar o tamanho ótimo da parcela do grão-de-bico por abordagem bayesiana com *prioris* informativas e comparar os resultados obtidos com os da abordagem frequentista.

## Material e métodos

### Localização e caracterização da área experimental

Os experimentos foram conduzidos de maio a setembro de 2019, na fazenda experimental da Universidade Federal de Minas Gerais, *Campus* Montes Claros, localizada à latitude 16°40'59.15"S e longitude 43°50'17.81"O. A classificação climática da região é Aw, com inverno seco e verão chuvoso (ALVARES *et al.*, 2013). Para a instalação dos experimentos, amostras de solo foram coletadas na camada de 0-20 cm, para a determinação dos atributos químicos e físicos do solo, conforme metodologias propostas por Teixeira *et al.* (2017).

Os resultados obtidos, para a composição granulométrica do solo, foram - areia: 220 g kg<sup>-1</sup>; silte: 460 g kg<sup>-1</sup> e argila: 320 g kg<sup>-1</sup>. Para os atributos químicos determinados, os resultados foram os seguintes: - matéria orgânica (MO): 30,3 g kg<sup>-1</sup>; pH (H<sub>2</sub>O): 6,70; P (Mehlich-1): 13,74 mg dm<sup>-3</sup>; K (Mehlich-1): 152 mg dm<sup>-3</sup>; Ca: 7,85 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; Mg: 1,41 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; Al (KCl): 0,00 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; H+Al: 1,19 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; SB: 9,50 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; t: 9,50 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; T: 10,84 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; saturação por bases (V) 89%.



## Instalação do experimento

A cultivar utilizada foi do grupo desi, código CNPH 003. Foram conduzidos dois experimentos em branco (sem nenhum tratamento), implantados em maio de 2019, nas seguintes épocas de semeadura (15/05 e 22/05). Cada experimento foi constituído de oito linhas de cultivo, com 7 m de comprimento cada. Para a avaliação, foram consideradas como área útil as seis linhas centrais, eliminando-se das extremidades 0,5 m de cada linha de cultivo (bordadura). As distâncias entre as linhas de cultivo foram de 0,5 m e a distância entre plantas na linha de cultivo de 0,1 m.

As sementes foram previamente tratadas com o fungicida Protreat (Carbendazim + Thiram), na concentração de 5 mL kg<sup>-1</sup> de sementes. Os experimentos foram instalados em solos classificados como cambissolos háplicos. O plantio foi realizado manualmente, colocando duas sementes por sulco e realizou-se o desbaste, aos 30 dias após a emergência, mantendo 10 plantas m<sup>-1</sup> linear.

A adubação de plantio foi realizada próxima à linha de cultivo, utilizando 300 kg ha<sup>-1</sup> de superfosfato simples, 160 kg ha<sup>-1</sup> de cloreto de potássio, 300 kg ha<sup>-1</sup> de sulfato de amônio. Para a adubação de cobertura, aos 25 dias após a emergência, utilizaram-se 56 kg ha<sup>-1</sup> de sulfato de amônio, conforme recomendado por Nascimento *et al.* (2016).

Os tratamentos fitossanitários e irrigação foram realizados, conforme necessidade da cultura e recomendações técnicas para a região (NASCIMENTO *et al.*, 2016). O controle das plantas daninhas foi realizado manualmente, quando necessário. O sistema de irrigação utilizado foi por microaspersão, com turno de rega de quatro dias.

## Características avaliadas

Para a coleta de dados, as parcelas foram avaliadas por UB constituída de uma planta. Foram avaliadas as variáveis peso de sementes (PS), número de sementes (NS), índice de colheita (IC) e massa seca da parte aérea (MSPA). O PS foi obtido pela secagem das sementes, em estufa a 105 °C, por 24 horas, para a obtenção da umidade e, posteriormente, correção para 13%; o NS, por meio de contagem; o IC em porcentagem (%) foi obtido pela fórmula [(peso das sementes/biomassa da parte aérea) x 100]. Por fim, para a obtenção da MSPA em g planta<sup>-1</sup>, foi utilizada estufa de circulação forçada de ar a 65 °C até obter massa constante. Todas as avaliações foram realizadas, ao final do ciclo da cultura, com 120 dias após a semeadura.

## Análise estatística

Para o estudo do tamanho ótimo de parcelas, utilizou-se o método da máxima curvatura modificado. Para isso, recorreu-se à função  $CV_i = \frac{a}{X_i^b} + e_i$  proposta por Lessman e Atkins (1963), em que  $CV_i$  é o coeficiente de variação entre as parcelas associado ao i-ésimo número de UBs e  $X_i$  é o i-ésimo número de UBs considerado para a formação da parcela,  $a$  é o intercepto e  $b$  é o coeficiente de regressão. Para a estimação dos parâmetros  $a$  e  $b$ , por meio do método dos quadrados mínimos, a função foi logaritimizada. O coeficiente de regressão  $b$  e o intercepto  $a$  foram estimados pela

logaritmização da equação:  $\log(CV_i) = \log(a) - b \cdot \log(X)$ . Dessa forma, generalizando-se temos, o modelo:  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \epsilon_i$ , em que  $Y_i$  é o logaritmo do coeficiente de variação associado à  $i$ -ésima UB;  $\beta_0$  é o logaritmo do intercepto  $a$ ;  $\beta_1$  é o coeficiente de regressão;  $X_i$  é o logaritmo do número de UBs e  $\epsilon_i$  são os erros aleatórios.

O tamanho ótimo da parcela foi determinado pelo método da máxima curvatura modificado, proposto por Meier e Lessman (1971), por meio da equação  $X_0 = \left\{ \frac{a^2 b^2 (2b+1)}{b+2} \right\}^{\frac{1}{2b+2}}$ , em que  $X_0$  é o tamanho ótimo da parcela; e  $a$  e  $b$  são parâmetros estimados na função anterior. Para a abordagem frequentista, os coeficientes de regressão foram obtidos com o auxílio da função *lm* do software R (R CORE TEAM, 2019), para os dois experimentos, e o tamanho ótimo de parcela por meio de programação.

Na abordagem bayesiana, assumindo que cada observação  $Y_i$  tem distribuição  $Y_i \sim N(\beta_0 + \beta_1 x_i; \sigma^2)$ , a função de verossimilhança, para cada tamanho de parcela  $i$ , é dada por:

$$L_i(\beta_0, \beta_1, \sigma^2, Y_i) = \prod_{i=1}^a \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} [y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i)]^2\right\}$$

$$= \frac{1}{(\sqrt{2\pi\sigma^2})^a} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^a [y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i)]^2\right\}, \forall_i$$

Para a estimação dos parâmetros do modelo, é necessário atribuir distribuições *a priori*. Para  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\sigma^2$  foram consideradas as seguintes distribuições:  $\beta_0 \sim N(\mu_0, \sigma_0^2)$ ,  $\beta_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$  e  $\sigma^2 \sim \text{gammaInv}(\alpha; \beta)$ ; essa última, uma gama inversa com média e variâncias iguais a  $\beta/(\alpha-1)$  e  $\beta^2/[(\alpha-1)^2 (\alpha-2)]$ , respectivamente.

Ao se assumir a independência entre os parâmetros dessas distribuições, a distribuição *a posteriori* conjunta para cada tamanho de parcela é dada por:

$$P_i(\beta_0, \beta_1, \sigma^2, Y_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_0^2} [(\beta_0, \mu_0)^2]\right\} \times$$

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_1^2} [(\beta_1, \mu_1)^2]\right\} \times \frac{1}{[\beta^\alpha \Gamma(\alpha)]} \left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{\alpha+1}$$

$$\exp\left\{-\frac{1}{\beta\sigma^2}\right\} \propto \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\beta_0, \mu_0)^2\right] \times \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}}$$

$$\exp\left[-\frac{1}{2\sigma_1^2} (\beta_1, \mu_1)^2\right] \times \left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{\alpha+1} \exp\left\{-\frac{1}{\beta\sigma^2}\right\}$$

Para fazer inferências sobre os parâmetros de interesse, é necessário obter suas distribuições marginais *a posteriori*. Ao denotar o vetor de parâmetros por  $\theta_p = (\beta_1, \beta_2, \sigma^2)$ , em que  $p = 1, 2, 3$ , a distribuição marginal *a posteriori* para o parâmetro  $\theta_p$  foi obtida pela seguinte integral:  $P(\theta_p | x) = \int P(\theta_p | x) d\theta_p$  isto é, a integral em relação a todos os parâmetros do vetor, exceto o  $p$ -ésimo componente.

Em sua maioria, essas integrais são complexas se não apresentam soluções exatas. Para contornar esse problema, utilizaram-se cadeias de Markov pelo método de Monte Carlo para a determinação dos momentos de interesse das distribuições marginais. Neste trabalho, a abordagem bayesiana foi implementada, no programa R (R CORE TEAM, 2019), por meio do pacote rJags (PLUMMER, 2019).

No primeiro experimento analisado, considerou-se uma *priori* pouco informativa para a abordagem bayesiana. Assim, as seguintes distribuições foram adotadas:  $\beta_0 \sim N(\mu_0 = 0, \sigma_0^2 = 1.000.000)$ ,  $\beta_1 \sim N(\mu_1 = 0, \sigma_1^2 = 1.000.000)$  e  $\sigma^2 \sim \text{GammaInv}(\alpha = 0,0001, \beta = 5.000)$ . Já para o segundo experimento, consideraram-se as médias e variâncias das distribuições *a posteriori* do experimento anterior como *priori*. Essas informações foram inseridas na análise, por meio dos valores assumidos para os parâmetros das distribuições *a priori*, denominados de hiperparâmetros, o que resultou nas distribuições:

$\beta_0 \sim N(\mu_0 = \bar{\beta}_0, \sigma_0^2 = \text{Var}(\bar{\beta}_0))$ ,  $\beta_1 \sim N(\mu_1 = \bar{\beta}_1, \sigma_1^2 = \text{Var}(\bar{\beta}_1))$  e  $\sigma^2 \sim \text{GammaInv}(\alpha, \beta)$ , em que  $\bar{\beta}_0$  é a média da distribuição *a posteriori* de  $\beta_0$  obtido no primeiro experimento;  $\bar{\beta}_1$  é a média da distribuição *a posteriori* de  $\beta_1$  obtido no primeiro experimento;  $\text{Var}(\bar{\beta}_0)$  é a variância da distribuição *a posteriori* de  $\beta_0$  obtido no primeiro experimento;  $\text{Var}(\bar{\beta}_1)$  é a variância da distribuição *a posteriori* de  $\beta_1$  obtido no primeiro experimento; e  $\alpha$  e  $\beta$  são os valores obtidos considerando a distribuição *a posteriori* do quadrado médio do resíduo obtido no primeiro experimento pela resolução do sistema.

$$\begin{aligned} \bar{\sigma}^2 &= \beta / (\alpha - 1) \\ \text{Var}(\sigma^2) &= \beta^2 / [(\alpha - 1)^2 (\alpha - 2)] \\ \alpha &= \frac{(\sigma^2)^2}{\text{var}(\sigma^2)} + 2; \quad \beta = \frac{(\sigma^2)^3}{\text{var}(\sigma^2)} + 1 \end{aligned}$$

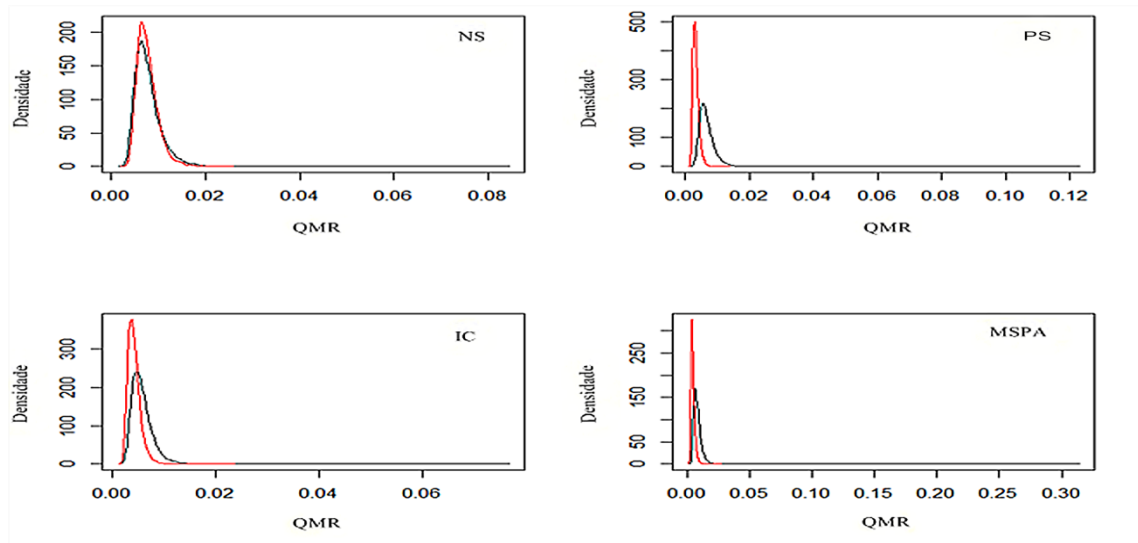
Na análise bayesiana, foram consideradas 110.000 iterações no algoritmo Gibbs, para cada parâmetro do modelo de regressão adotado, com um período de aquecimento (“burn-in”) de 10.000 iterações. Para obter-se uma amostra não correlacionada, considerou-se um espaçamento entre os pontos amostrados de 10 iterações (“thinning”). Metodologia similar também foi utilizada por Nascimento *et al.* (2011), Teodoro *et al.* (2015) e Euzébio *et al.* (2018) em estudos de outras áreas do conhecimento.

