

Precisão experimental relacionada a tamanhos de parcelas, números de tratamentos e repetições em nabo forrageiro

Alberto Cargnelutti Filho⁽¹⁾, Lindolfo Storck⁽²⁾, Marcos Toebe⁽¹⁾, Cláudia Burin⁽¹⁾, Bruna Mendonça Alves⁽¹⁾,
Giovani Facco⁽¹⁾ e Ismael Mario Márcio Neu⁽¹⁾

⁽¹⁾Universidade Federal de Santa Maria, Departamento de Fitotecnia, Avenida Roraima, nº 1.000, Bairro Camobi, CEP 97105-900 Santa Maria, RS, Brasil. E-mail: alberto.cargnelutti.filho@gmail.com, m.toebe@gmail.com, clauburin@gmail.com, brunamalves11@gmail.com, giovanifacco2011@gmail.com, ismaelmmneu@hotmail.com ⁽²⁾Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Rodovia PR-469, Km 01, CEP 85501-970 Pato Branco, PR, Brasil. E-mail: lindolfostorck@gmail.com

Resumo – O objetivo deste trabalho foi determinar a precisão experimental na avaliação da massa de matéria verde de nabo forrageiro, em cenários formados por combinações de tamanhos de parcela e número de tratamentos e de repetições. Utilizaram-se os dados de massa de matéria verde de 3.456 unidades experimentais básicas de 0,5×0,5 m (0,25 m²). Os cenários (1.728) foram planejados e formados pela combinação de seis tamanhos de parcela (0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m²), i tratamentos (i = 5, 6,..., 20) e r repetições (r = 3, 4,..., 20). Em cada cenário, foram realizadas 2.000 reamostragens, com reposição. Calculou-se a média das 2.000 estimativas, em cada cenário, quanto à diferença mínima significativa pelo teste de Tukey, ao índice de variação e ao coeficiente de variação experimental. Essas estatísticas, nesta ordem, são adequadas para avaliar a precisão experimental. Parcelas com o tamanho de seis unidades experimentais básicas (1,50 m²) são suficientes para identificar diferenças significativas na massa de matéria verde de nabo forrageiro entre tratamentos, menores ou iguais a 36,88% da média geral do experimento, pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade, em experimentos em delineamento inteiramente casualizado, com 5 a 20 tratamentos e cinco repetições.

Termos para indexação: *Raphanus sativus*, coeficiente de variação, diferença mínima significativa, índice de variação, planejamento experimental, reamostragem.

Experimental precision related to plot sizes, numbers of treatments and replicates in forage turnip

Abstract – The objective of this work was to determine the experimental precision in the evaluation of forage turnip fresh matter weight, in scenarios formed by combinations of plot sizes and number of treatments and replicates. Data from fresh matter weight of 3,456 basic experimental units of 0.5×0.5 m (0.25 m²) were used. The scenarios (1,728) were planned and formed by the combinations of six plot sizes (0.25, 0.50, 1.00, 1.50, 2.00, and 2.25 m²), i treatments (i = 5, 6,..., 20), and r replicates (r = 3, 4,..., 20). For each scenario, 2,000 resamplings were carried out, with replacement. The average of these 2,000 estimates, in each scenario, was calculated for the least significant difference by Tukey's test, the variation index, and the experimental coefficient of variation. These statistics, in that order, are adequate to evaluate the experimental precision. Plots with the size of six basic experimental units (1.50 m²) are sufficient to identify significant differences turnip fresh matter weight between treatments, less than or equal to 36.88% of the overall mean of the experiment, by Tukey's test, at 5% probability, in experiments in a completely randomized design with 5 to 20 treatments and five replicates.

Index terms: *Raphanus sativus*, coefficient of variation, least significant difference, variation index, experimental design, resampling.

Introdução

Para que sejam fidedignos os resultados de pesquisas de culturas agrícolas de cobertura de solo, como a de nabo forrageiro (*Raphanus sativus* L.), é importante que os experimentos sejam realizados com

a máxima precisão experimental possível, a fim de que reduzidos efeitos de tratamentos sejam identificados como significativos. Nesses experimentos, o erro experimental deve ser o menor possível.

Em experimentos conduzidos em campo, a heterogeneidade da área experimental e,

consequentemente, do material experimental (cultura agrícola em estudo) são fontes de erro experimental (Storck et al., 2011; Ramalho et al., 2012). Por meio de ensaios de uniformidade (experimentos em branco), definidos como ensaios sem tratamentos (Storck et al., 2011; Ramalho et al., 2012), em que são realizados os mesmos tratamentos culturais em toda a área experimental, é possível avaliar a heterogeneidade da área. Planejamentos experimentais, em cenários formados por combinações de tamanhos de parcela e de números de tratamentos e de repetições, podem gerar diferentes níveis de precisão experimental. É importante, que o pesquisador conheça a precisão experimental desses cenários, a fim de definir o planejamento adequado para a precisão desejada, de acordo com a disponibilidade de área experimental, de tempo, de recursos financeiros e de mão de obra. Outro aspecto importante é conhecer a estatística apropriada para avaliar a precisão experimental.

Pesquisas com a cultura do nabo forrageiro, quanto aos aspectos relacionados ao planejamento experimental, tais como a determinação dos tamanhos de parcela e de ensaio de uniformidade para avaliar a massa de matéria verde (Cargnelutti Filho et al., 2011), a geração de modelos para estimação de área foliar em razão de dimensões foliares (Cargnelutti Filho et al., 2012) e a determinação do tamanho de amostra para a estimação da média de caracteres morfológicos e produtivos (Cargnelutti Filho et al., 2014), têm sido realizadas. Além destes estudos, Gomes (1991) mostrou teoricamente que, para medir a precisão experimental, o índice de variação (IV) é um substituto vantajoso do coeficiente de variação (CV). Posteriormente, Cargnelutti Filho & Storck (2007), com base em dados de ensaios de milho, concluíram que o CV e a diferença mínima significativa pelo teste de Tukey, em percentagem da média (DMS), são adequados para medir a precisão de experimentos com médias semelhantes, sem, contudo, ter estudado a adequabilidade dessas estatísticas em cenários formados pela combinação de número de tratamentos e de repetições.

Outras estratégias, como a escolha do método de análise estatística, podem ser usadas para a redução do erro experimental. Assim, o método de Papadakis, realizado com base na análise de covariância, em que a covariável é determinada como a média das estimativas dos erros nas parcelas vizinhas (variação

espacial), mostrou-se eficiente para a comparação da produtividade de grãos de genótipos de trigo (Benin et al., 2013) e de soja (Storck et al., 2008). Estudos relacionados a métodos de análise espacial (Duarte & Vencovsky, 2005), para as culturas de chá (Peiris et al., 2008), feijoeiro (Souza et al., 2000), feijoeiro e milho (Costa et al., 2005) e laranjeira (Maia et al., 2013) foram realizados e, de maneira geral, relataram a melhoria da eficiência na seleção de genótipos.

Não foram encontradas, na literatura, investigações sobre a precisão experimental na cultura do nabo forrageiro medida por meio das estatísticas CV, IV e DMS, em planejamentos experimentais com variações de tamanhos de parcela, números de tratamentos e de repetições. Essas investigações podem ser realizadas por meio de amostragens de dados de ensaios de uniformidade e podem fornecer informações úteis para o adequado planejamento experimental.

O objetivo deste trabalho foi determinar a precisão experimental na avaliação da massa de matéria verde de nabo forrageiro, em cenários formados por combinações de tamanhos de parcela, números de tratamentos e de repetições.

Material e Métodos

Um ensaio de uniformidade (experimento em branco) foi realizado com a cultura de nabo forrageiro (*R. sativus*), na área experimental do Departamento de Fitotecnia, da Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, a 29°42'S, 53°49'W, a 95 m de altitude. Conforme a classificação de Köppen, o clima da região é do tipo Cfa, subtropical úmido, com verões quentes e sem estação seca definida (Heldwein et al., 2009). O solo é classificado como Argissolo Vermelho distrófico arênico (Santos et al., 2006). A semeadura foi realizada a lanço em 10/6/2010, e a densidade foi de 150 plantas por metro quadrado. Aplicou-se adubação de base com 30 kg ha⁻¹ N, 150 kg ha⁻¹ P₂O₅ e 150 kg ha⁻¹ K₂O. Aos 28 dias após a emergência, aplicaram-se 100 kg ha⁻¹ N. Os tratamentos culturais foram os mesmos em toda a área experimental, conforme preconizado para ensaios de uniformidade (Storck et al., 2011; Ramalho et al., 2012).

A área experimental (36×24 m, 864 m²) do ensaio de uniformidade, dividida em 3.456 unidades experimentais básicas (UEB) de 0,5×0,5 m (0,25 m²), formou uma matriz de 72 linhas e 48 colunas.

Aos 90 dias após a semeadura, na fase de pleno florescimento do nabo forrageiro, as plantas de todas as UEBs foram cortadas junto à superfície do solo, e a massa de matéria verde (g) foi imediatamente pesada.

Com os dados de massa de matéria verde das UEBs, planejaram-se parcelas com tamanhos ($X=X_L \times X_C$). As siglas X_L , X_C e X , significam, respectivamente, número de UEB adjacentes à linha, número de UEB adjacentes à coluna e tamanho de parcela, em número de UEB ou em metros quadrados. As parcelas planejadas com os tamanhos ($X=X_L \times X_C$) foram 1×1 (1 UEB = 0,25 m²), 2×1 (2 UEB = 0,50 m²), 2×2 (4 UEB = 1,00 m²), 3×2 (6 UEB = 1,50 m²), 4×2 (8 UEB = 2,00 m²) e 3×3 (9 UEB = 2,25 m²) (Tabela 1) e, para a sua composição, foram somados os valores de massa de matéria verde de X_L UEB adjacentes à linha e de X_C UEB adjacentes à coluna. Em seguida, para a massa de matéria verde e para cada tamanho de parcela (X), foram determinados: n , número de parcelas com X UEB de tamanho ($n=3.456/X$); $Min_{(X)}$, mínimo das parcelas com X UEB de tamanho; $M_{(X)}$, média das parcelas com X UEB de tamanho; $Max_{(X)}$, máximo das parcelas com X UEB de tamanho; $DP_{(X)}$, desvio-padrão entre as parcelas de X UEB de tamanho; $V_{(X)}$, variância entre as parcelas de X UEB de tamanho; e $CV_{(X)}$, coeficiente de variação (%) entre as parcelas de X UEB de tamanho.

Para cada um dos seis tamanhos de parcela planejados (0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m²), simularam-se planos experimentais, em delineamento inteiramente casualizado, para as 288 combinações de i tratamentos (5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19 e 20) e r repetições (3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19 e 20), no total de 1.728

cenários (6 tamanhos de parcela \times 288 combinações de i tratamentos e r repetições).

Para cada um dos 1.728 cenários, simularam-se 2.000 experimentos, por meio da reamostragem dos valores obtidos em parcelas de tamanho X , com reposição. Para as simulações, considerou-se a área experimental como homogênea e, assim, em qualquer UEB, pôde ser avaliado qualquer tratamento e qualquer repetição. Ainda, fez-se a reamostragem com reposição, para que valores extremos pudessem ser incluídos mais de uma vez num determinado experimento, a fim de contemplar maior variabilidade possível. Em cada um dos 1.728 cenários, para os dados de massa de matéria verde (g) de cada um dos 2.000 experimentos simulados, realizou-se a análise de variância, conforme o modelo matemático do delineamento inteiramente casualizado. A seguir, foram anotadas as estatísticas: quadrado médio de tratamento (QM_T), quadrado médio do erro (QM_E), valor do teste F para tratamento ($F_c=QM_T/QM_E$) e o valor-p do teste F para tratamento. Depois, calcularam-se a média geral do experimento (m) e o coeficiente de variação dos dados do experimento (sem considerar o delineamento experimental), em porcentagem, pela expressão $CV_D = 100(s^2)^{0,5}/m$, em que s^2 é a estimativa da variância dos dados do experimento.

A seguir, para cada experimento, de cada cenário, calculou-se o CV experimental (%), em delineamento experimental, por meio da expressão $CV = 100QM_E^{0,5}/m$. Estimou-se, depois, o índice de variação (IV, %) por $IV = (100QM_E^{0,5}/m)/r^{0,5}$ (Gomes, 1991), ou seja, $IV = CV/r^{0,5}$, em que r é o número de repetições. Posteriormente, estimou-se a diferença mínima significativa (DMS) entre as

Tabela 1. Tamanho de parcela planejado ($X=X_L \times X_C$), em unidades experimentais básicas (UEB) e em metros quadrados, e dados de massa de matéria verde de nabo forrageiro (*Raphanus sativus*), em gramas por UEB, em ensaio de uniformidade com 3.456 UEB de 0,5 \times 0,5 m (0,25 m²).

| X_L | X_C | X (em UEB) | X (em m ²) | n | $Min_{(X)}$ | $M_{(X)}$ | $Max_{(X)}$ | $DP_{(X)}$ | $V_{(X)}$ | $CV_{(X)}$ |
|-------|-------|--------------|--------------------------|-------|-------------|-----------|-------------|------------|--------------|------------|
| 1 | 1 | 1 | 0,25 | 3.456 | 172 | 865,87 | 1.740 | 216,05 | 46.679,16 | 24,95 |
| 2 | 1 | 2 | 0,50 | 1.728 | 528 | 1.731,75 | 2.769 | 350,28 | 122.696,55 | 20,23 |
| 2 | 2 | 4 | 1,00 | 864 | 1.437 | 3.463,49 | 5.225 | 607,27 | 368.773,63 | 17,53 |
| 3 | 2 | 6 | 1,50 | 576 | 2.793 | 5.195,24 | 7.589 | 831,29 | 691.046,22 | 16,00 |
| 4 | 2 | 8 | 2,00 | 432 | 4.011 | 6.926,99 | 9.585 | 1.040,80 | 1.083.267,10 | 15,03 |
| 3 | 3 | 9 | 2,25 | 384 | 4.626 | 7.792,86 | 10.390 | 1.155,02 | 1.334.073,77 | 14,82 |

X_L : UEB adjacentes à linha; X_C : UEB adjacentes à coluna; n , número de parcelas com X UEB de tamanho ($n=3.456/X$); $Min_{(X)}$, mínimo das parcelas com X UEB de tamanho, em gramas; $M_{(X)}$, média das parcelas com X UEB de tamanho, em gramas; $Max_{(X)}$, máximo das parcelas com X UEB de tamanho, em gramas; $DP_{(X)}$, desvio-padrão entre as parcelas de X UEB de tamanho; $V_{(X)}$, variância entre as parcelas de X UEB de tamanho; $CV_{(X)}$, coeficiente de variação, em porcentagem, entre as parcelas de X UEB de tamanho.

médias de tratamentos, pelo teste de Tukey, expresso em percentagem da média geral do experimento, $DMS = 100 \Delta/m$, em que: $\Delta = q_{\alpha(i; GL_E)}(QM_E/r)^{0,5}$; r é o número de repetições; $q_{\alpha(i; GL_E)}$ é o valor crítico para o uso do teste de Tukey; i é o número de tratamentos; GL_E é o número de graus de liberdade do erro; e α é a probabilidade de erro ($p=0,05$).

Assim, para cada um dos 1.728 cenários, foram obtidas 2.000 estimativas das estatísticas: QM_T , QM_E , F_c , valor- p , m , CV_D , CV , IV , Δ e DMS , e a média de cada estatística foi calculada para cada cenário. Outras informações, como valores mínimo, máximo, mediana, percentis e gráficos poderiam ser obtidas a partir dessas 2.000 estimativas, de cada estatística em cada cenário, porém, não foram necessárias para o foco desse estudo. As análises estatísticas foram realizadas com auxílio do aplicativo Microsoft Office Excel e do software R (R Development Core Team, 2014).

Resultados e Discussão

As plantas de nabo forrageiro apresentaram bom desenvolvimento e ampla variabilidade da massa de matéria verde (média de 34.635 kg ha⁻¹), entre as 3.456 unidades experimentais básicas (UEB) de 0,5×0,5 m (0,25 m²), o que reflete as condições reais de áreas de campo. O CV entre as UEB de 0,25 m² foi de 24,95%, e houve redução acentuada deste coeficiente, com pequenos acréscimos de tamanho planejado de parcela e tendência de estabilização em tamanhos de parcelas maiores (próximos a 2,25 m²) (Tabela 1). Estes resultados são esperados e, comumente, o modelo potência ajusta-se bem aos dados de CV em função do tamanho de parcela, o que possibilita calcular o ponto de máxima curvatura e, conseqüentemente, o tamanho ótimo de parcela. O tamanho ótimo de parcela para avaliar a massa de matéria verde de nabo forrageiro, determinado por Cargnelutti Filho et al. (2011), com base no método da curvatura máxima do modelo do CV (Paranaíba et al., 2009), foi de 4,82 UEB de 0,25 m² (1,20 m²). Na prática, deve-se interpretar que os acréscimos no tamanho de parcela a partir de 1,20 m² geram ganhos em precisão (redução do CV) menos expressivos e com tendência à estabilização, em comparação aos ganhos obtidos com os incrementos no tamanho de parcela até chegar a 1,20 m². Assim, para avaliar a massa de matéria verde de nabo forrageiro, é importante determinar a precisão experimental, em

cenários formados por combinações de tamanhos de parcela em torno desse valor de referência (1,20 m²), números de tratamentos e de repetições, a fim de se definir o melhor plano experimental.

Como os resultados seguiram certa tendência de comportamento com o aumento do número de tratamentos e de repetições, e como houve volume expressivo de cenários (1.728), optou-se por representar os resultados de 240 destes cenários (13,88%), formados pelas combinações de tamanhos de parcela planejados ($X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00$ e $2,25$ m²), tratamentos ($i = 5, 10, 15$ e 20) e repetições ($r = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 14, 17$ e 20), tendo-se incluído nos cenários os valores extremos de i e r (Tabelas 2, 3, 4, 5 e 6). Em cada um dos tamanhos de parcela planejados (0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m²), nos 40 cenários formados pelas combinações de tratamentos ($i = 5, 10, 15$ e 20) e repetições ($r = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 14, 17$ e 20), a média das 2.000 estimativas do quadrado médio de tratamento (QM_T) e de quadrado médio do erro (QM_E), obtidas dos 2.000 experimentos simulados no delineamento inteiramente casualizado, foram similares. Neste estudo, as estimativas foram assumidas como iguais, pois, pequenas diferenças são consequência do processo de reamostragem (Tabela 2). A não oscilação do QM_T , nesses 40 cenários, em cada tamanho de parcela, é esperada pelo fato de não haver efeito de tratamentos em um ensaio de uniformidade. A manutenção das mesmas estimativas do QM_E , nesses 40 cenários, em cada tamanho de parcela, indica que, em uma área experimental, o acréscimo do número de tratamentos e de repetições é ineficiente para reduzir o quadrado médio do erro e, como este é um indicativo da precisão experimental, poder-se-ia interpretar equivocadamente que, para determinado tamanho de parcela, o acréscimo do número de tratamentos e de repetições não altera a precisão experimental. Deve-se, nesses casos investigar se a estatística usada como medida de precisão experimental é adequada.