Nas abordagens utilizadas, o tamanho ótimo de parcela é estimado algebricamente, o que resulta em valores não necessariamente inteiros. Como neste trabalho as parcelas são formadas por plantas, na discussão dos resultados os valores obtidos foram arredondados para valores inteiros, imediatamente superior aos encontrados. A opção de arredondar para o inteiro superior visa não subestimar o número ótimo de parcela.

## Resultados

Considerando as variáveis analisadas, número de sementes (NS), peso de sementes (PS), índice de colheita (IC) e massa seca da parte aérea (MSPA), a estimativa do quadrado médio do resíduo (QMR) para o experimento I foi superior ao experimento II, com exceção da variável NS que apresentou maior estimativa no experimento II (FIGURA 1).

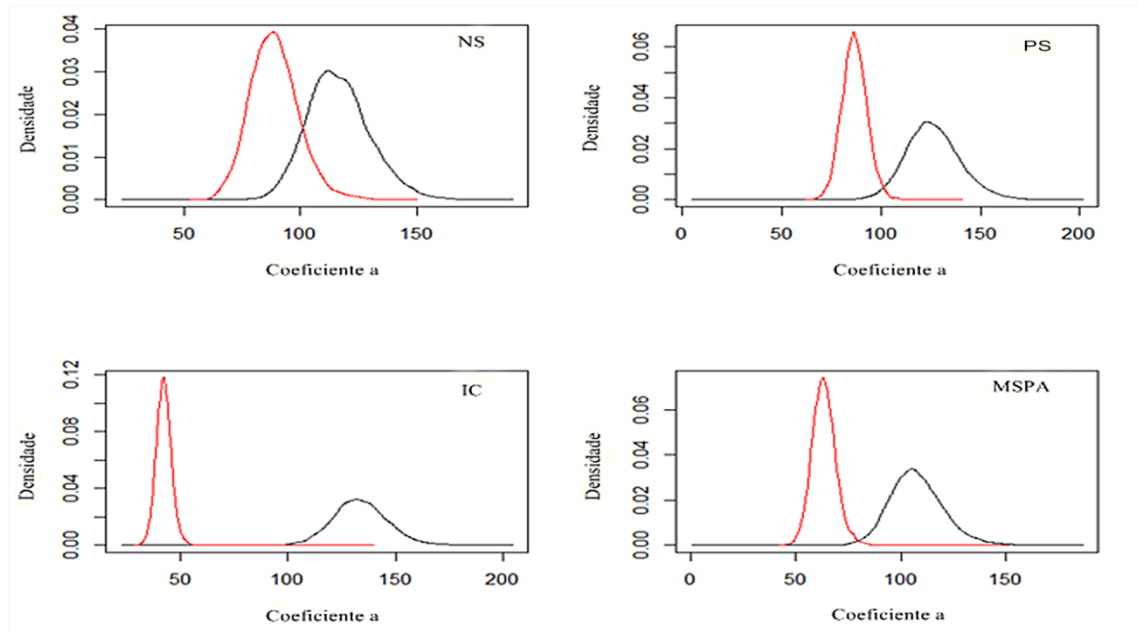
Figura 1 - Distribuição *a posteriori* do quadrado médio do resíduo (QMR) para o experimento I (—) e o experimento II (—) com *priori* informativa das variáveis Número de Sementes (NS), Peso de Sementes (PS), Índice de Colheita (IC) e Massa Seca da Parte Aérea (MSPA)



Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

O coeficiente *a* (intercepto) apresentou-se maior no experimento I para todas as variáveis analisadas (FIGURA 2), visto que a variável índice de colheita (IC) apresentou o maior valor para o experimento I e o menor valor para o experimento II. As estimativas do coeficiente *a* decresceram na seguinte ordem: IC, PS, NS e MSPA, para o experimento I e NS, PS, MSPA e IC, para o experimento II.

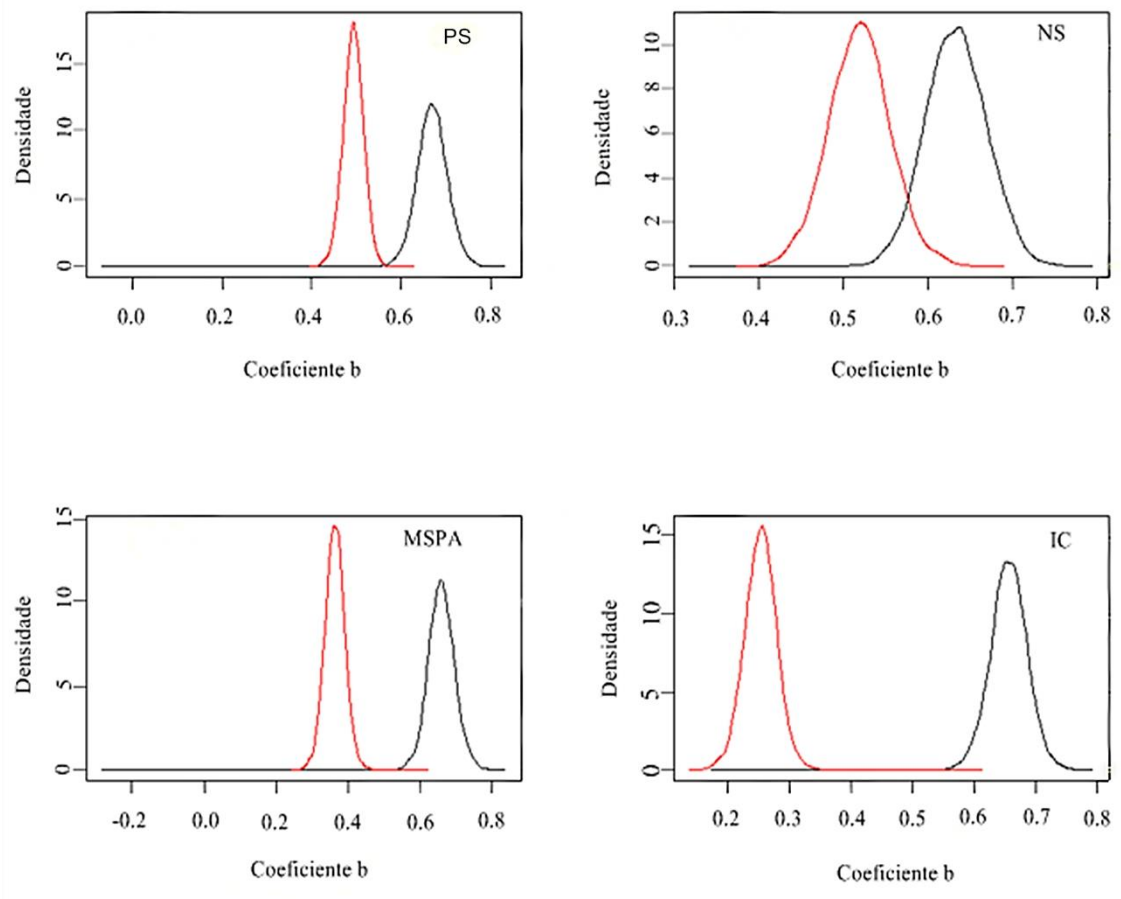
Figura 2 - Distribuição *a posteriori* do coeficiente *a* (intercepto) para o experimento I (—) e o experimento II (—) com *priori* informativa das variáveis Número de Sementes (NS), Peso de Sementes (PS), Índice de Colheita (IC) e Massa Seca da Parte Aérea (MSPA)



Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

O coeficiente  $b$  apresentou resultados aproximados para todas as variáveis do experimento I. Os valores de  $b$ , no experimento II, foram inferiores aos encontrados no experimento I, para todas as variáveis analisadas, sendo índice de colheita a variável que apresentou menor valor (FIGURA 3). Assim como para as outras estimativas, os valores do coeficiente  $b$  das variáveis em estudo decresceram de forma diferente entre os experimentos realizados. Para o experimento I, o coeficiente  $b$  decresce na seguinte ordem: PS, IC, MSPA e NS e para o experimento II: NS, PS, MSPA e IC. Observa-se que, à medida que as estimativas dos coeficientes  $a$  e  $b$  aumentam, a estimativa do tamanho ótimo da parcela também é elevada.

Figura 3 - Distribuição *a posteriori* do coeficiente  $b$  (coeficiente de regressão) para o experimento I (—) e o experimento II (—) com *priori* informativa das variáveis Número de Sementes (NS), Peso de Sementes (PS), Índice de Colheita (IC) e Massa Seca da Parte Aérea (MSPA)



Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

O número de UBs necessário, para determinar o tamanho ótimo da parcela, variou em função das variáveis analisadas e dos experimentos realizados. Na abordagem bayesiana, para a variável número de sementes, observa-se que, quando utilizado *priori* informativa, no segundo experimento, o coeficiente de variação apresentou menor estimativa, quando comparado com a *priori* não informativa, reduzindo de 38,55% para 29,62%, respectivamente (TABELA 1).

No primeiro experimento, o tamanho ótimo de parcelas recomendado para a variável número de sementes foi 14 UBs, tanto para a abordagem frequentista quanto para a bayesiana. Já no segundo

experimento, foi indicado 12 UBs, para as diferentes abordagens, considerando distribuições *a priori* informativa ou não informativa (TABELA 1).

Tabela 1 – Variância Residual ( $\sigma^2$ ), coeficiente a, coeficiente b e número ótimo de unidades básicas (UBs) por abordagens frequentista e bayesiana, e moda, coeficiente de variação (CV), limite inferior (LI) e limite superior (LS) por abordagem bayesiana para a variável Número de Sementes (NS)

Variável	Experimento	Abordagem	Estimativa	$\sigma^2$	a	b	UBs
Número de sementes	Exp1	Frequentista		0,00695	115,347	0,63211	13,2225
			Moda	0,00649	115,835	0,63219	13,2158
		Bayesiana	CV	44,8183	352,227	5,87350	5,73139
			LI	0,00360	91,8050	0,55857	11,6958
			LS	0,01353	145,171	0,70228	14,6278
			Frequentista		0,00729	88,2208	0,51903
	Exp2		Moda	0,00667	87,9170	0,52337	11,5168
		Bayesiana (Não informativa)	CV	38,5498	462,289	7,21485	7,35899
			LI	0,00366	69,8821	0,44150	9,86551
			LS	0,01388	111,219	0,58857	13,1867
				Moda	0,00688	88,6602	0,52416
		Bayesiana (informativa)	CV	29,6174	331,522	6,79942	6,95345
			LI	0,00401	69,8027	0,44974	9,93040
			LS	0,01198	109,257	0,59002	13,1003

Nota: Experimento I (Exp1) e Experimento II (Exp2).

Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

Para a variável peso de sementes, assim como ocorreu para a variável número de sementes, no primeiro experimento, o tamanho ótimo de parcelas estimado foi 14 UBs, tanto para a abordagem frequentista quanto para a bayesiana. Já no segundo experimento, foram indicadas 12 UBs, para as diferentes abordagens, considerando distribuições *a priori* informativa ou não informativa (TABELA 2).