A média da estatística do teste F para tratamento ($F_c = QM_T/QM_E$) e do valor- p do teste F para tratamento (valor- p), nos 240 cenários formados pelas combinações de seis tamanhos de parcela planejados (0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m²), i tratamentos ($i = 5, 10, 15$ e 20) e r repetições ($r = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 14, 17$ e 20), foi de, aproximadamente, 1,00 e 0,50, respectivamente (Tabela 3). Esses resultados são reflexos de reamostragens em um ensaio de uniformidade, em que

não há efeito de tratamentos. Como consequência, o quadrado médio de tratamentos de efeito aleatório, cuja esperança matemática é $\sigma^2 + r\sigma_t^2$ (Storck et al., 2011), é o mesmo que o quadrado médio do erro, em

que a esperança é σ^2 , pois, a variância populacional de tratamentos (σ_t^2) esperada é nula e, assim, o número de repetições r também não influenciaria o QM_T , pois estaria multiplicado por $\sigma_t^2=0$. Isso explica o fato de as

Tabela 2. Média de 2.000 estimativas do quadrado médio de tratamento (QM_T) e do quadrado médio do erro (QM_E), obtidas de 2.000 experimentos simulados de 240 cenários⁽¹⁾, em delineamento inteiramente casualizado.

| i | r | QM_T | | | | | | QM_E | | | | | |
|----|----|--------|---------|---------|---------|-----------|-----------|--------|---------|---------|---------|-----------|-----------|
| | | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,50 | 2,00 | 2,25 | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,50 | 2,00 | 2,25 |
| 5 | 3 | 46.501 | 125.003 | 365.238 | 695.829 | 1.045.481 | 1.341.351 | 46.220 | 123.175 | 364.011 | 680.513 | 1.063.721 | 1.323.189 |
| 5 | 4 | 46.323 | 123.485 | 360.909 | 677.200 | 1.080.389 | 1.323.502 | 46.881 | 122.885 | 361.968 | 702.536 | 1.077.061 | 1.317.408 |
| 5 | 5 | 45.643 | 123.651 | 373.946 | 681.206 | 1.066.942 | 1.329.423 | 47.013 | 122.306 | 367.876 | 689.021 | 1.079.964 | 1.331.248 |
| 5 | 6 | 45.574 | 125.668 | 364.792 | 688.604 | 1.056.138 | 1.323.027 | 45.981 | 122.618 | 366.207 | 688.047 | 1.081.249 | 1.328.089 |
| 5 | 7 | 46.782 | 123.643 | 366.771 | 698.878 | 1.083.006 | 1.315.583 | 46.835 | 123.018 | 365.177 | 689.081 | 1.085.995 | 1.329.083 |
| 5 | 8 | 46.698 | 124.587 | 375.468 | 698.598 | 1.074.889 | 1.346.898 | 46.897 | 122.694 | 367.722 | 683.283 | 1.080.343 | 1.320.342 |
| 5 | 11 | 47.397 | 124.019 | 374.257 | 685.347 | 1.063.742 | 1.351.889 | 46.412 | 123.031 | 368.582 | 691.522 | 1.078.529 | 1.336.894 |
| 5 | 14 | 47.670 | 121.673 | 354.495 | 682.231 | 1.072.526 | 1.330.667 | 46.826 | 122.578 | 368.617 | 688.404 | 1.083.735 | 1.329.525 |
| 5 | 17 | 46.692 | 123.447 | 371.907 | 703.971 | 1.076.441 | 1.288.979 | 46.600 | 122.385 | 369.527 | 692.501 | 1.083.281 | 1.326.547 |
| 5 | 20 | 46.913 | 123.706 | 375.556 | 675.289 | 1.087.657 | 1.343.315 | 46.487 | 122.974 | 369.638 | 694.587 | 1.079.482 | 1.328.666 |
| 10 | 3 | 46.657 | 121.674 | 364.273 | 680.038 | 1.061.617 | 1.292.057 | 46.747 | 121.936 | 368.694 | 693.832 | 1.091.196 | 1.334.236 |
| 10 | 4 | 47.175 | 122.399 | 353.778 | 695.569 | 1.089.194 | 1.335.147 | 46.668 | 121.032 | 369.393 | 682.644 | 1.087.387 | 1.329.756 |
| 10 | 5 | 46.168 | 124.615 | 372.368 | 696.102 | 1.062.505 | 1.361.315 | 46.379 | 122.235 | 369.148 | 688.080 | 1.077.719 | 1.325.271 |
| 10 | 6 | 46.571 | 122.626 | 364.258 | 688.909 | 1.062.296 | 1.314.441 | 46.844 | 123.047 | 370.515 | 684.979 | 1.084.417 | 1.337.883 |
| 10 | 7 | 46.682 | 121.618 | 372.423 | 695.415 | 1.084.018 | 1.308.875 | 46.750 | 122.828 | 368.361 | 692.442 | 1.083.121 | 1.331.446 |
| 10 | 8 | 46.845 | 122.754 | 367.748 | 688.172 | 1.055.056 | 1.300.422 | 46.543 | 123.102 | 368.348 | 688.483 | 1.081.149 | 1.340.460 |
| 10 | 11 | 46.128 | 122.934 | 363.206 | 688.229 | 1.072.872 | 1.308.052 | 46.833 | 122.193 | 368.490 | 692.281 | 1.078.210 | 1.331.357 |
| 10 | 14 | 46.045 | 124.622 | 367.824 | 679.178 | 1.087.804 | 1.323.816 | 46.576 | 122.404 | 368.103 | 692.264 | 1.081.274 | 1.330.130 |
| 10 | 17 | 46.275 | 122.270 | 364.995 | 689.205 | 1.081.782 | 1.344.924 | 46.578 | 122.592 | 368.252 | 687.571 | 1.079.578 | 1.330.580 |
| 10 | 20 | 47.441 | 122.395 | 369.873 | 683.407 | 1.083.714 | 1.314.457 | 46.665 | 122.420 | 368.585 | 690.378 | 1.081.171 | 1.329.078 |
| 15 | 3 | 46.413 | 123.280 | 368.036 | 687.756 | 1.087.188 | 1.341.188 | 46.862 | 122.385 | 366.738 | 688.387 | 1.079.572 | 1.321.767 |
| 15 | 4 | 46.051 | 123.143 | 371.371 | 688.719 | 1.094.437 | 1.339.082 | 46.285 | 122.666 | 368.882 | 684.845 | 1.079.952 | 1.336.741 |
| 15 | 5 | 47.679 | 120.398 | 370.928 | 691.866 | 1.101.188 | 1.310.758 | 46.676 | 122.951 | 368.626 | 688.700 | 1.083.545 | 1.327.757 |
| 15 | 6 | 46.972 | 120.893 | 365.206 | 695.380 | 1.079.702 | 1.327.410 | 46.640 | 123.210 | 370.070 | 690.795 | 1.076.537 | 1.327.725 |
| 15 | 7 | 46.217 | 124.032 | 370.923 | 698.339 | 1.097.850 | 1.365.814 | 46.461 | 122.750 | 367.494 | 688.980 | 1.083.788 | 1.326.494 |
| 15 | 8 | 46.743 | 122.800 | 369.542 | 692.929 | 1.063.821 | 1.342.782 | 46.767 | 122.590 | 367.298 | 689.310 | 1.089.782 | 1.329.206 |
| 15 | 11 | 47.325 | 122.468 | 362.885 | 683.229 | 1.085.591 | 1.328.489 | 46.828 | 122.719 | 368.240 | 687.304 | 1.076.448 | 1.334.710 |
| 15 | 14 | 46.357 | 123.389 | 368.297 | 686.722 | 1.083.081 | 1.329.537 | 46.556 | 122.348 | 368.065 | 689.862 | 1.079.447 | 1.323.594 |
| 15 | 17 | 47.144 | 122.111 | 371.964 | 687.457 | 1.084.623 | 1.337.746 | 46.729 | 122.719 | 368.817 | 690.246 | 1.082.330 | 1.331.833 |
| 15 | 20 | 46.745 | 122.608 | 370.707 | 699.068 | 1.056.742 | 1.336.114 | 46.644 | 122.345 | 368.761 | 690.185 | 1.080.537 | 1.334.179 |
| 20 | 3 | 46.209 | 122.348 | 368.622 | 691.650 | 1.082.711 | 1.339.222 | 46.622 | 123.011 | 369.230 | 687.143 | 1.069.952 | 1.319.737 |
| 20 | 4 | 47.120 | 123.571 | 366.478 | 695.624 | 1.071.938 | 1.344.095 | 46.658 | 122.154 | 369.028 | 691.126 | 1.081.881 | 1.332.809 |
| 20 | 5 | 46.369 | 124.332 | 366.127 | 688.596 | 1.082.719 | 1.340.244 | 46.428 | 122.721 | 366.083 | 687.868 | 1.076.096 | 1.333.816 |
| 20 | 6 | 46.098 | 122.125 | 364.248 | 695.855 | 1.084.247 | 1.337.831 | 46.725 | 122.473 | 370.061 | 685.472 | 1.082.712 | 1.335.725 |
| 20 | 7 | 46.179 | 122.599 | 365.077 | 690.285 | 1.088.348 | 1.322.338 | 46.624 | 122.037 | 369.198 | 689.279 | 1.081.814 | 1.338.243 |
| 20 | 8 | 46.825 | 121.606 | 371.737 | 687.511 | 1.071.107 | 1.311.987 | 46.506 | 122.512 | 368.201 | 689.686 | 1.082.846 | 1.328.700 |
| 20 | 11 | 46.810 | 121.876 | 365.229 | 691.256 | 1.091.207 | 1.327.760 | 46.731 | 122.484 | 367.705 | 686.909 | 1.082.125 | 1.334.176 |
| 20 | 14 | 46.597 | 122.155 | 366.090 | 691.247 | 1.070.677 | 1.339.186 | 46.669 | 122.948 | 368.553 | 690.021 | 1.081.324 | 1.330.216 |
| 20 | 17 | 47.214 | 122.020 | 367.899 | 688.704 | 1.080.106 | 1.322.058 | 46.804 | 122.866 | 369.074 | 690.347 | 1.080.124 | 1.332.240 |
| 20 | 20 | 46.829 | 122.229 | 367.708 | 686.911 | 1.080.285 | 1.310.383 | 46.686 | 122.553 | 368.784 | 691.573 | 1.082.289 | 1.330.406 |