Tabela 2 – Variância Residual ( $\sigma^2$ ), coeficiente a, coeficiente b e número ótimo de unidades básicas (UBs) por abordagens frequentista e bayesiana, e moda, coeficiente de variação (CV), limite inferior (LI) e limite superior (LS) por abordagem bayesiana, para a variável Peso de Sementes (PS)

Variável	Experimento	Abordagem	Estimativa	$\sigma^2$	a	b	UBs
Peso de sementes	Exp1	Frequentista		0,00583	125,194	0,66843	13,6488
			Moda	0,00529	128,004	0,65995	13,5831
		Bayesiana	CV	46,8124	211,333	5,25432	5,09285
			LI	0,00294	101,967	0,60107	12,3365
			LS	0,01138	155,718	0,73525	14,9482
	Exp2	Frequentista		0,00195	86,4697	0,49382	11,4412
			Moda	0,00186	86,0716	0,49076	11,4003
		Bayesiana (Não informativa)	CV	51,1435	30,7896	4,11980	4,24251
			LI	0,001027	76,4643	0,45374	10,5238
			LS	0,00385	97,4370	0,53012	12,3228
			Moda	0,00288	87,7736	0,48408	11,5389
		Bayesiana (informativa)	CV	30,0186	41,7114	4,60626	4,68540
			LI	0,00158	74,8673	0,44979	10,3656
			LS	0,00490	99,0859	0,53836	12,4475

Nota: Experimento I (Exp1) e Experimento II (Exp2).

Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

Para a variável índice de colheita, a estimativa do tamanho ótimo de parcela diferiu das variáveis apresentadas anteriormente, indicando 15 UBs, no primeiro experimento, para as duas abordagens utilizadas. No segundo experimento, houve uma redução do tamanho ótimo de parcela estimado, para seis UBs, para as diferentes abordagens, considerando distribuições *a priori* informativa ou não informativa (TABELA 3).

Tabela 3 – Variância Residual ( $\sigma^2$ ), coeficiente a, coeficiente b e número ótimo de unidades básicas (UBs) por abordagens frequentista e bayesiana, e moda, coeficiente de variação (CV), limite inferior (LI) e limite superior (LS) por abordagem bayesiana, para a variável Índice de Colheita (IC)

Variável	Experimento	Abordagem	Estimativa	$\sigma^2$	a	b	UBs
Índice de colheita	Exp1	Frequentista		0,00503	133,044	0,65556	14,2546
			Moda	0,00454	138,124	0,65553	14,1658
		Bayesiana	CV	43,4579	125,808	4,87104	4,68621
			LI	0,00262	108,869	0,59506	12,9053
			LS	0,00966	159,794	0,71622	15,3865
	Exp2	Frequentista		0,00340	41,9277	0,25315	5,60878
			Moda	0,00300	41,9230	0,25269	5,69638
		Bayesiana (Não informativa)	CV	81,8720	176,747	10,2124	11,8035
			LI	0,00176	35,7469	0,20378	4,36143
			LS	0,00663	49,1380	0,30420	6,92078
		Bayesiana (informativa)	Moda	0,00362	41,8106	0,25125	5,67957
			CV	30,2875	192,4855	10,6133	12,2886
			LI	0,00217	35,5053	0,20119	4,30459
			LS	0,00654	49,2424	0,30328	6,94197

Nota: Experimento I (Exp1) e Experimento II (Exp2).

Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

Para a variável massa seca da parte aérea, a estimativa do tamanho ótimo de parcela foi de 13 UBs no primeiro experimento, para as duas abordagens utilizadas. No segundo experimento, houve uma redução do tamanho ótimo de parcela estimado para nove UBs, para as abordagens frequentista e bayesiana com *priori* não informativa. O tamanho ótimo de parcela estimado com a utilização de *priori* informativa foi de 10 UBs, valor superior ao observado com a utilização da abordagem bayesiana com *priori* não informativa. A massa seca da parte aérea foi a única característica avaliada que apresentou resultado diferente entre essas duas metodologias (TABELA 4).



Tabela 4 - Variância Residual ( $\sigma^2$ ), coeficiente a, coeficiente b e número ótimo de unidades básicas (UBs) por abordagens frequentista e bayesiana, e moda, coeficiente de variação (CV), limite inferior (LI) e limite superior (LS) por abordagem bayesiana, para a variável Massa Seca da Parte Aérea (MSPA)

Variável	Experimento	Abordagem	Estimativa	$\sigma^2$	a	b	UBs
Massa Seca da Parte Aérea	Exp1	Frequentista		0,00737	106,343	0,65884	12,4320
			Moda	0,00711	105,250	0,65258	12,4414
		Bayesiana	CV	35,6417	365,794	5,70754	5,67514
			LI	0,00390	83,2787	0,58280	11,0129
			LS	0,01413	133,481	0,73321	13,7797
	Exp2	Frequentista		0,00395	63,2767	0,36458	8,89337
			Moda	0,00354	63,1185	0,35785	8,93527
		Bayesiana (Não informativa)	CV	39,3837	114,220	7,35117	7,97789
			LI	0,00215	53,4872	0,31127	7,47220
			LS	0,00767	74,5377	0,41640	10,2454
			Moda	0,00474	63,1395	0,36569	9,02325
		Bayesiana (informativa)	CV	28,2299	206,013	8,24029	8,91865
			LI	0,00291	52,5786	0,307031	7,39396
			LS	0,00847	76,3052	0,42441	10,4777

Nota: Experimento I (Exp1) e Experimento II (Exp2).

Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

De forma geral, o uso da abordagem bayesiana, considerando distribuições *a priori* informativas, apresentou menor estimativa do coeficiente de variação e menores amplitudes, para os intervalos de credibilidade, para todas as variáveis avaliadas. A massa seca da parte aérea (TABELA 4) apresentou menor valor do coeficiente de variação e o índice de colheita (TABELA 3) o maior valor, 28,23% e 30,29%, respectivamente.

O número ótimo de UBs, para o experimento I, não diferiu em função do tipo de abordagem utilizada. No entanto houve uma pequena variação, em relação à variável analisada, variando de 13 UBs para a massa seca da parte aérea a 15 UBs, para o índice de colheita. No experimento II, quando realizado o uso de *priori* informativa, a estimativa do tamanho ótimo de parcela, para todas as variáveis analisadas, foi semelhante às demais abordagens, com exceção da massa seca da parte aérea, sendo que o peso de sementes e o número de sementes indicaram maior valor, 12 UBs. Nessas condições em que a estimativa do tamanho ótimo de parcela varia, em relação às variáveis analisadas, recomenda-se a parcela de maior tamanho, 15 UBs.

## Discussão

A definição do tamanho ótimo da parcela é importante no planejamento de qualquer cultura, pois, além de contribuir para uma inferência estatística mais assertiva, promove uma redução dos custos com recursos humanos e materiais. São diversos os métodos utilizados na literatura e, como vimos neste trabalho, cada um deles pode levar a um resultado diferente, a depender dos parâmetros utilizados em cada metodologia. O tamanho de parcela do grão-de-bico de 15 UBs mostrou-se adequado, nesta pesquisa, pois atende todas as características avaliadas e as metodologias utilizadas, de forma que não subestima o tamanho da parcela em nenhuma condição.

Não há um consenso para o tamanho ótimo da parcela do grão-de-bico e os trabalhos encontrados na literatura utilizam variados tamanhos. Hoskem *et al.* (2017) e Avelar *et al.* (2018) utilizaram parcelas de 10 m<sup>2</sup> e oito plantas por parcela nas avaliações; Khaitov e Abdiev (2018) avaliaram 10 plantas de uma parcela com 28,8 m<sup>2</sup> e Almeida Neta *et al.* (2020) trabalharam com parcelas com área total de 4 m<sup>2</sup> e, nas avaliações, foram utilizadas 10 plantas representativas. Embora o número de plantas avaliadas nessas pesquisas não se distancia tanto do número de UBs, recomendado neste trabalho, esse número é inferior ao necessário para se ter maior precisão experimental.

O método da máxima curvatura modificado é bastante utilizado por muitos pesquisadores, para determinar o tamanho ótimo de parcelas de diversas culturas. Porém, para a cultura do grão-de-bico, trabalhos nessa área são escassos na literatura. Uma das pesquisas encontradas com o grão-de-bico foi conduzida no Egito, por Bayoumi e El-Demardash (2008), que estimaram o tamanho ótimo de parcela em ambientes normais e de estresse hídrico, indicando 5 m<sup>2</sup> (equivalente a 200 plantas) para condições normais de irrigação e de 8 m<sup>2</sup> (equivalente a 320 plantas) para condições de estresse hídrico, valores bastante distintos dos encontrados nesta pesquisa. Segundo Santos *et al.* (2012), o tamanho da parcela deve ser determinado, para toda a cultura e até mesmo, para a mesma cultura, quando exposta em condições diferentes das já determinadas.

Na prática, ao definir o tamanho ótimo de parcela, é necessário utilizar números inteiros para não subestimar o tamanho da parcela. Diante disso, considerando a abordagem frequentista, observa-se que, para o experimento I, a estimativa do tamanho ótimo da parcela variou de 13 a 15 unidades básicas e de 6 a 12 unidades básicas, no experimento II. Essa variação da estimativa, em função das variáveis analisadas, também foi observada por Schmiltdt *et al.* (2016) e Guimarães *et al.* (2019), na definição do tamanho ótimo da parcela do mamoeiro e da palma forrageira, respectivamente. Quando ocorre variação no tamanho estimado da parcela, é recomendado utilizar o maior tamanho, para que não seja subestimado em nenhum caso (LÚCIO *et al.*, 2011) e, também, pelas características geralmente serem avaliadas conjuntamente (GUIMARÃES *et al.*, 2019).

Maior discrepância entre os tamanhos de parcela recomendados, em função das variáveis analisadas, é observada no experimento II, pois obteve-se maior distanciamento da estimativa do tamanho de parcela, para as variáveis índice de colheita e massa seca da parte aérea, em comparação ao experimento I. Essas variáveis apresentaram menores estimativas para os coeficientes *a* e *b*. Nesse contexto, observa-se forte associação entre esses coeficientes e o tamanho da parcela, uma vez que, à medida que aumentam os valores dos coeficientes *a* e *b*, o tamanho da parcela também é elevado. Essa relação também foi observada por Oliveira *et al.* (2006) em estudo com a cultura da batata.

Para a determinação do tamanho ótimo de parcela, pode-se dizer que o uso de informações *a priori* apontou para um resultado similar à abordagem frequentista. No entanto a abordagem bayesiana promoveu menor estimativa do coeficiente de variação para todas as variáveis analisadas. Segundo Lorentz e Lúcio (2009), a redução do coeficiente de variação significa ganhos na precisão experimental.

Os trabalhos que utilizam inferência bayesiana apresentam resultados mais acurados quando fazem uso de informações *a priori*, como no melhoramento vegetal, em que muitos trabalhos são encontrados, como, por exemplo, na análise de adaptabilidade e estabilidade de genótipo de alfafa (NASCIMENTO *et al.*, 2011), na seleção de genótipos de feijão-caupi (TEODORO *et al.*, 2015), na seleção de genótipos de feijão carioca (EUZEBIO *et al.*, 2018), na determinação do número ótimo de avaliações em progênies de meios-irmãos de couve (AZEVEDO *et al.*, 2021) e na estimativa de parâmetros genéticos e seleção de progênies de meios-irmãos de batata-doce (VALADARES *et al.*, 2022).

Martins Filho *et al.* (2008) afirmaram que o uso de inferência bayesiana, em tamanhos amostrais reduzidos, consegue minimizar vieses de estimativas, produzindo intervalos de credibilidade mais precisos para os parâmetros. Além disso, essa abordagem apresenta eficiência na predição dos valores futuros em comparação à inferência frequentista (AZEVEDO *et al.*, 2017). Segundo Teodoro *et al.* (2015), o uso de *prioris* informativas fornece resultados mais acurados, quando comparados com a abordagem frequentista. É esperado, também, que a precisão seja aumentada à medida que se tem maior disponibilidade de informações *a priori*.

## Conclusão

O tamanho ótimo de parcela para grão-de-bico é de 15 plantas para experimentos a campo.

Na estimativa do tamanho ótimo de parcela para o grão-de-bico, os resultados da abordagem bayesiana foram similares aos obtidos pela abordagem frequentista, mesmo utilizando *priori* informativa.

## Agradecimentos

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pela disponibilização de recursos financeiros no desenvolvimento da pesquisa e ao Grupo de Estudo em Estatística Experimental (GEEA) pela parceria na condução do experimento.