⁽¹⁾Cenários formados pelas combinações de X tamanhos de parcela planejados (X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m²), i tratamentos (i = 5, 10, 15 e 20) e r repetições (r = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 14, 17 e 20). As reamostragens, com reposição, foram realizadas com dados de massa de matéria verde de nabo forrageiro (*Raphanus sativus*), em gramas por UEB, de um ensaio de uniformidade com 3.456 UEB de 0,5×0,5 m (0,25 m²).

médias de QM_T e QM_E serem semelhantes, em cada um dos 240 cenários (Tabela 2) e, por consequência, médias de Fc e valor-p, de 1,00 e 0,50, respectivamente (Tabela 3), o que confirma a inexistência do efeito de

tratamentos em um ensaio de uniformidade (Storck et al., 2011; Ramalho et al., 2012).

Como esperado em reamostragem, a média das 2.000 estimativas da média geral do experimento

Tabela 3. Média de 2.000 estimativas do valor do teste F para tratamento ($Fc=QM_T/QM_E$) e do valor-p do teste F para tratamento (valor-p), obtidas de 2.000 experimentos simulados de 240 cenários⁽¹⁾, em delineamento inteiramente casualizado.

| i | r | Fc | | | | | | Valor-p | | | | | |
|----|----|------|------|------|------|------|------|---------|------|------|------|------|------|
| | | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,50 | 2,00 | 2,25 | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,50 | 2,00 | 2,25 |
| 5 | 3 | 1,27 | 1,28 | 1,24 | 1,25 | 1,25 | 1,28 | 0,50 | 0,49 | 0,50 | 0,49 | 0,51 | 0,50 |
| 5 | 4 | 1,13 | 1,16 | 1,17 | 1,12 | 1,17 | 1,17 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,51 | 0,50 | 0,50 |
| 5 | 5 | 1,09 | 1,11 | 1,13 | 1,10 | 1,09 | 1,11 | 0,51 | 0,50 | 0,49 | 0,51 | 0,50 | 0,50 |
| 5 | 6 | 1,08 | 1,11 | 1,08 | 1,09 | 1,05 | 1,08 | 0,51 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,50 |
| 5 | 7 | 1,07 | 1,08 | 1,08 | 1,09 | 1,06 | 1,05 | 0,51 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,50 |
| 5 | 8 | 1,05 | 1,08 | 1,08 | 1,08 | 1,05 | 1,08 | 0,50 | 0,49 | 0,50 | 0,49 | 0,50 | 0,49 |
| 5 | 11 | 1,06 | 1,05 | 1,05 | 1,03 | 1,02 | 1,05 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,51 | 0,49 |
| 5 | 14 | 1,05 | 1,02 | 0,99 | 1,02 | 1,03 | 1,03 | 0,49 | 0,50 | 0,52 | 0,51 | 0,50 | 0,50 |
| 5 | 17 | 1,03 | 1,04 | 1,03 | 1,04 | 1,02 | 0,99 | 0,50 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,51 | 0,51 |
| 5 | 20 | 1,03 | 1,03 | 1,04 | 0,99 | 1,03 | 1,03 | 0,50 | 0,49 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,49 |
| 10 | 3 | 1,11 | 1,12 | 1,10 | 1,09 | 1,08 | 1,08 | 0,50 | 0,50 | 0,51 | 0,51 | 0,52 | 0,52 |
| 10 | 4 | 1,08 | 1,09 | 1,03 | 1,09 | 1,08 | 1,08 | 0,49 | 0,50 | 0,52 | 0,49 | 0,50 | 0,50 |
| 10 | 5 | 1,05 | 1,07 | 1,06 | 1,07 | 1,04 | 1,08 | 0,50 | 0,49 | 0,49 | 0,49 | 0,51 | 0,49 |
| 10 | 6 | 1,04 | 1,04 | 1,03 | 1,04 | 1,02 | 1,02 | 0,50 | 0,50 | 0,51 | 0,50 | 0,51 | 0,51 |
| 10 | 7 | 1,03 | 1,03 | 1,05 | 1,04 | 1,04 | 1,02 | 0,50 | 0,51 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,51 |
| 10 | 8 | 1,04 | 1,03 | 1,03 | 1,03 | 1,00 | 1,00 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,51 | 0,52 |
| 10 | 11 | 1,01 | 1,03 | 1,01 | 1,01 | 1,02 | 1,00 | 0,51 | 0,50 | 0,51 | 0,50 | 0,51 | 0,51 |
| 10 | 14 | 1,00 | 1,03 | 1,02 | 0,99 | 1,02 | 1,01 | 0,51 | 0,49 | 0,50 | 0,51 | 0,50 | 0,50 |
| 10 | 17 | 1,01 | 1,01 | 1,00 | 1,01 | 1,02 | 1,02 | 0,51 | 0,50 | 0,51 | 0,50 | 0,50 | 0,49 |
| 10 | 20 | 1,03 | 1,01 | 1,01 | 1,00 | 1,01 | 1,00 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,51 | 0,50 | 0,51 |
| 15 | 3 | 1,06 | 1,08 | 1,08 | 1,07 | 1,08 | 1,09 | 0,51 | 0,50 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,49 |
| 15 | 4 | 1,04 | 1,05 | 1,05 | 1,06 | 1,06 | 1,05 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,49 | 0,50 |
| 15 | 5 | 1,06 | 1,01 | 1,04 | 1,04 | 1,05 | 1,02 | 0,49 | 0,51 | 0,49 | 0,49 | 0,49 | 0,51 |
| 15 | 6 | 1,03 | 1,01 | 1,01 | 1,04 | 1,03 | 1,03 | 0,50 | 0,51 | 0,51 | 0,49 | 0,50 | 0,50 |
| 15 | 7 | 1,02 | 1,04 | 1,03 | 1,04 | 1,03 | 1,05 | 0,50 | 0,49 | 0,50 | 0,49 | 0,49 | 0,48 |
| 15 | 8 | 1,02 | 1,02 | 1,03 | 1,03 | 1,00 | 1,03 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,52 | 0,49 |
| 15 | 11 | 1,03 | 1,01 | 1,00 | 1,01 | 1,02 | 1,01 | 0,49 | 0,50 | 0,51 | 0,51 | 0,49 | 0,50 |
| 15 | 14 | 1,01 | 1,02 | 1,01 | 1,01 | 1,01 | 1,01 | 0,50 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,50 |
| 15 | 17 | 1,02 | 1,00 | 1,02 | 1,00 | 1,01 | 1,01 | 0,50 | 0,50 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,49 |
| 15 | 20 | 1,01 | 1,01 | 1,01 | 1,02 | 0,98 | 1,01 | 0,50 | 0,50 | 0,49 | 0,49 | 0,52 | 0,50 |
| 20 | 3 | 1,05 | 1,05 | 1,05 | 1,06 | 1,07 | 1,07 | 0,51 | 0,50 | 0,50 | 0,49 | 0,49 | 0,49 |
| 20 | 4 | 1,04 | 1,05 | 1,03 | 1,04 | 1,02 | 1,04 | 0,49 | 0,49 | 0,51 | 0,50 | 0,51 | 0,49 |
| 20 | 5 | 1,02 | 1,04 | 1,03 | 1,03 | 1,03 | 1,03 | 0,50 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,49 | 0,50 |
| 20 | 6 | 1,01 | 1,02 | 1,00 | 1,04 | 1,02 | 1,02 | 0,51 | 0,50 | 0,52 | 0,49 | 0,50 | 0,50 |
| 20 | 7 | 1,01 | 1,02 | 1,00 | 1,02 | 1,02 | 1,01 | 0,51 | 0,50 | 0,51 | 0,50 | 0,50 | 0,51 |
| 20 | 8 | 1,02 | 1,01 | 1,02 | 1,01 | 1,00 | 1,00 | 0,50 | 0,51 | 0,49 | 0,50 | 0,51 | 0,51 |
| 20 | 11 | 1,01 | 1,01 | 1,00 | 1,02 | 1,02 | 1,00 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,49 | 0,50 |
| 20 | 14 | 1,01 | 1,00 | 1,00 | 1,01 | 1,00 | 1,02 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,51 | 0,49 |
| 20 | 17 | 1,01 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,01 | 1,00 | 0,49 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,51 |
| 20 | 20 | 1,01 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,99 | 0,50 | 0,50 | 0,50 | 0,51 | 0,50 | 0,51 |

⁽¹⁾Cenários formados pelas combinações de X tamanhos de parcela planejados ($X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00$ e $2,25$ m²), i tratamentos ($i = 5, 10, 15$ e 20) e r repetições ($r = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 14, 17$ e 20). As reamostragens, com reposição, foram realizadas com dados de massa de matéria verde de nabo forrageiro (*Raphanus sativus*), em gramas por UEB, de um ensaio de uniformidade com 3.456 UEB de $0,5 \times 0,5$ m ($0,25$ m²).