## Referências

ALMEIDA NETA, M. N.; PEGORARO, R. F.; SAMPAIO, R. A.; COSTA, C. A.; FERNANDES, L. A.; FERREIRA, J. M. Does inoculation with *Rhizobium tropici* and nitrogen fertilization increase chickpea production? **Ciência e Agrotecnologia**, v. 44, n. 24, p. 1-13, 2020.

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. A. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013.

- AVELAR, R. I. S.; COSTA, C. A.; BRANDÃO JÚNIOR, D. S.; PARAÍSO, H. A.; NASCIMENTO, W. M. Production and quality of chickpea seeds in different sowing and harvest periods. **Journal of Seed Science**, v. 40, n. 2, p.146-155, 2018.
- AZEVEDO, A. M.; ANDRADE JÚNIOR, V. C.; SANTOS, A. A.; SOUSA JÚNIOR, A. S.; OLIVEIRA, A. J. M.; FERREIRA, M. A. M. Population parameters and selection of kale genotypes using Bayesian inference in a multi-trait linear model. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 39, n. 1, p. 25-31, 2017.
- AZEVEDO, A. M.; SILVA, D. J. H.; SEUS, R.; FREITAS, E. M.; AFONSO, D. F.; GOMES, C. L.; ASPIAZU, I. Determination of the optimal number of evaluations in half-sib progenies of kale by Bayesian approach. **Horticultura Brasileira**, v. 39, n.1, p. 20-25, 2021.
- BAYOUMI, T. Y.; EL-DEMARDASH, I. S. Effect of Water Deficit on Soil Variability, Plot size, Shape and Number of Replications for Chickpea. **Bull. NRC, Egypt**, v. 33, n. 6, p. 589-603, 2008.
- BIDYARANI, N.; PRASANNA, R.; BABU, S.; HOSSAIN, F.; SAXENA, A. K. Enhancement of plant growth and yields in Chickpea (*Cicer arietinum* L.) through novel cyanobacterial and biofilmed inoculants. **Microbiological research**, v. 188, p. 97-105, 2016.
- CARVALHO, D. T.; BEIJO, L. A.; MUNIZ, J. A. Uma abordagem bayesiana para modelar a isoterma de langmuir. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 35, n. 2, p. 376-401, 2017.
- EUZEBIO, M. P.; FONSECA, I. C. B.; FONSECA JÚNIOR, N. S.; NASCIMENTO, M.; GIORDANI, W.; GONÇALVES, L. S. A. Adaptability and stability assessment of bean cultivars of the carioca commercial group by a Bayesian approach. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 40, p. 1-8, 2018.
- FAOSTAT. FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATION. **Food and agriculture organization, fao statistical year book**. Roma: FAOSTAT, 2017. Disponível em: <http://faostat.fao.org/site/291/default.aspx>. Acesso em: 5 dez. 2019.
- GUIMARÃES, B. V. C.; DONATO, S. L. R.; ASPIAZÚ, I.; AZEVEDO, A. M.; CARVALHO, A. J. Size of plots for experiments with cactus pear cv. Gigante. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 23, n. 5, p. 347-351, 2019.
- HOSKEM, B. C. S.; COSTA, C. A.; NASCIMENTO, W. M.; SANTOS, L. D. T.; MENDES, R. B.; MENEZES, J. B. C. Productivity and quality of chickpea seeds in Northern Minas Gerais, Brazil. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 12, n. 3, p. 261-268, 2017.
- KHAIKOV, B.; ABDIEV, A. Performance of chickpea (*Cicer arietinum* L.) to bio-fertilizer and nitrogen application in arid condition. **Journal of Plant Nutrition**, v. 41, n.15, p. 1980-1987, 2018.
- LESSMAN, K. J.; ATKINS, R. E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, v.3, p.477- 481, 1963.
- 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.
- LÚCIO, A. D.; HAESBAERT, F. M.; SANTOS, D.; BENZ, V. Estimativa do tamanho de parcela para experimentos com alface. **Horticultura Brasileira**, v. 29, n. 4, p. 510-515, 2011.
- MARTINS FILHO, S.; SILVA, F. F.; CARNEIRO, A. P. S.; MUNIZ, J. A. Abordagem bayesiana das curvas de crescimento de duas cultivares de feijoeiro. **Ciência Rural**, v. 38, n. 6, p. 1516-1521, 2008.
- MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size testing yield in *Crambe abyssinica* hochst. **Crop Science**, v. 1, p. 648-650. 1971.
- NASCIMENTO, M.; SILVA, F. F.; SÁFADI, T.; NASCIMENTO, A. C. C.; FERREIRA, R. P.; CRUZ, C. D. Abordagem bayesiana para avaliação da adaptabilidade e estabilidade de genótipos de alfafa. **Pesquisa agropecuária brasileira**, v. 46, n. 1, p. 26-32, 2011.
- NASCIMENTO, W. M.; SILVA, P. P.; ARTIAGA, O. P.; SUINAGA, F. A. **Grão-de-bico**. Brasília: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 2016. p. 89-118. (Hortaliças Leguminosas).

OLIVEIRA, S. J. R.; STORCK, L.; LÚCIO, A. D.; LOPES, S. L.; MARTINI, L. F. D. Índice de heterogeneidade, coeficiente de variação e tamanho ótimo de parcela em batata. **Ciência Rural**, v. 36, n. 6, p. 1710-1716, 2006.

PLUMMER, M. rjags: Bayesian Graphical Models using MCMC. R package version 4-10. 2019. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=rjags>. Acesso em: 5 dez. 2019.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R**: A language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2019. Disponível em: <http://www.r-project.org>. Acesso em: 15 mar. 2020.

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

SCHMILDT, E. R.; SCHMILDT, O.; CRUZ, C. D.; CATTANEO, L. F.; FERREGUETTI, G. A. Optimum plot size and number of replications in papaya field experiment. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v. 38, n. 2, p. 1-9, 2016.

STORCK, L.; GARCIA, D. C.; LOPES, S. J.; ESTEFANEL, V. **Experimentação Vegetal**. 3. ed. Santa Maria: UFSM, 2011. 200p.

TEIXEIRA, P. C.; DONAGEMMA, G. K.; FONTANA, A.; TEIXEIRA, W. G. **Manual de métodos de análise de solo**. 3. ed. Brasília: Embrapa, 2017. 574 p.

TEODORO, P. E.; NASCIMENTO, M.; TORRES, F. E.; BARROSO, L. M. A.; SAGRILO, E. Perspectiva bayesiana na seleção de genótipos de feijão: caupi em ensaios de valor de cultivo e uso. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 50, n. 10, p. 878-885, 2015.

VALADARES, N. R.; FERNANDES, A. C. G.; RODRIGUES, C. H. O.; BRITO, O. G.; GOMES, L. S. P.; MAGALHÃES, J. R.; ALVES, R. A.; AZEVEDO, A. M. Bayesian approach to estimate genetic parameters and selection of sweet potato half-sib progenies. **Scientia Horticulturae**, v. 294, p. 1-8, 2022.

ZIMMERMANN, F. J. P. **Estatística aplicada à pesquisa agrícola**. Brasília: Embrapa, 2014. 582 p.

## 4.2 Artigo 2 – Tamanho ótimo de parcelas e número de repetições para experimentos com grão-de-bico

Este artigo foi elaborado conforme normas do Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal.

### RESUMO

Na experimentação agrícola, a utilização do tamanho ótimo de parcela é uma estratégia importante, para aumentar a precisão experimental, e trabalhos desta natureza são escassos para a cultura do grão-de-bico, leguminosa que vem conquistando o mercado e consumidores em todo o mundo. Assim, o objetivo deste trabalho foi determinar o tamanho ótimo de parcela, para avaliar experimentos com a cultura do grão-de-bico, em cenários formados por combinações de números de tratamentos, números de repetições e níveis de precisão. Dois experimentos em branco foram realizados, compostos por oito linhas de cultivo, de 7 metros de comprimento, espaçadas em 50 cm entre linhas e 10 cm entre plantas; foram avaliadas as seis linhas centrais, totalizando 60 plantas por linha de cultivo. Foi determinado o índice de heterogeneidade do solo pela metodologia estabelecida por Smith (1938). Foi estimado o tamanho ótimo de parcela, por meio do método de Hatheway, em cenários formados pelas combinações de  $i$  tratamentos ( $i = 4, 8, 12$  e  $16$ ),  $r$  repetições ( $r = 3, 4, 5, 6, 7$  e  $8$ ) e níveis de precisão (DMS = 25%, 30% e 40%). O índice de heterogeneidade do solo foi superior a 0,7 para todas as variáveis avaliadas. O método de Hatheway possibilita estimar diferentes tamanhos de parcelas, de acordo com as condições e limitações da área experimental. Em experimentos com o grão-de-bico, com 4 a 16 tratamentos e seis repetições, parcelas de 25 unidades básicas são suficientes para identificar, com significância de 5%, diferenças mínimas significativas entre os tratamentos de 25% da média geral do experimento.

**Palavras-chave:** *Cicer arietinum* L. Experimentação agrícola. Experimento em branco. Hatheway.

### Introdução

O grão-de-bico (*Cicer arietinum* L.) é uma leguminosa de grande importância econômica mundial, a terceira leguminosa de grãos mais cultivada, com destaque para a Índia, o maior produtor (FAOSTAT, 2020). No Brasil, o uso de cultivares mais adaptáveis às condições climáticas locais tem alcançado produtividade satisfatória na experimentação agrícola. O semiárido brasileiro tem demonstrado potencial para obter rendimento para a cultura do grão-de-bico superior à média nacional (HOSKEM *et al.*, 2017; AVELAR *et al.*, 2018; PEGORARO *et al.*, 2018; FONSECA *et al.*, 2020). Porém a cultura ainda é pouco estudada, carecendo de pesquisas para identificar o melhor manejo e o uso de técnicas experimentais que possibilitam ganhos na precisão experimental.

Segundo Storck *et al.* (2011), a precisão experimental é prejudicada pela heterogeneidade das unidades experimentais e isso se deve a vários fatores como variações na fertilidade do solo, drenagem, nivelamento, textura e estrutura do solo, entre outros. No planejamento experimental, a escolha do número de tratamentos, repetições e tamanho da parcela é uma etapa importante, pois contribui para que os resultados sejam confiáveis e as conclusões sejam válidas.

Em experimentos em branco, é possível dividir a área experimental em parcelas no menor tamanho possível, de forma que seja compatível com os tratamentos a serem avaliados (STORCK *et al.*, 2011). Com os dados coletados nas parcelas, é possível estimar o coeficiente de variação (CV) e o índice de heterogeneidade do solo (b) de Smith (1938). O índice de heterogeneidade do solo costuma variar entre os locais de plantio e época de semeadura, entre outras variáveis. Diante disso, repetir o experimento agrega maior confiabilidade aos resultados.

A metodologia proposta por Hatheway (1961) pode ser utilizada, para calcular o tamanho ótimo de parcela (X), por meio das estimativas do coeficiente de variação (CV) e o índice de heterogeneidade do solo (b), considerando o delineamento experimental, número de tratamentos, número de repetições e precisão experimental desejada. Assim que estabelecido o delineamento experimental e o número de tratamentos, o pesquisador pode então escolher a melhor combinação de tamanho de parcela, número de repetições e nível de precisão experimental aplicável à área experimental disponível.

Essa metodologia tem sido utilizada na estimativa do tamanho ótimo de parcela de culturas como a mucuna cinza (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2014), trigo mourisco (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2020a) e aveia preta e ervilhaca (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2020b). Além dessa, outras metodologias têm sido utilizadas na definição do tamanho da parcela do mamoeiro (SCHMILDT *et al.*, 2016), do centeio (CHAVES *et al.*, 2018), da aveia (LAVEZO *et al.*, 2018) e do triticale (TOEBE *et al.*, 2020). Muitas metodologias têm sido utilizadas na definição do tamanho de parcela de diversas culturas, contudo estudos sobre planejamento experimental para caracteres de grão-de-bico são escassos na literatura.

Assim, o objetivo deste trabalho foi determinar o tamanho ótimo de parcela, para experimentos com grão-de-bico, em cenários formados por combinações de números de tratamentos, números de repetições e níveis de precisão.