(m) e do coeficiente de variação dos dados do experimento, em percentagem (CV_D), em cada tamanho de parcela planejado ($X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00$ e $2,25 \text{ m}^2$), manteve-se constante

com o acréscimo de $i \times r$ UEB (Tabela 4). Porém, é esperada melhoria na precisão da estimativa de m e CV_D (diminuição da amplitude do intervalo de confiança), com o acréscimo de $i \times r$ UEB. Outro fato

Tabela 4. Média de 2.000 estimativas da média geral do experimento, em gramas, e do coeficiente de variação dos dados do experimento, em percentagem (CV_D), obtidas de 2.000 experimentos simulados de 240 cenários⁽¹⁾, em delineamento inteiramente casualizado.

| i | r | Média | | | | | | CV_D (%) | | | | | |
|----|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,50 | 2,00 | 2,25 | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,50 | 2,00 | 2,25 |
| 5 | 3 | 865 | 1.734 | 3.465 | 5.199 | 6.934 | 7.794 | 24,51 | 20,00 | 17,16 | 15,67 | 14,62 | 14,59 |
| 5 | 4 | 867 | 1.730 | 3.466 | 5.194 | 6.928 | 7.793 | 24,66 | 20,07 | 17,17 | 15,89 | 14,83 | 14,58 |
| 5 | 5 | 864 | 1.731 | 3.464 | 5.196 | 6.917 | 7.787 | 24,80 | 20,06 | 17,39 | 15,81 | 14,89 | 14,70 |
| 5 | 6 | 866 | 1.734 | 3.464 | 5.192 | 6.922 | 7.794 | 24,55 | 20,10 | 17,33 | 15,86 | 14,88 | 14,69 |
| 5 | 7 | 865 | 1.730 | 3.465 | 5.193 | 6.930 | 7.791 | 24,85 | 20,18 | 17,34 | 15,90 | 14,95 | 14,71 |
| 5 | 8 | 866 | 1.730 | 3.460 | 5.191 | 6.924 | 7.794 | 24,86 | 20,16 | 17,45 | 15,86 | 14,93 | 14,69 |
| 5 | 11 | 865 | 1.732 | 3.464 | 5.195 | 6.926 | 7.794 | 24,83 | 20,18 | 17,47 | 15,94 | 14,93 | 14,79 |
| 5 | 14 | 866 | 1.734 | 3.467 | 5.194 | 6.929 | 7.798 | 24,93 | 20,13 | 17,44 | 15,92 | 14,98 | 14,75 |
| 5 | 17 | 866 | 1.732 | 3.465 | 5.197 | 6.927 | 7.793 | 24,87 | 20,16 | 17,50 | 15,98 | 14,99 | 14,74 |
| 5 | 20 | 866 | 1.732 | 3.462 | 5.194 | 6.927 | 7.792 | 24,84 | 20,22 | 17,53 | 16,00 | 14,97 | 14,77 |
| 10 | 3 | 865 | 1.733 | 3.464 | 5.199 | 6.917 | 7.777 | 24,80 | 20,01 | 17,37 | 15,85 | 14,93 | 14,69 |
| 10 | 4 | 865 | 1.732 | 3.464 | 5.197 | 6.925 | 7.792 | 24,86 | 20,01 | 17,36 | 15,85 | 14,98 | 14,73 |
| 10 | 5 | 865 | 1.730 | 3.461 | 5.193 | 6.927 | 7.794 | 24,77 | 20,17 | 17,49 | 15,92 | 14,91 | 14,75 |
| 10 | 6 | 866 | 1.734 | 3.464 | 5.197 | 6.930 | 7.789 | 24,89 | 20,16 | 17,48 | 15,88 | 14,95 | 14,78 |
| 10 | 7 | 865 | 1.732 | 3.465 | 5.197 | 6.926 | 7.793 | 24,90 | 20,17 | 17,48 | 15,97 | 14,98 | 14,75 |
| 10 | 8 | 866 | 1.731 | 3.465 | 5.194 | 6.929 | 7.792 | 24,86 | 20,22 | 17,47 | 15,93 | 14,95 | 14,80 |
| 10 | 11 | 866 | 1.733 | 3.465 | 5.196 | 6.930 | 7.797 | 24,91 | 20,14 | 17,48 | 15,98 | 14,95 | 14,76 |
| 10 | 14 | 867 | 1.731 | 3.465 | 5.197 | 6.928 | 7.795 | 24,85 | 20,20 | 17,48 | 15,98 | 14,99 | 14,77 |
| 10 | 17 | 866 | 1.732 | 3.464 | 5.196 | 6.929 | 7.791 | 24,89 | 20,19 | 17,49 | 15,94 | 14,98 | 14,79 |
| 10 | 20 | 866 | 1.731 | 3.463 | 5.196 | 6.927 | 7.793 | 24,93 | 20,20 | 17,51 | 15,97 | 15,00 | 14,78 |
| 15 | 3 | 865 | 1.732 | 3.460 | 5.195 | 6.924 | 7.792 | 24,85 | 20,14 | 17,43 | 15,89 | 14,95 | 14,72 |
| 15 | 4 | 866 | 1.732 | 3.466 | 5.194 | 6.928 | 7.793 | 24,74 | 20,16 | 17,48 | 15,89 | 14,98 | 14,79 |
| 15 | 5 | 867 | 1.733 | 3.461 | 5.198 | 6.926 | 7.790 | 24,90 | 20,14 | 17,51 | 15,93 | 15,01 | 14,74 |
| 15 | 6 | 867 | 1.731 | 3.463 | 5.198 | 6.928 | 7.792 | 24,87 | 20,21 | 17,51 | 15,96 | 14,95 | 14,76 |
| 15 | 7 | 866 | 1.732 | 3.464 | 5.195 | 6.930 | 7.792 | 24,82 | 20,21 | 17,48 | 15,96 | 15,01 | 14,78 |
| 15 | 8 | 866 | 1.733 | 3.464 | 5.198 | 6.928 | 7.792 | 24,91 | 20,17 | 17,47 | 15,95 | 15,02 | 14,78 |
| 15 | 11 | 867 | 1.730 | 3.464 | 5.198 | 6.927 | 7.790 | 24,94 | 20,22 | 17,49 | 15,92 | 14,96 | 14,81 |
| 15 | 14 | 866 | 1.732 | 3.465 | 5.196 | 6.929 | 7.793 | 24,89 | 20,19 | 17,49 | 15,97 | 14,98 | 14,75 |
| 15 | 17 | 866 | 1.731 | 3.464 | 5.196 | 6.927 | 7.792 | 24,95 | 20,22 | 17,52 | 15,98 | 15,01 | 14,80 |
| 15 | 20 | 866 | 1.731 | 3.465 | 5.195 | 6.928 | 7.792 | 24,92 | 20,19 | 17,52 | 15,98 | 14,99 | 14,81 |
| 20 | 3 | 865 | 1.732 | 3.461 | 5.193 | 6.929 | 7.790 | 24,85 | 20,17 | 17,49 | 15,92 | 14,91 | 14,74 |
| 20 | 4 | 865 | 1.730 | 3.465 | 5.193 | 6.926 | 7.793 | 24,92 | 20,19 | 17,47 | 15,98 | 14,96 | 14,79 |
| 20 | 5 | 866 | 1.731 | 3.465 | 5.199 | 6.926 | 7.791 | 24,81 | 20,22 | 17,42 | 15,92 | 14,96 | 14,80 |
| 20 | 6 | 866 | 1.731 | 3.463 | 5.193 | 6.924 | 7.796 | 24,89 | 20,18 | 17,51 | 15,94 | 15,00 | 14,80 |
| 20 | 7 | 867 | 1.731 | 3.464 | 5.194 | 6.925 | 7.794 | 24,85 | 20,16 | 17,50 | 15,96 | 15,00 | 14,81 |
| 20 | 8 | 866 | 1.732 | 3.463 | 5.194 | 6.926 | 7.792 | 24,88 | 20,17 | 17,51 | 15,97 | 15,00 | 14,76 |
| 20 | 11 | 866 | 1.731 | 3.463 | 5.196 | 6.929 | 7.790 | 24,93 | 20,20 | 17,49 | 15,94 | 15,01 | 14,81 |
| 20 | 14 | 866 | 1.732 | 3.463 | 5.197 | 6.927 | 7.794 | 24,93 | 20,23 | 17,51 | 15,97 | 15,00 | 14,79 |
| 20 | 17 | 866 | 1.732 | 3.465 | 5.195 | 6.929 | 7.793 | 24,97 | 20,23 | 17,52 | 15,98 | 14,99 | 14,80 |
| 20 | 20 | 865 | 1.732 | 3.463 | 5.195 | 6.927 | 7.792 | 24,95 | 20,21 | 17,52 | 16,00 | 15,01 | 14,79 |

⁽¹⁾Cenários formados pelas combinações de X tamanhos de parcela planejados ($X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00$ e $2,25 \text{ m}^2$), i tratamentos ($i = 5, 10, 15$ e 20) e r repetições ($r = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 14, 17$ e 20). As reamostragens, com reposição, foram realizadas com dados de massa de matéria verde de nabo forrageiro (*Raphanus sativus*), em gramas por UEB, de um ensaio de uniformidade com 3.456 UEB de $0,5 \times 0,5 \text{ m}$ ($0,25 \text{ m}^2$).

esperado e comprovado é que, para cada tamanho de parcela X, as médias das 2.000 estimativas de m e CV_D , independentemente da combinação de $i \times r$ UEB, sejam as mesmas que $M_{(X)}$ e $CV_{(X)}$,

respectivamente (Tabela 1). Esses resultados confirmam as propriedades da amostragem, em que o valor esperado para a média das 2.000 reamostras é a média populacional, no caso, todas as UEBs

Tabela 5. Média de 2.000 estimativas do coeficiente de variação experimental, em percentagem (CV), e do índice de variação, em percentagem (IV), obtidas de 2.000 experimentos simulados de 240 cenários⁽¹⁾, em delineamento inteiramente casualizado.

| i | r | CV (%) | | | | | | IV (%) | | | | | |
|----|----|--------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|------|------|------|
| | | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,50 | 2,00 | 2,25 | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,50 | 2,00 | 2,25 |
| 5 | 3 | 24,31 | 19,81 | 17,03 | 15,52 | 14,55 | 14,46 | 14,03 | 11,44 | 9,83 | 8,96 | 8,40 | 8,35 |
| 5 | 4 | 24,60 | 19,99 | 17,10 | 15,90 | 14,76 | 14,52 | 12,30 | 9,99 | 8,55 | 7,95 | 7,38 | 7,26 |
| 5 | 5 | 24,80 | 20,00 | 17,33 | 15,79 | 14,88 | 14,68 | 11,09 | 8,95 | 7,75 | 7,06 | 6,65 | 6,56 |
| 5 | 6 | 24,53 | 20,04 | 17,31 | 15,84 | 14,89 | 14,67 | 10,02 | 8,18 | 7,07 | 6,47 | 6,08 | 5,99 |
| 5 | 7 | 24,84 | 20,15 | 17,32 | 15,87 | 14,94 | 14,71 | 9,39 | 7,61 | 6,55 | 6,00 | 5,65 | 5,56 |
| 5 | 8 | 24,85 | 20,13 | 17,42 | 15,83 | 14,92 | 14,66 | 8,79 | 7,12 | 6,16 | 5,60 | 5,28 | 5,18 |
| 5 | 11 | 24,81 | 20,17 | 17,45 | 15,94 | 14,93 | 14,78 | 7,48 | 6,08 | 5,26 | 4,81 | 4,50 | 4,46 |
| 5 | 14 | 24,91 | 20,13 | 17,46 | 15,92 | 14,98 | 14,74 | 6,66 | 5,38 | 4,67 | 4,26 | 4,00 | 3,94 |
| 5 | 17 | 24,87 | 20,15 | 17,50 | 15,97 | 14,99 | 14,74 | 6,03 | 4,89 | 4,24 | 3,87 | 3,64 | 3,58 |
| 5 | 20 | 24,84 | 20,21 | 17,52 | 16,01 | 14,97 | 14,76 | 5,55 | 4,52 | 3,92 | 3,58 | 3,35 | 3,30 |
| 10 | 3 | 24,71 | 19,93 | 17,34 | 15,84 | 14,94 | 14,70 | 14,27 | 11,51 | 10,01 | 9,14 | 8,62 | 8,49 |
| 10 | 4 | 24,78 | 19,94 | 17,42 | 15,79 | 14,95 | 14,69 | 12,39 | 9,97 | 8,71 | 7,89 | 7,47 | 7,35 |
| 10 | 5 | 24,75 | 20,10 | 17,46 | 15,88 | 14,91 | 14,70 | 11,07 | 8,99 | 7,81 | 7,10 | 6,67 | 6,57 |
| 10 | 6 | 24,88 | 20,16 | 17,49 | 15,86 | 14,96 | 14,79 | 10,16 | 8,23 | 7,14 | 6,48 | 6,11 | 6,04 |
| 10 | 7 | 24,89 | 20,17 | 17,45 | 15,96 | 14,97 | 14,76 | 9,41 | 7,62 | 6,60 | 6,03 | 5,66 | 5,58 |
| 10 | 8 | 24,84 | 20,21 | 17,46 | 15,93 | 14,96 | 14,82 | 8,78 | 7,15 | 6,17 | 5,63 | 5,29 | 5,24 |
| 10 | 11 | 24,92 | 20,13 | 17,48 | 15,98 | 14,95 | 14,77 | 7,51 | 6,07 | 5,27 | 4,82 | 4,51 | 4,45 |
| 10 | 14 | 24,86 | 20,18 | 17,48 | 15,99 | 14,98 | 14,77 | 6,64 | 5,39 | 4,67 | 4,27 | 4,00 | 3,95 |
| 10 | 17 | 24,89 | 20,19 | 17,49 | 15,94 | 14,98 | 14,79 | 6,04 | 4,90 | 4,24 | 3,87 | 3,63 | 3,59 |
| 10 | 20 | 24,92 | 20,20 | 17,51 | 15,97 | 14,99 | 14,78 | 5,57 | 4,52 | 3,92 | 3,57 | 3,35 | 3,30 |
| 15 | 3 | 24,83 | 20,06 | 17,38 | 15,85 | 14,90 | 14,65 | 14,33 | 11,58 | 10,03 | 9,15 | 8,60 | 8,46 |
| 15 | 4 | 24,72 | 20,12 | 17,45 | 15,86 | 14,93 | 14,77 | 12,36 | 10,06 | 8,72 | 7,93 | 7,47 | 7,39 |
| 15 | 5 | 24,83 | 20,17 | 17,48 | 15,91 | 14,98 | 14,74 | 11,11 | 9,02 | 7,82 | 7,11 | 6,70 | 6,59 |
| 15 | 6 | 24,84 | 20,23 | 17,51 | 15,95 | 14,94 | 14,75 | 10,14 | 8,26 | 7,15 | 6,51 | 6,10 | 6,02 |
| 15 | 7 | 24,82 | 20,18 | 17,46 | 15,94 | 14,99 | 14,75 | 9,38 | 7,63 | 6,60 | 6,03 | 5,67 | 5,57 |
| 15 | 8 | 24,91 | 20,17 | 17,46 | 15,94 | 15,04 | 14,77 | 8,81 | 7,13 | 6,17 | 5,64 | 5,32 | 5,22 |
| 15 | 11 | 24,93 | 20,22 | 17,49 | 15,93 | 14,96 | 14,81 | 7,52 | 6,10 | 5,27 | 4,80 | 4,51 | 4,47 |
| 15 | 14 | 24,89 | 20,18 | 17,49 | 15,97 | 14,98 | 14,75 | 6,65 | 5,39 | 4,67 | 4,27 | 4,00 | 3,94 |
| 15 | 17 | 24,94 | 20,22 | 17,52 | 15,98 | 15,01 | 14,80 | 6,05 | 4,91 | 4,25 | 3,88 | 3,64 | 3,59 |
| 15 | 20 | 24,92 | 20,19 | 17,51 | 15,98 | 14,99 | 14,81 | 5,57 | 4,52 | 3,92 | 3,57 | 3,35 | 3,31 |
| 20 | 3 | 24,82 | 20,14 | 17,46 | 15,87 | 14,85 | 14,67 | 14,33 | 11,63 | 10,08 | 9,16 | 8,57 | 8,47 |
| 20 | 4 | 24,87 | 20,14 | 17,47 | 15,95 | 14,96 | 14,77 | 12,43 | 10,07 | 8,74 | 7,97 | 7,48 | 7,38 |
| 20 | 5 | 24,80 | 20,18 | 17,41 | 15,91 | 14,94 | 14,79 | 11,09 | 9,03 | 7,79 | 7,12 | 6,68 | 6,61 |
| 20 | 6 | 24,91 | 20,17 | 17,53 | 15,91 | 15,00 | 14,79 | 10,17 | 8,24 | 7,16 | 6,50 | 6,12 | 6,04 |
| 20 | 7 | 24,86 | 20,14 | 17,51 | 15,95 | 14,99 | 14,82 | 9,40 | 7,61 | 6,62 | 6,03 | 5,67 | 5,60 |
| 20 | 8 | 24,86 | 20,18 | 17,50 | 15,97 | 15,00 | 14,77 | 8,79 | 7,13 | 6,19 | 5,64 | 5,30 | 5,22 |
| 20 | 11 | 24,93 | 20,20 | 17,49 | 15,93 | 15,00 | 14,81 | 7,52 | 6,09 | 5,27 | 4,80 | 4,52 | 4,47 |
| 20 | 14 | 24,93 | 20,23 | 17,51 | 15,97 | 15,00 | 14,79 | 6,66 | 5,41 | 4,68 | 4,27 | 4,01 | 3,95 |
| 20 | 17 | 24,97 | 20,23 | 17,52 | 15,99 | 14,99 | 14,80 | 6,05 | 4,91 | 4,25 | 3,88 | 3,64 | 3,59 |
| 20 | 20 | 24,95 | 20,21 | 17,53 | 16,00 | 15,01 | 14,80 | 5,58 | 4,52 | 3,92 | 3,58 | 3,36 | 3,31 |

⁽¹⁾Cenários formados pelas combinações de X tamanhos de parcela planejados (X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m²), i tratamentos (i = 5, 10, 15 e 20) e r repetições (r = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 14, 17 e 20). As reamostragens, com reposição, foram realizadas com dados de massa de matéria verde de nabo forrageiro (*Raphanus sativus*), em gramas por UEB, de um ensaio de uniformidade com 3.456 UEB de 0,5×0,5 m (0,25 m²).