## **Material e métodos**

### **Localização e caracterização da área experimental**

Foram conduzidos dois experimentos, de maio a setembro de 2019, na fazenda experimental da Universidade Federal de Minas Gerais, *Campus* Montes Claros, localizada à latitude 16°40'59.15"S e longitude 43°50'17.81"O, com a classificação climática de Köppen Aw semiárido tropical (ALVARES *et al.*, 2013). Amostras de solo de 0-20 cm de profundidade, para a caracterização química e física da área experimental, foram coletadas, antes da instalação dos experimentos, conforme metodologias propostas por Teixeira *et al.* (2017).

Os resultados obtidos, para a composição granulométrica do solo, foram - areia: 220 g kg<sup>-1</sup>; silte: 460 g kg<sup>-1</sup> e argila: 320 g kg<sup>-1</sup>. Para os atributos químicos determinados, os resultados foram os seguintes: - matéria orgânica (MO): 30,3 g kg<sup>-1</sup>; pH (H<sub>2</sub>O): 6,70; P (Mehlich-1): 13,74 mg dm<sup>-3</sup>; K (Mehlich-1): 152 mg dm<sup>-3</sup>; Ca: 7,85 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; Mg: 1,41 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; Al (KCl): 0,00 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; H+Al: 1,19 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; SB: 9,50 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; t: 9,50 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; T: 10,84 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; saturação por bases (V) 89.

## Instalação do experimento

Dois experimentos em branco (sem nenhum tratamento) foram conduzidos, utilizando uma cultivar do grupo desi, código CNPH 003, implantados em maio de 2019, em duas épocas de semeadura (15/05 e 22/05). Cada experimento era composto de oito linhas de cultivo, com 7 m de comprimento cada. A área útil foi constituída pelas seis linhas centrais, eliminando-se das extremidades 0,5 m de cada linha de cultivo (bordadura). O espaçamento entre as linhas de cultivo foi de 0,5 m e a distância entre plantas na linha de cultivo de 0,1 m.

O tratamento das sementes foi realizado previamente com o fungicida Protreat (Carbendazim + Thiram), na concentração de 5 mL kg<sup>-1</sup> de sementes. Os experimentos foram instalados em solos classificados como cambissolos háplicos. O plantio foi realizado manualmente, colocando duas sementes por sulco, e o desbaste foi realizado com 30 dias, após a emergência, mantendo 10 plantas m<sup>-1</sup> linear.

No plantio, a adubação foi realizada próxima à linha de cultivo, utilizando 300 kg ha<sup>-1</sup> de superfosfato simples, 160 kg ha<sup>-1</sup> de cloreto de potássio, 300 kg ha<sup>-1</sup> de sulfato de amônio. Para a adubação de cobertura, aos 25 dias após a emergência, utilizaram-se 56 kg ha<sup>-1</sup> de sulfato de amônio, conforme estabelecido por Nascimento *et al.* (2016).

Os tratamentos fitossanitários e irrigação foram realizados, conforme necessidade da cultura e recomendações técnicas para a região (NASCIMENTO *et al.*, 2016). O sistema de irrigação utilizado foi por microaspersão, com turno de rega de quatro dias. O controle das plantas daninhas foi realizado manualmente, quando necessário.

## Características avaliadas

As parcelas foram avaliadas por UB, constituídas de uma planta. Foram avaliadas as variáveis número de sementes (NS), peso de sementes (PS) e massa seca da parte aérea (MSPA). O NS foi obtido por contagem, o PS foi obtido pela secagem das sementes em estufa a 105 °C por 24 horas para a obtenção da umidade e, posteriormente, correção para 13%. Por fim, para a obtenção da MSPA em g planta<sup>-1</sup>, foi utilizada estufa de circulação forçada de ar a 65 °C até obter massa constante. Todas as avaliações foram realizadas, ao final do ciclo da cultura, com 120 dias após a semeadura.

## Análise estatística

Os ensaios experimentais foram simulados para experimento em blocos casualizados, compreendendo combinações de *i* tratamentos (*i* = 4, 8, 12 e 16), *r* repetições (*r* = 3, 4, 5, 6, 7 e 8) e a diferença mínima significativa entre os valores médios desses tratamentos, detectados como significativos a uma probabilidade de 5%, expressa em porcentagem (DMS = 25%, 30% e 40%). A análise estatística foi realizada com o software estatístico R (R CORE TEAM, 2019), utilizando os pacotes *ggplot2* (PEDERSON *et al.*, 2020) e *directlabels* (HOCKING, 2021).

Na determinação do tamanho ótimo de parcela, utilizou-se a fórmula proposta por Hatheway (1961), dada por:



$$X_0 = \sqrt[b]{\frac{2(t_1 + t_2)^2 CV^2}{rDMS^2}}$$

em que:  $X_0$  é o tamanho ótimo da parcela em UBs;  $b$  é o índice de heterogeneidade do solo de Smith (1938),  $t_1$  é o valor crítico da distribuição de  $t$  de Student para testes de significância (bilateral a 5%), com graus de liberdade (GL);  $t_2$  é o valor crítico da distribuição  $t$  de Student, correspondente a  $2(1-P)$ , sendo  $P$  a probabilidade de obter resultado significativo, ( $P = 0,80$  nesse estudo), com graus de liberdade (GL),  $CV$  é o coeficiente de variação expresso em porcentagem (%), para as parcelas constituídas de uma unidade básica (UB) de tamanho;  $r$  é o número de repetições e  $DMS$  é a diferença mínima significativa, a ser detectada entre as médias dos tratamentos, expressa em porcentagem (%).

Os graus de liberdade (GL) foram obtidos pela expressão:  $GL = (i - 1)(r - 1)$  para o delineamento em blocos casualizados, em que  $i$  é o número de tratamentos e  $r$  é o número de repetições. Para este estudo, os valores de  $t_1$  e  $t_2$  foram obtidos, utilizando o software Microsoft Office Excel, pelas seguintes funções:  $t_1 = INV(T(0,05; GL))$  e  $t_2 = INV(T(0,4; GL))$ , respectivamente.

O índice de heterogeneidade do solo ( $b$ ) foi estimado após a transformação logarítmica e a linearização da equação de Smith (1938):

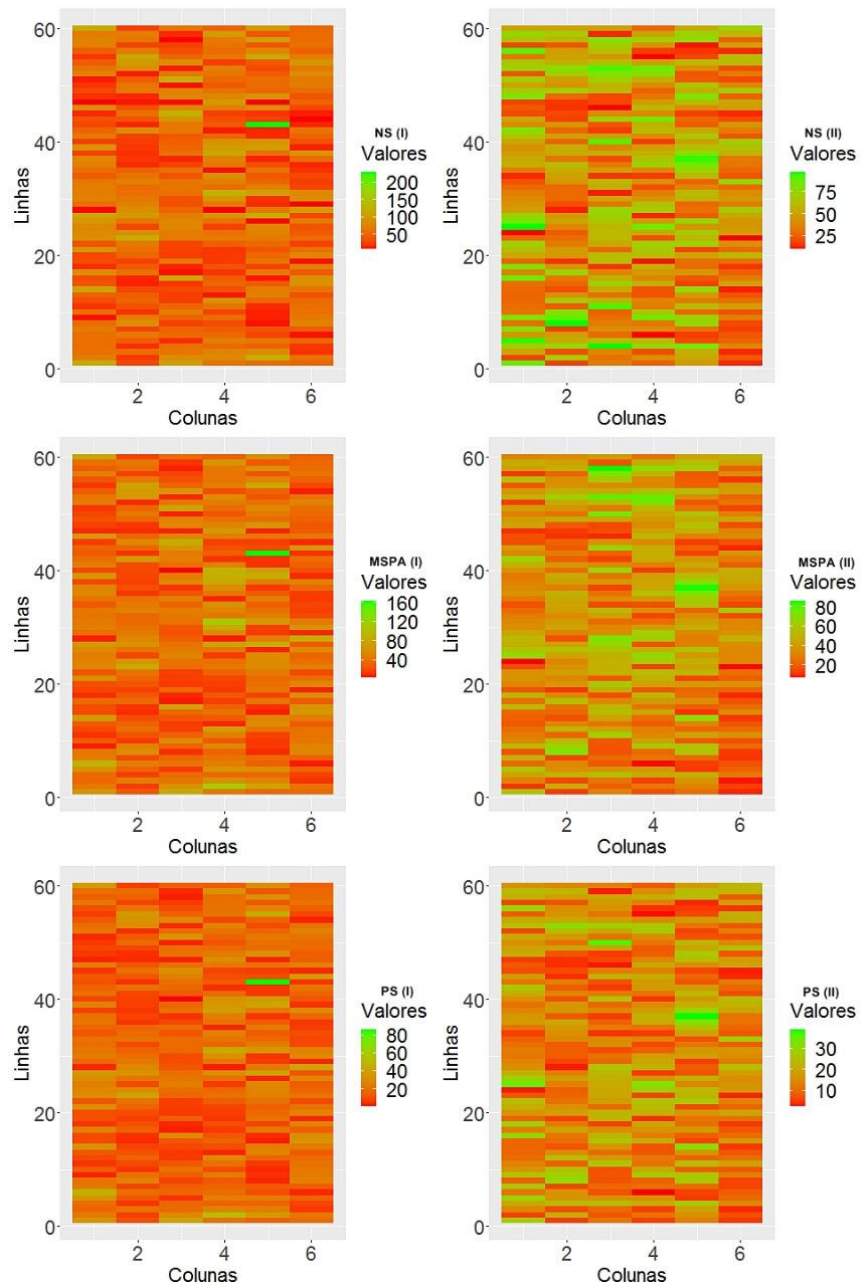
$$VU_x = \frac{V_1}{X^b},$$

ou seja,  $\log(VU_x) = \log(V_1) - b \cdot \log(X)$ , em que  $VU(x)$  é a variância por UBs de parcelas constituídas de  $X$  UBs de tamanho,  $V_1$  é a variância das parcelas constituídas de uma UB e  $X$  é o número de UBs que compõem a parcela (tamanho de parcela).

## Resultados

Os mapas de calor das variáveis número de sementes (NS), massa seca da parte aérea (MSPA) e peso de sementes (PS) foram gerados com a finalidade de verificar a variabilidade entre elas (FIGURA 1). Para nenhuma das variáveis analisadas o mapa de calor indicou um padrão de variabilidade, apresentando resultados com variação aleatória. Observa-se um comportamento parecido entre as variáveis nas respectivas épocas de semeadura.

Figura 1 – Mapas de calor das variáveis NS - Número de sementes, MSPA - Massa seca da parte aérea e PS – Peso de sementes de grão-de-bico em dois experimentos em branco

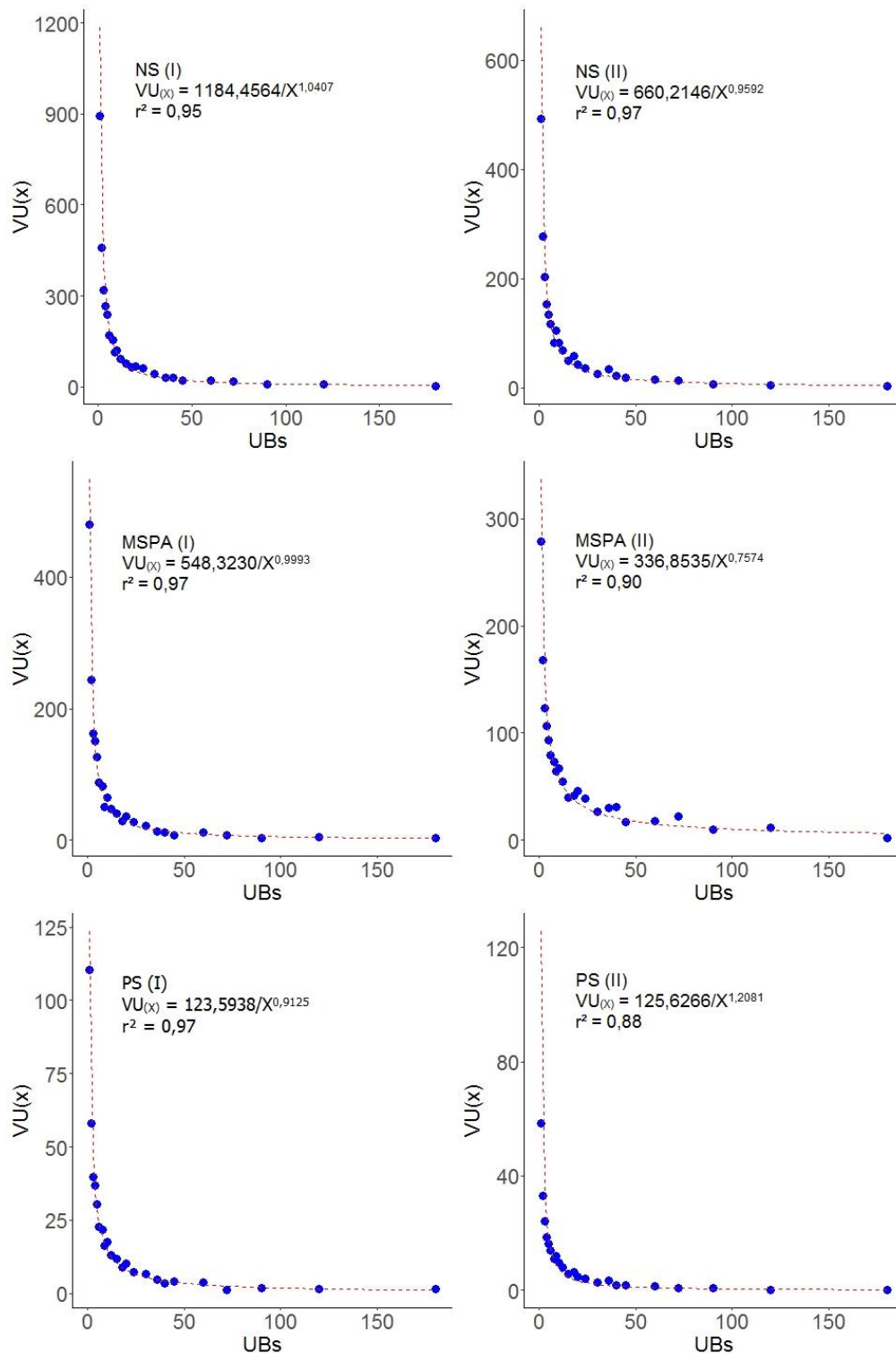


Nota: I = Experimento I, II = Experimento II.

Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

Nos dois experimentos em branco, observa-se uma redução na variância por UB com o aumento do tamanho da parcela. Visivelmente ocorreu uma redução significativa da variância até 25 UBs, depois disso,  $VU(x)$  tendeu à estabilização (FIGURA 2). Os altos valores do coeficiente de determinação ( $r^2$ ) indicam uma alta explicação de  $VU(x)$  por UBs por meio da função escolhida.

Figura 2 – Representação gráfica da relação entre a variância por unidade básica entre parcelas ( $VU(x)$ ) e o tamanho planejado da parcela em (UBs), para dois experimentos em branco de grão-de-bico



Nota: UBs = Unidades básicas, NS = Número de sementes, MSPA = Massa seca da parte aérea, PS = Peso de sementes, I = Experimento I, II = Experimento II.

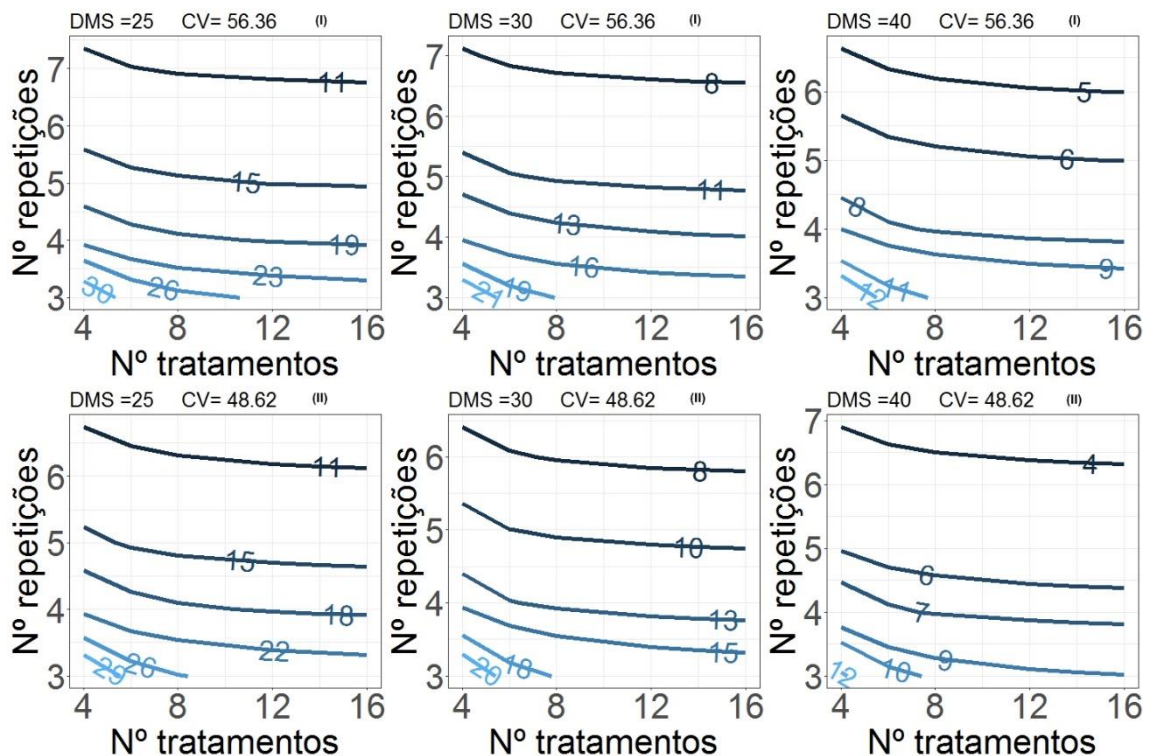
Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

Para as variáveis NS, MSPA e PS, o índice de heterogeneidade do solo (b) foi, respectivamente, 1,0407, 0,9993 e 0,9125, para o primeiro experimento e 0,9592, 0,7574 e 1,2081, para o segundo experimento. Considerando a expressão de Hatheway (1961), ao fixar os valores das variáveis pertencentes à raiz e utilizar os valores encontrados acima para b, o tamanho ótimo da parcela (X) será decrescente na seguinte ordem: PS, MSPA e NS, para o experimento I e MSPA, NS e PS para o experimento II.

Nos dois experimentos realizados, o tamanho ótimo de parcela, para a característica NS variou, de acordo com o número de tratamentos, número de repetições e diferença mínima significativa (FIGURA 3). No segundo experimento, houve redução do CV, porém os tamanhos de parcela indicados foram semelhantes ao recomendado no experimento I. Fixando o número de tratamentos, ocorre uma diminuição no tamanho da parcela à medida que aumenta o número de repetições. Além disso, com valores fixos, para o número de repetições e a mesma DMS, ocorre uma diminuição no tamanho da parcela, à medida que se aumenta o número de tratamentos (FIGURA 3).

O tamanho ótimo da parcela (X), estimado pelo método de Hatheway (1961), com número fixo de tratamentos (i) e de repetições (r), decresce com a diminuição da precisão (DMS) desejada. Por exemplo, caso o pesquisador queira avaliar o NS, em um experimento com oito tratamentos e quatro repetições com precisão (DMS = 25%), a parcela será composta por 19 plantas no experimento I e 18 plantas no experimento II. Já, se for desejada menor precisão na comparação dos tratamentos (DMS = 40%), 8 plantas no experimento I e sete plantas no experimento II seriam suficientes.

Figura 3 - Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas (UBs), para combinações de (i) tratamentos, (r) repetições e (DMS) diferença mínima significativa, para número de sementes de grão-de-bico em dois experimentos em branco

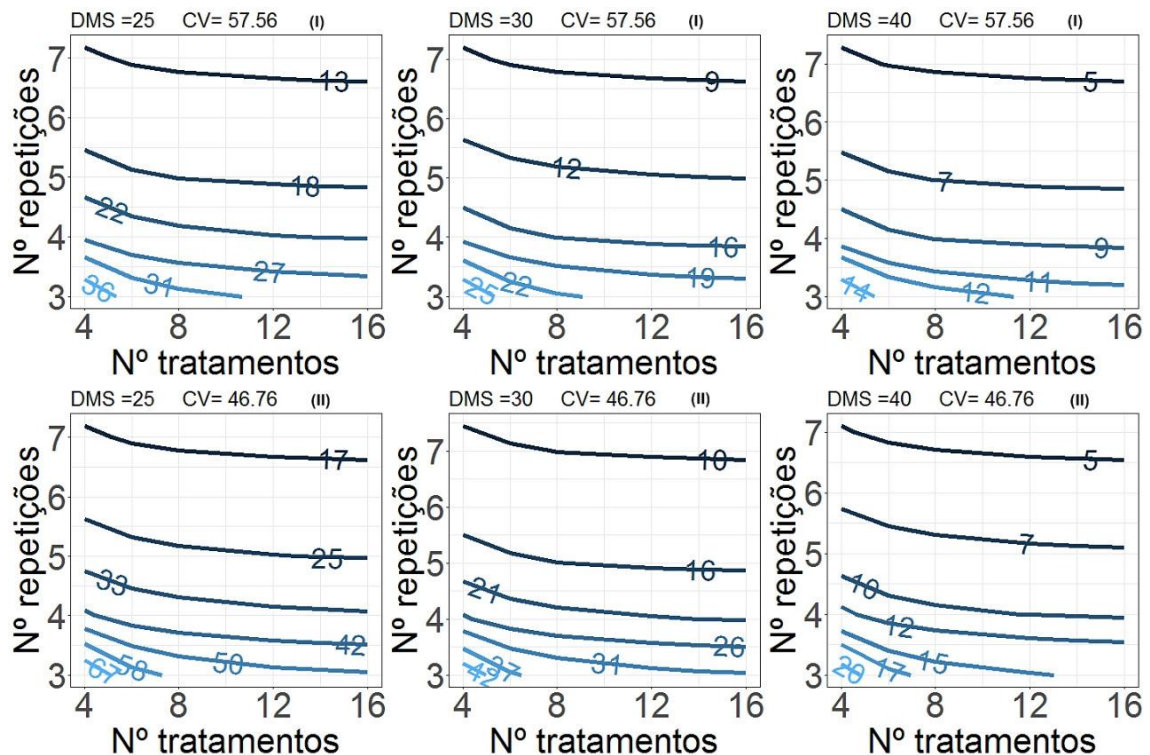


Nota: I = Experimento I, II = Experimento II, CV = Coeficiente de variação

Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

O aumento na DMS propicia diminuição no tamanho da parcela para a variável massa seca da parte aérea (FIGURA 4). Por exemplo, no primeiro experimento para  $i = 8$  tratamentos e 5 repetições, temos 18 plantas por parcela (DMS = 25%), 13 plantas por parcela (DMS = 30%) e 7 plantas por parcela (DMS = 40%). No segundo experimento, considerando as mesmas combinações, temos 27 plantas por parcela (DMS = 25%), 16 plantas por parcela (DMS = 30%) e oito plantas por parcela (DMS = 40%). Comparando o resultado dos dois experimentos, temos menor CV para o experimento II e um aumento no tamanho proposto da parcela. Considerando o coeficiente de variação de forma isolada, esse resultado não era esperado, pois alta variabilidade geralmente indica tamanhos maiores de parcela, no entanto a fórmula de Hatheway (1961) leva em consideração vários outros fatores, e a baixa estimativa do índice de heterogeneidade para o experimento II pode explicar esse resultado.