(Tabela 1). Esses resultados confirmam a eficiência do processo de reamostragem realizada no presente estudo.

Na área experimental, para um determinado tamanho de parcela planejado (X), a média do CV (%) experimental, manteve-se constante com o acréscimo do número de tratamentos e de repetições (aumento da área do experimento) (Tabela 5). Estes resultados são explicados pelo fato de que, nesses 40 cenários de i tratamentos e r repetições, o QM_E e a média mantiveram-se inalterados e, por consequência, o CV permaneceu o mesmo. Ainda, para cada combinação de i tratamentos e r repetições, como esperado, o CV diminuiu com o acréscimo do tamanho de parcela (Tabela 5), pois, com este último fato, ocorreu aumento do desvio-padrão ($QM_E^{0,5}$) (Tabela 2) em proporções menores do que o aumento da média (Tabela 4). Assim, pode-se inferir que o CV, como medida de precisão experimental, seria adequado para comparar experimentos, com médias semelhantes (Cargnelutti Filho & Storck, 2007) e com tamanhos de parcela e números de tratamentos e de repetições similares, o que pode limitar a sua utilização como medida de precisão experimental.

Para um determinado tamanho de parcela (X), a média do índice de variação, em percentagem (Gomes, 1991), manteve-se constante com o acréscimo do número de tratamentos e diminuiu com o aumento de repetições r (Tabela 5). Ainda, para cada combinação de i tratamentos e r repetições, o IV diminuiu com o acréscimo do tamanho de parcela (Tabela 5). Portanto, como mostrado por Gomes (1991), o IV, definido como erro-padrão expresso em percentagem da média geral do experimento, é um substituto vantajoso do CV, principalmente, por considerar o número de repetições.

A média da diferença mínima significativa entre as médias de tratamentos, pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade (Δ), em gramas, e da diferença mínima significativa entre as médias de tratamentos, pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade, em percentagem da média geral do experimento (DMS), para determinado tamanho de parcela e número fixo de tratamentos, diminuiu gradativamente com o aumento do número de repetições. Isto evidencia a melhoria da precisão experimental (Lúcio et al., 1999; Storck et al., 2011). Para valores fixos de tamanho de parcela e número de repetições, as médias de Δ e DMS aumentam com o acréscimo do número de tratamentos. Ainda, mantendo-se fixo o número de tratamentos e de

repetições, verificou-se aumento de Δ e redução da DMS, com o acréscimo do tamanho de parcela (Tabela 6). Portanto, para avaliar a precisão experimental, a DMS – por considerar a média, o número de tratamentos e de repetições –, é mais apropriada do que o IV e do que o CV, nesta ordem. É importante que, em um experimento, as menores diferenças possíveis entre médias de tratamentos sejam identificadas como significativas; isso explica porque a DMS, que mede justamente isso, é a estatística mais apropriada para avaliar a precisão experimental.

Em razão das considerações supracitadas, pode-se inferir que o CV seria adequado para avaliar a precisão de experimentos semelhantes em relação a: cultura agrícola, caractere, média do experimento, tamanho de parcela, número de tratamentos e número de repetições. O IV seria adequado para avaliar a precisão de experimentos semelhantes em relação a: cultura agrícola, caractere, média do experimento, tamanho de parcela e número de tratamentos. Além disso, a DMS seria adequada para avaliar a precisão de experimentos semelhantes em relação a: cultura agrícola, caractere, média do experimento e tamanho de parcela. Ainda, o CV, o IV e a DMS poderiam ser usados para comparar a precisão de caracteres, mensurados em um mesmo experimento com determinada cultura.

Na metodologia deste estudo, é importante atentar para que o tamanho do experimento não extrapole a área do ensaio de uniformidade. No presente trabalho, entre os 1.728 cenários, apenas o cenário formado pela combinação do tamanho de parcela de 2,25 m², 20 tratamentos e 20 repetições extrapolou a área do ensaio de uniformidade. A manutenção deste cenário não alterou as inferências deste estudo e, por isso, foi mantido. Para diferentes cenários com a cultura da batata, Storck et al. (2006) constataram que houve efeito direto de CV, X e r sobre as estimativas de d , resultado semelhante ao obtido no presente estudo para a estatística DMS. Assim, ao planejar um experimento, é possível, inicialmente, fixar o valor do tamanho ótimo de parcela como sendo o menor tamanho de parcela (X) compatível com os (i) tratamentos a serem aplicados (Storck et al., 2011). Conhecendo-se i e X , é possível reamostrar os dados da área experimental disponível para valores de r (número de repetições), para encontrar a DMS de interesse.

A definição do tamanho de parcela e do número de repetições, para o planejamento de experimentos com a

cultura de nabo forrageiro, fica a critério do pesquisador que usufruir destas informações. No entanto, de maneira geral, pode-se inferir que, em experimentos

em delineamento inteiramente casualizado, com 5 a 20 tratamentos e 5 repetições, parcelas de 6 unidades experimentais básicas (1,50 m²) são suficientes para

Tabela 6. Média de 2.000 estimativas da diferença mínima significativa entre as médias de tratamentos, pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade (Δ), em gramas, e diferença mínima significativa entre as médias de tratamentos, pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade, em percentagem da média geral do experimento (DMS), obtidas de 2.000 experimentos simulados de 240 cenários⁽¹⁾, em delineamento inteiramente casualizado.