Figura 4 – Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas (UBs), para combinações de (i) tratamentos, (r) repetições e (DMS) diferença mínima significativa, para massa seca da parte aérea de grão-de-bico em dois experimentos em branco

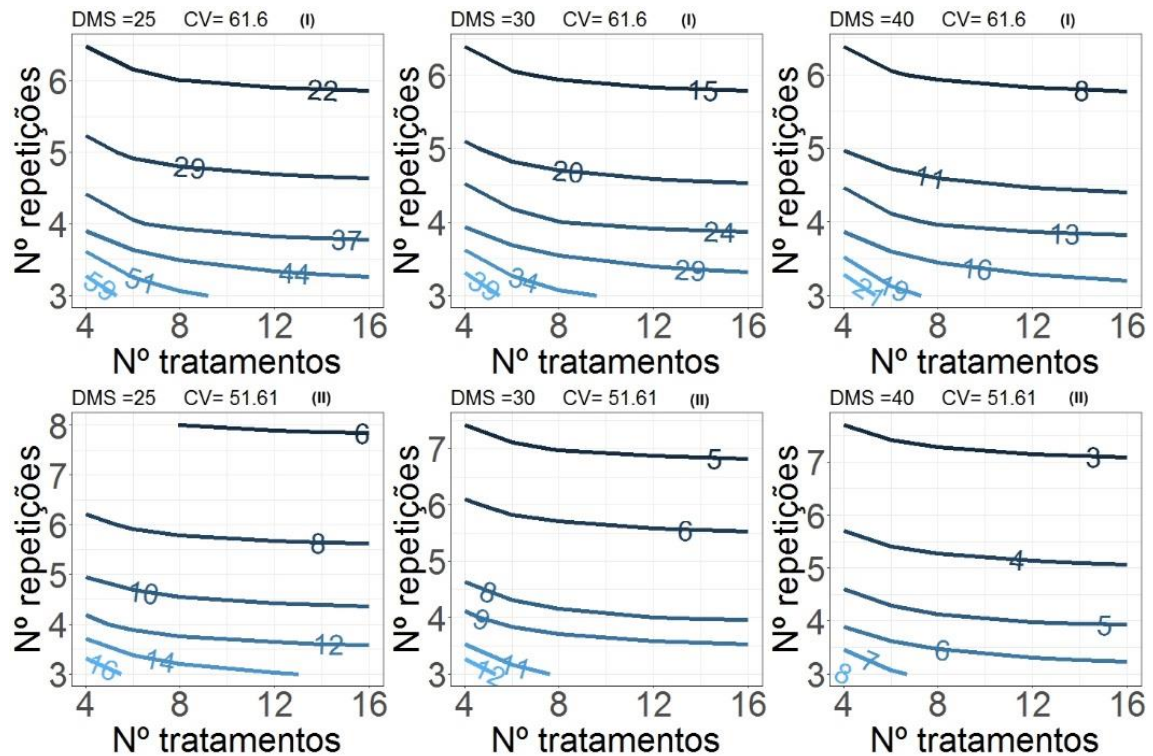


Nota: I = Experimento I, II = Experimento II, CV = Coeficiente de variação

Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

No segundo experimento, há uma redução do CV em comparação ao primeiro experimento e, também, uma redução no tamanho ótimo de parcela estimado (FIGURA 5). O tamanho da parcela no primeiro experimento oscilou entre 59 UBs ( $i = 4$ ,  $r = 3$  e DMS = 25%) e oito UBs ( $i = 16$ ,  $r = 6$  e DMS = 40%). Para o segundo experimento, o tamanho de parcela variou entre 16 UBs ( $i = 4$ ,  $r = 3$ , DMS = 25%) e três UBs ( $i = 16$ ,  $r = 7$ , DMS = 40%) (FIGURA 5).

Figura 5 – Tamanho ótimo de parcelas em unidades básicas (UBs), para combinações de (i) tratamentos, (r) repetições e (DMS) diferença mínima significativa, para peso de sementes de grão-de-bico em dois experimentos em branco



Nota: I = Experimento I, II = Experimento II, CV = Coeficiente de variação

Fonte: Elaborado pelo autor, 2021.

## Discussão

No planejamento experimental, definir o tamanho adequado da parcela, número de tratamentos e número de repetições é uma etapa importante. Essa definição adequada garante a confiabilidade dos resultados encontrados e a validação das inferências dos tratamentos em estudo. Segundo Cargnelutti Filho *et al.* (2020b), o dimensionamento apropriado das parcelas garante a otimização da área experimental, do tempo e dos recursos humanos e financeiros.

Os resultados do presente trabalho indicam uma melhora na precisão experimental com a diminuição de  $VU(x)$  e, conseqüentemente, aumento da estimativa do tamanho da parcela. Esse comportamento também foi observado por Cargnelutti Filho *et al.* (2014), Celanti *et al.* (2016) e Cargnelutti *et al.* (2020b) independente da cultura estudada.

O coeficiente de variação alterou de 46,76 a 61,6%, entre as variáveis analisadas, valores considerados muito altos, segundo classificação de Pimentel-Gomes (2009), e essas altas estimativas podem ser justificadas em decorrência da avaliação unitária das plantas. Além disso, esses resultados indicam a existência de variabilidade entre as UBs, característica importante para experimentos dessa natureza, pois reflete condições reais de áreas de campo (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2014). Na literatura, no estudo de diversas culturas, muitas pesquisas também encontraram CV superior a 40%

para parcelas constituídas de uma UB (OLIVEIRA *et al.*, 2011; LUCIO *et al.*, 2011; PADRON; LOPES; RENEDO, 2018).

Segundo Nascimento *et al.* (2016), o número de vagens pode variar de algumas até trezentas por planta. Essa alta variabilidade também justifica os altos valores do coeficiente de variação para as variáveis número e peso de sementes. Já a alta variabilidade da massa seca da parte aérea pode ser justificada pelo elevado número de avaliações que são necessárias para se obter o resultado final.

Segundo Cargnelutti Filho *et al.* (2020a), é essencial determinar o tamanho ideal da parcela para assegurar uma avaliação correta dos tratamentos e não comprometer a confiabilidade dos resultados. Em relação às características avaliadas, diferentes variabilidades e, conseqüentemente, estimativas distintas do tamanho de parcela, para uma mesma precisão experimental, também, foram encontradas entre os caracteres de alface (LUCIO *et al.*, 2011), mucuna cinza (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2014), pimentão (PADRON; LOPES; RENEDO, 2018), palma forrageira (GUIMARÃES *et al.*, 2020) e tomate (OLIVEIRA *et al.*, 2021).

A definição do tamanho ótimo da parcela do grão-de-bico na experimentação agrícola não é consenso entre os pesquisadores, e diferentes tamanhos e número de plantas avaliadas por parcelas foram encontrados, área de 4,5 m<sup>2</sup> e 10 plantas avaliadas, na obtenção da altura da planta (ARTIGA *et al.*, 2015), área de 5 m<sup>2</sup> e 10 plantas centrais avaliadas (ALMEIDA NETA *et al.*, 2021), área de 15 m<sup>2</sup> e cinco plantas avaliadas por parcela (JOSHI *et al.*, 2021). O número de UBs recomendado neste trabalho foi superior ao número de plantas avaliadas nos trabalhos citados, o que pode significar uma perda de precisão experimental nos referidos trabalhos.

Não foram encontrados trabalhos com a cultura do grão-de-bico utilizando o método de Hatheway. No entanto, utilizando o método da máxima curvatura, Bayoumi e El-Demardash (2008) conduziram dois ensaios de uniformidade no Egito, utilizando espaçamento de 0,5 m entre linhas e 0,05 m entre plantas e estimaram o tamanho ótimo de parcela, em ambientes normais e de estresse hídrico, estimando 5 m<sup>2</sup> (equivalente a 200 plantas), para condições normais de irrigação e de 8 m<sup>2</sup> (equivalente a 320 plantas) para condições de estresse hídrico, resultado muito superior ao encontrado no presente trabalho.

Muitos trabalhos com outras culturas foram realizados, utilizando diferentes metodologias, Cargnelutti Filho *et al.* (2014) determinaram 8 m<sup>2</sup> (equivalente a 128 plantas), para o tamanho da parcela de mucuna cinza pelo método Hatheway (1961), Cargnelutti Filho *et al.* (2017) concluíram que 4,52 m<sup>2</sup> de área útil era suficiente, para o tamanho de parcela da ervilhaca, para experimentos com até 50 tratamentos, pelo método proposto por Paranaíba *et al.* (2009) e Lavezo *et al.* (2017) definiram 1,57 m<sup>2</sup> como tamanho suficiente para avaliar a produtividade da aveia pelo método de Paranaíba *et al.* (2009). É preciso considerar que a maioria dos trabalhos encontrados estimaram o tamanho da parcela, considerando a aérea e não a quantidade de plantas, como foi a proposta deste trabalho. Além disso, diferentes metodologias, clima, solo, manejo, época de semeadura, característica avaliada e época de avaliação podem, geralmente, explicar resultados distintos entre essas pesquisas.

O tamanho de parcela aumentou gradativamente com a diminuição da diferença mínima significativa (DMS). Esse comportamento foi observado por diversos autores (SOUSA; SILVA; ASSIS, 2016; CELANTI *et al.*, 2016; PADRON; LOPES; RENEDO, 2018), em estudos com as culturas do girassol, mamão e pimentão, respectivamente. Segundo Storck *et al.* (2011), menores estimativas de DMS garantem maior precisão experimental e possibilitam identificar pequenas diferenças entre as

médias dos tratamentos. No entanto trabalhar com valores baixos de DMS (maior precisão experimental), muitas vezes, torna-se impraticável em razão do tamanho de parcela muito alto. Portanto, para uma maior precisão, utilizar parcelas de menor tamanho combinadas com maior número de repetições, muitas vezes, torna-se eficiente no uso da área experimental (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2014; STORCK *et al.*, 2011).

Cargnelutti Filho *et al.* (2020b) ressaltam, porém, que o aumento do número de repetições ocasionará a necessidade de maior demanda de recursos humanos, financeiros e de tempo. E, caso a característica seja de difícil mensuração ou de avaliação demorada, a utilização de maior tamanho de parcela e menor número de repetições pode ser mais vantajoso, desde que a área experimental comporte parcelas maiores. Portanto, dependendo da área experimental disponível, do número de tratamentos e da precisão desejada, o pesquisador decidirá qual a combinação de tamanho de parcela e número de repetições melhor se aplica à sua realidade experimental.

Em relação à precisão experimental, é importante considerar que quanto maior o número de tratamentos e o número de repetições, maior será o grau de liberdade do erro experimental e, conseqüentemente, menor será a variância residual, isto é, maior será a precisão experimental (CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2020b). Na prática, os resultados apresentados neste estudo possibilitam ao pesquisador escolher a combinação de número de repetições e tamanho de parcela que atenda a necessidade do número de tratamentos que deseja trabalhar e da precisão desejada.

O índice de heterogeneidade do solo ( $b$ ) foi superior a 0,7, para todas as variáveis analisadas e apresentou-se maior que uma unidade para duas variáveis. Na literatura, é comum estimativas do valor de  $b$  superior à unidade (LÚCIO *et al.*, 2011; SANTOS *et al.*, 2012; SOUZA; SILVA; ASSIS, 2016; CARGNELUTTI FILHO *et al.*, 2020b). Valores de  $b$  próximos de 1 indicam alta heterogeneidade do solo, revelando ausência de correlação entre as UBs adjacentes. Segundo Lin e Binns (1986), para  $b$  menor que 0,2, um aumento no número de repetições é mais eficiente para melhorar a precisão experimental. Quando  $b$  varia de 0,2 a 0,7, mudanças no tamanho da parcela e no número de repetições podem ser usadas em combinação, para se obter ganhos na precisão experimental e para  $b$  superior a 0,7, o aumento no tamanho da parcela é mais eficiente para a melhoria da precisão experimental. Nesse contexto, para os resultados obtidos neste estudo, a melhor estratégia no ganho de precisão experimental será no aumento do tamanho da parcela.

As informações deste estudo contemplam um número finito de cenários formados pelas combinações de  $i$  tratamentos ( $i = 4, 8, 12$  e  $16$ ),  $r$  repetições ( $r = 3, 4, 5, 6, 7$  e  $8$ ) e diferenças mínimas significativas a serem detectadas como significativas a 5% de probabilidade (DMS = 25%, 30% e 40%). No entanto outros cenários poderão ser simulados, por meio da expressão proposta por Hatheway (1961), com base no valor médio de  $b$  e o valor médio do CV, para as três variáveis avaliadas. As seguintes estimativas poderão ser utilizadas na expressão: NS ( $b = 0,9999$  e  $CV = 52,49\%$ ), MSPA ( $b = 0,8784$  e  $CV = 52,16\%$ ) e PS ( $b = 1,0603$  e  $CV = 56,61\%$ ).

Nesse contexto, como exemplo, para avaliar o NS de cinco tratamentos com quatro repetições no delineamento em blocos casualizados e  $DMS=25\%$ , têm-se:  $GL = (5 - 1) \times (4 - 1) = 12$ ,  $t_1 = INV_T(0,05; 12) = 2,178813$  e  $t_2 = INV_T(0,40; 12) = 0,872609$ , logo o tamanho ótimo da parcela será:

$$X_0 = \sqrt[0,99995]{2(2,178813 + 0,872609)^2 \times 52,49^2 / 4 \times 25^2} = 20,52 \text{ UBs} \cong 21 \text{ plantas por parcela.}$$



Considerando o valor médio de  $b$  e o valor médio do CV, para todo o experimento, temos as seguintes estimativas:  $CV = 53,75\%$  e  $b = 0,979533$ . A partir dessas estimativas, podemos simular o tamanho ótimo de parcela, para cinco tratamentos, quatro repetições no delineamento em blocos casualizados e  $DMS = 25\%$ . Nessas condições, temos  $GL = (5 - 1) \times (4 - 1) = 12$ ,  $t_1 = INVT(0,05; 12) = 2,178813$  e  $t_2 = INVT(0,40; 12) = 0,872609$ , logo o tamanho ótimo da parcela será:  $X_0 = 0,979533 \sqrt{2(2,178813 + 0,872609)^2 \times 53,75^2 / 4 \times 25^2} = 22,95 \text{ UBs} \cong 23$  plantas por parcela.

Assim, a definição do tamanho de parcela e do número de repetições com a cultura do grão-de-bico fica a critério do pesquisador, que deverá ser definida, levando em conta a disponibilidade da área experimental e a quantidade de tratamentos a serem avaliados. No entanto, de forma genérica, pode-se dizer que, para experimentos em blocos casualizados, parcelas compostas por 25 plantas são suficientes para identificar diferenças significativas entre os tratamentos avaliados, relacionando essa informação com o número de repetições, tratamentos e precisão possível de ser realizada na área experimental.

## Conclusão

Em experimentos com o grão-de-bico, com 4 a 16 tratamentos, DMS de 25% e seis repetições, as parcelas de 25 unidades básicas são suficientes para identificar, com probabilidade de 5%, diferenças significativas entre as médias dos tratamentos.

## Agradecimentos

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo apoio a este estudo. Ao Grupo de Estudo em Estatística Experimental (GEEA) pela parceria na condução do experimento.

## Referências

- ALMEIDA NETA, M. N.; ALMEIDA, E. S.; COSTA, C. A.; NUNES, J. A. R.; FERNANDES, L. A.; PEGORARO, R. F. Inoculation of *Bacillus* spp. and nitrogen levels increase chickpea production. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 45, p. 1-12, 2021.
- ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. A. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p.711-728, 2013.
- ARTIAGA, O. P.; SPEHAR, C. R.; BOITEUX, L. S.; NASCIMENTO, W. M. Avaliação de genótipos de grão de bico em cultivo de sequeiro nas condições de Cerrado. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 10, n. 1, p. 102-109, 2015.
- AVELAR, R. I. S.; COSTA, C. A.; BRANDÃO JÚNIOR, D. S.; PARAÍSO, H. A.; NASCIMENTO, W. M. Production and quality of chickpea seeds in different sowing and harvest periods. **Journal of Seed Science**, v. 40, n. 2, p.146-155, 2018.
- BAYOUMI, T. Y.; EL-DEMARDASH, I. S. Effect of Water Deficit on Soil Variability, Plot size, Shape and Number of Replications for Chickpea. **BULL. NRC**, Egypt., v. 33, n. 6, p. 589-603, 2008.

CARGNELUTTI FILHO, A.; ALVES, B. M.; FOLLMANN, D. N.; BEM, C. M.; SCHABARUM, D. E.; STEFANELO, L. S.; WARTHA, C. A.; KLEINPAUL, J. A.; CHAVES, G. G.; ULIANA, D. B.; PEZZINI, R. V. Plot size and number of repetitions in vetch. **Bragantia**, v. 76, n.2, p. 178-188, 2017.

CARGNELUTTI FILHO, A.; NEU, I. M. M.; SOUZA, J. M.; PEZZINI, R. V.; DUMKE, G. E.; SOMAVILLA, F. M. Plot size, number of treatments and replicates and experimental precision in buckwheat. **Revista Caatinga**, v. 33, n. 4, p. 1131-1139, 2020a.

CARGNELUTTI FILHO, A.; SOUZA, J. M.; PEZZINI, R. V.; NEU, I. M. M.; SILVEIRA, D. L.; PROCEDI, A. Optimal plot size for experiments with black oats and the common vetch. **Ciência Rural**, v. 50, n. 3, p. 1-10, 2020b.

CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; ALVES, B. M.; BURIN, C.; NEU, I. M. M.; FACCO, G. Tamanho de parcela para avaliar a massa de plantas de mucuna cinza. **Comunicata Scientiae**, v. 5, n. 2, p. 196-204, 2014.

CELANTI, H. F.; SCHMILDT, O.; ALEXANDRE, R. S.; CATTANEO, L. F.; SCHMILDT, E. R. Plot size in the evaluation of papaya seedlings 'baixinho de santa amália' in tubes. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v. 38, n. 3, p. 1-15, 2016.

CHAVES, G. G.; CARGNELUTTI FILHO, A.; BEM, C. M.; BANDEIRA, C. T.; SILVEIRA, D. L.; THOMASI, R. M. Plot size and number of replications for evaluation of the yield of grains in cultivars and dates of sowing of rye. **Journal of Agricultural Science**, v. 10, n. 1, p. 122-132, 2018.

FAOSTAT. FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATION. **Food and agriculture organization**, fao statistical year book. 2020. Disponível em: <http://faostat.fao.org/site/291/default.aspx>. Acesso em: 5 dez. 2021.

FONSECA, J. H. S.; ALMEIDA NETA, M. N.; PEGORARO, R. F.; ALMEIDA, G. F.; COSTA, C. A.; ALMEIDA, E. S. Chickpea production in response to fertilization with zinc and doses of phosphorus. **Comunicata Scientiae**, v. 11, p. 1-7, 2020.

GUIMARÃES, B. V. C.; DONATO, S. L. R.; ASPIAZÚ, I.; AZEVEDO, A. M.; CARVALHO, A. J. Optimal plot size for experimental trials with *Opuntia* cactus pear. **Acta Scientiarum. Technology**, v. 42, p. 1-10, 2020.

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

HOCKING, T. D. Direct labels for color decoding. *In: R package*. version 1.13. [S.l.: s.n.], 2021.

HOSKEM, B. C. S.; COSTA, C. A.; NASCIMENTO, W. M.; SANTOS, L. D. T.; MENDES, R. B.; MENEZES, J. B. C. Productivity and quality of chickpea seeds in Northern Minas Gerais, Brazil. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 12, n. 3, p. 261-268, 2017.

JOSHI, G. H.; THALKAR, M. G.; LANJE, S. N.; PAGORE, G. K.; KADAM, A. D. Effect of PSB, VAM and phosphorus levels on plant height, shoot and root growth in chickpea (*Cicer arietinum* L.), **The Pharma Innovation Journal**, v. 10, n. 4, p. 550-553, 2021.

LAVEZO, A.; CARGNELUTTI FILHO, A.; ALVES, B. M.; SCHABARUM, D. E.; SILVEIRA, D. L.; CHAVES, G. G. Plot size and number of replications to assess the vegetable matter in oat. **Comunicata Scientiae**, v. 9, n. 2, p. 252-263, 2018.

LAVEZO, A.; CARGNELUTTI FILHO, A.; BEM, C. M.; BURIN, C.; KLEINPAUL, J. A.; PEZZINI, R. V. Plot size and number of replications to evaluate the grain yield in oat cultivars. **Bragantia**, v. 76, n.4, p. 512-520, 2017.

LIN, C. S.; BINNS, M. R. Relative Efficiency of Two Randomized Block Designs Having Different Plot Sizes and Numbers of Replications and of Plots per Block. **Agronomy Journal**, v. 78, n. 3, p. 531-534, 1986.

LÚCIO, A. D.; HAESBAERT, F. M.; SANTOS, D.; BENZ, V. Estimativa do tamanho de parcela para experimentos com alface. **Horticultura Brasileira**, v. 29, n. 4, p. 510-515, 2011.

- NASCIMENTO, W. M.; SILVA, P. P.; ARTIAGA, O. P.; SUINAGA, F. A. **Grão-de-bico**. Brasília: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 2016. p. 89-118. (Hortaliças Leguminosas).
- OLIVEIRA, G. M. V.; MELLO, J. M.; LIMA, R. R.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. Tamanho e forma de parcelas experimentais para *Eremanthus erythropappus*. **Cerne**, v. 17, n. 3, p. 327-338, 2011.
- OLIVEIRA, J. R.; SANTANA, W. R.; SANTOS, M. N.; SCHMILDT, E. R. Determination of the optimum plot size for tomato seedlings. **Revista Ceres**, v. 68, n. 2, p. 126-134, 2021.
- PADRÓN, R. A. R.; LOPES, S. J.; RENEDO, V. S. G. Estimation of the optimal plot size and number of replications in a field pepper crop experiment with varying irrigation depths and application frequencies. **Scientia Horticulturae**, v. 237, p. 96-104, 2018.
- PARANAÍBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; MORAIS, A. R. Optimum experimental plot size: proposition of estimation methods. **Revista Brasileira de Biometria**, v.27, p. 255-268, 2009.
- PEDERSON, T. L.; WICKHAM, H.; CHANG, W.; HENRY, L.; TAKAHASHI, K.; WILKE, C.; WOO, K.; YUTANI, H.; DUNNINGTON, D. Ggplot2: Create Elegant Data Visualisations Using the Grammar of Graphics. In: **R package**. version 3.3.0. [S.l.: s.n.], 2020.
- PEGORARO, R. F.; ALMEIDA NETA, M. N.; COSTA, C. A.; SAMPAIO, R. A.; FERNANDES, L. A.; RODRIGUES, M. N. Chickpea production and soil chemical attributes after phosphorus and molybdenum fertilization. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 42, n. 5, p. 474-483, 2018.
- PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 15. ed. Piracicaba: FEALQ, 2009. 451p.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2019. Disponível em: <http://www.r-project.org>. Acesso em: 15 fev. 2021.
- SANTOS, D.; HAESBAERT, F. M.; LÚCIO, A. D.; STORCK, L.; CARGNELUTTI FILHO, A. Tamanho ótimo de parcela para a cultura do feijão-vagem. **Revista Ciência Agronômica**, v. 43, n. 1, p. 119-128, 2012.
- SCHMILDT, E. R.; SCHMILDT, O. CRUZ, C. D.; CATTANEO, L. F.; FERREGUETTI, G. A. Optimum plot size and number of replications in papaya field experiment. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v. 38, n. 2, p. 1-9, 2016.
- SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal of Agricultural Science**, v.28, p.1-23, 1938.
- SOUSA, R. P.; SILVA, P. S. L.; ASSIS, J. P. Tamanho e forma de parcelas para experimentos com girassol. **Revista Ciência Agronômica**, v. 47, n.4, p. 683-690, 2016.
- STORCK, L.; GARCIA, D. C.; LOPES, S. J.; ESTEFANEL, V. **Experimentação Vegetal**. 3. ed. Santa Maria: UFSM, 2011. 200p.
- TEIXEIRA, P. C.; DONAGEMMA, G. K.; FONTANA, A.; TEIXEIRA, W. G. **Manual de métodos de análise de solo**. 3. ed. Brasília: Embrapa, 2017. 574 p.
- TOEBE, M.; CARGNELUTTI FILHO, A.; MELLO, A. C.; SOUZA, R. R.; SOARES, F. S.; SILVA, L. S.; SEGATTO, A. Plot size and replications number for triticale experiments. **Ciência Rural**, v. 50, n. 11, p. 1-5, 2020.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Na estimativa do tamanho ótimo de parcela para o grão-de-bico, os resultados obtidos pela abordagem bayesiana foram similares aos obtidos pelo método da máxima curvatura modificado (abordagem frequentista), mesmo quando utilizado *priori* informativa.

O tamanho ótimo de parcela para o grão-de-bico é de 15 plantas, para experimentos a campo, tanto para a abordagem frequentista (MMCM) quanto para a abordagem bayesiana.

Em experimentos com o grão-de-bico, com 4 a 16 tratamentos, DMS de 25% e seis repetições, as parcelas de 25 unidades básicas são suficientes para identificar, com probabilidade de 5%, diferenças significativas entre as médias dos tratamentos pelo método de Hatheway.

O método de Hatheway possibilita estimar diferentes tamanhos de parcelas, de acordo com as condições e limitações da área experimental para a cultura do grão-de-bico.

O tamanho ótimo de parcela do grão-de-bico varia de acordo com o método utilizado e a característica avaliada.

De modo geral, a definição do tamanho ótimo da parcela do grão-de-bico garante ao pesquisador maior precisão experimental e otimização da relação custo/benefício dos ensaios experimentais.