| i | r | Δ | | | | | | DMS (%) | | | | | |
|----|----|----------|-------|-------|-------|-------|-------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,50 | 2,00 | 2,25 | 0,25 | 0,50 | 1,00 | 1,50 | 2,00 | 2,25 |
| 5 | 3 | 563 | 919 | 1.581 | 2.164 | 2.704 | 3.021 | 65,32 | 53,22 | 45,77 | 41,70 | 39,09 | 38,84 |
| 5 | 4 | 465 | 753 | 1.291 | 1.800 | 2.229 | 2.467 | 53,72 | 43,64 | 37,34 | 34,71 | 32,23 | 31,71 |
| 5 | 5 | 405 | 654 | 1.134 | 1.551 | 1.945 | 2.160 | 46,94 | 37,86 | 32,79 | 29,89 | 28,16 | 27,77 |
| 5 | 6 | 360 | 588 | 1.015 | 1.393 | 1.746 | 1.937 | 41,60 | 33,98 | 29,35 | 26,86 | 25,25 | 24,88 |
| 5 | 7 | 333 | 540 | 929 | 1.276 | 1.603 | 1.775 | 38,51 | 31,24 | 26,85 | 24,60 | 23,16 | 22,80 |
| 5 | 8 | 309 | 500 | 866 | 1.180 | 1.484 | 1.642 | 35,72 | 28,94 | 25,04 | 22,76 | 21,45 | 21,08 |
| 5 | 11 | 259 | 421 | 729 | 999 | 1.247 | 1.389 | 29,93 | 24,34 | 21,06 | 19,24 | 18,02 | 17,83 |
| 5 | 14 | 229 | 370 | 641 | 877 | 1.100 | 1.219 | 26,42 | 21,35 | 18,51 | 16,89 | 15,88 | 15,63 |
| 5 | 17 | 206 | 334 | 580 | 794 | 993 | 1.100 | 23,81 | 19,29 | 16,75 | 15,29 | 14,35 | 14,11 |
| 5 | 20 | 189 | 308 | 533 | 731 | 911 | 1.011 | 21,84 | 17,77 | 15,41 | 14,08 | 13,16 | 12,98 |
| 10 | 3 | 617 | 997 | 1.734 | 2.379 | 2.984 | 3.302 | 71,45 | 57,62 | 50,14 | 45,79 | 43,19 | 42,50 |
| 10 | 4 | 516 | 832 | 1.454 | 1.978 | 2.494 | 2.760 | 59,77 | 48,10 | 42,01 | 38,08 | 36,05 | 35,45 |
| 10 | 5 | 453 | 736 | 1.278 | 1.745 | 2.185 | 2.424 | 52,41 | 42,57 | 36,97 | 33,63 | 31,57 | 31,12 |
| 10 | 6 | 411 | 667 | 1.157 | 1.575 | 1.980 | 2.201 | 47,55 | 38,52 | 33,43 | 30,31 | 28,60 | 28,27 |
| 10 | 7 | 378 | 613 | 1.061 | 1.456 | 1.820 | 2.019 | 43,71 | 35,43 | 30,65 | 28,02 | 26,29 | 25,91 |
| 10 | 8 | 351 | 571 | 988 | 1.351 | 1.693 | 1.886 | 40,59 | 33,03 | 28,53 | 26,02 | 24,45 | 24,21 |
| 10 | 11 | 298 | 481 | 836 | 1.145 | 1.430 | 1.589 | 34,39 | 27,78 | 24,13 | 22,05 | 20,64 | 20,38 |
| 10 | 14 | 262 | 425 | 737 | 1.011 | 1.263 | 1.401 | 30,25 | 24,56 | 21,27 | 19,45 | 18,23 | 17,98 |
| 10 | 17 | 237 | 385 | 667 | 911 | 1.142 | 1.268 | 27,40 | 22,22 | 19,25 | 17,54 | 16,48 | 16,28 |
| 10 | 20 | 218 | 354 | 614 | 840 | 1.051 | 1.166 | 25,23 | 20,45 | 17,73 | 16,17 | 15,18 | 14,96 |
| 15 | 3 | 646 | 1.044 | 1.807 | 2.477 | 3.101 | 3.432 | 74,70 | 60,36 | 52,28 | 47,70 | 44,82 | 44,08 |
| 15 | 4 | 542 | 883 | 1.532 | 2.087 | 2.621 | 2.917 | 62,68 | 51,02 | 44,24 | 40,20 | 37,86 | 37,45 |
| 15 | 5 | 481 | 781 | 1.353 | 1.849 | 2.319 | 2.567 | 55,54 | 45,10 | 39,11 | 35,58 | 33,50 | 32,97 |
| 15 | 6 | 436 | 708 | 1.228 | 1.678 | 2.094 | 2.326 | 50,30 | 40,96 | 35,46 | 32,29 | 30,24 | 29,86 |
| 15 | 7 | 401 | 651 | 1.127 | 1.543 | 1.936 | 2.142 | 46,27 | 37,62 | 32,54 | 29,72 | 27,94 | 27,49 |
| 15 | 8 | 375 | 607 | 1.050 | 1.439 | 1.809 | 1.998 | 43,26 | 35,02 | 30,32 | 27,69 | 26,12 | 25,65 |
| 15 | 11 | 318 | 514 | 891 | 1.217 | 1.523 | 1.697 | 36,66 | 29,74 | 25,73 | 23,42 | 22,00 | 21,78 |
| 15 | 14 | 280 | 454 | 787 | 1.077 | 1.347 | 1.492 | 32,32 | 26,21 | 22,71 | 20,74 | 19,45 | 19,15 |
| 15 | 17 | 254 | 411 | 713 | 976 | 1.222 | 1.355 | 29,32 | 23,77 | 20,59 | 18,78 | 17,64 | 17,40 |
| 15 | 20 | 233 | 378 | 656 | 898 | 1.124 | 1.249 | 26,96 | 21,85 | 18,95 | 17,29 | 16,22 | 16,03 |
| 20 | 3 | 663 | 1.078 | 1.868 | 2.548 | 3.180 | 3.534 | 76,79 | 62,30 | 54,02 | 49,10 | 45,93 | 45,39 |
| 20 | 4 | 564 | 912 | 1.585 | 2.169 | 2.715 | 3.014 | 65,17 | 52,77 | 45,78 | 41,79 | 39,22 | 38,69 |
| 20 | 5 | 498 | 809 | 1.398 | 1.917 | 2.397 | 2.670 | 57,49 | 46,79 | 40,36 | 36,88 | 34,63 | 34,28 |
| 20 | 6 | 453 | 734 | 1.276 | 1.736 | 2.182 | 2.424 | 52,36 | 42,41 | 36,85 | 33,45 | 31,52 | 31,10 |
| 20 | 7 | 417 | 676 | 1.175 | 1.605 | 2.011 | 2.237 | 48,16 | 39,03 | 33,93 | 30,91 | 29,05 | 28,71 |
| 20 | 8 | 389 | 631 | 1.094 | 1.498 | 1.877 | 2.079 | 44,91 | 36,45 | 31,61 | 28,84 | 27,10 | 26,69 |
| 20 | 11 | 331 | 535 | 928 | 1.268 | 1.591 | 1.767 | 38,18 | 30,94 | 26,80 | 24,40 | 22,97 | 22,69 |
| 20 | 14 | 292 | 474 | 821 | 1.123 | 1.406 | 1.560 | 33,74 | 27,38 | 23,71 | 21,62 | 20,30 | 20,01 |
| 20 | 17 | 265 | 429 | 744 | 1.018 | 1.273 | 1.414 | 30,60 | 24,80 | 21,48 | 19,60 | 18,38 | 18,15 |
| 20 | 20 | 244 | 395 | 685 | 938 | 1.173 | 1.301 | 28,16 | 22,81 | 19,78 | 18,06 | 16,94 | 16,70 |

⁽¹⁾Cenários formados pelas combinações de X tamanhos de parcela planejados (X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m²), i tratamentos (i = 5, 10, 15 e 20) e r repetições (r = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 11, 14, 17 e 20). As reamostragens, com reposição, foram realizadas com dados de massa de matéria verde de nabo forrageiro (*Raphanus sativus*), em gramas por UEB, de um ensaio de uniformidade com 3.456 UEB de 0,5×0,5 m (0,25 m²).

identificar diferenças significativas entre tratamentos, pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade, menores ou iguais a 36,88% da média geral do experimento (Tabela 6).

Sugere-se que estudos desta natureza, com base em dados de outros genótipos de nabo forrageiro ou de outras culturas agrícolas, sejam incentivados. Além disso, cenários que envolvem outros delineamentos experimentais, como o delineamento de blocos ao acaso, comumente usado em experimentos de campo, devem ser explorados. É importante que outros cenários de variabilidade sejam investigados, antes da generalização das informações geradas nesta pesquisa.

Conclusões

1. As estatísticas diferença mínima significativa pelo teste de Tukey, em porcentagem da média, índice de variação e coeficiente de variação, nesta ordem, são adequadas para avaliar a precisão experimental.

2. Para avaliar a massa de matéria verde de nabo forrageiro, em experimentos com delineamento inteiramente casualizado, com 5 a 20 tratamentos e com cinco repetições, parcelas com tamanho de seis unidades experimentais básicas (1,50 m²) são suficientes para identificar diferenças significativas entre tratamentos menores ou iguais a 36,88% da média geral do experimento, pelo teste de Tukey, a 5% de probabilidade.

Agradecimentos

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), pelas bolsas concedidas; à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio Grande do Sul (Fapergs), pelo auxílio financeiro e pela concessão de bolsa.

Referências

BENIN, G.; STORCK, L.; MARCHIORO, V.S.; FRANCO, F.A.; SCHUSTER, I.; TREVIZAN, D.M. Improving the precision of genotype selection in wheat performance trials. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v.13, p.234-240, 2013. DOI: 10.1590/S1984-70332013000400003.

CARGNELUTTI FILHO, A.; FACCO, G.; LÚCIO, A.D.; TOEBE, M.; BURIN, C.; FICK, A.L.; NEU, I.M.M. Tamanho de amostra

para a estimação da média de caracteres morfológicos e produtivos de nabo forrageiro. **Ciência Rural**, v.44, p.223-227, 2014. DOI: 10.1590/S0103-84782014000200005.

CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L. Estatísticas de avaliação da precisão experimental em ensaios de cultivares de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.42, p.17-24, 2007. DOI: 10.1590/S0100-204X2007000100003.

CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; BURIN, C.; FICK, A.L.; CASAROTTO, G. Estimativa da área foliar de nabo forrageiro em função de dimensões foliares. **Bragantia**, v.71, p.47-51, 2012. DOI: 10.1590/S0006-87052012000100008.

CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; BURIN, C.; FICK, A.L.; CASAROTTO, G. Tamanhos de parcela e de ensaio de uniformidade em nabo forrageiro. **Ciência Rural**, v.41, p.1517-1525, 2011. DOI: 10.1590/S0103-84782011005000119.

COSTA, J.R.; BUENO FILHO, J.S. de S.; RAMALHO, M.A.P. Análise espacial e de vizinhança no melhoramento genético de plantas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.40, p.1073-1079, 2005. DOI: 10.1590/S0100-204X2005001100004.

DUARTE, J.B.; VENCOSKY, R. Spatial statistical analysis and selection of genotypes in plant breeding. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.40, p.107-114, 2005. DOI: 10.1590/S0100-204X2005000200002.

GOMES, F.P. **O índice de variação, um substituto vantajoso do coeficiente de variação**. Piracicaba: Instituto de Pesquisas e Estudos Florestais, 1991. 4p. (IPEF. Circular técnica, 178).

HELDWEIN, A.B.; BURIOL, G.A.; STRECK, N.A. O clima de Santa Maria. **Ciência e Ambiente**, v.38, p.43-58, 2009.

LÚCIO, A.D.; STORCK, L.; BANZATTO, D.A. Classificação dos experimentos de competição de cultivares quanto a sua precisão. **Pesquisa Agropecuária Gaúcha**, v.5, p.99-103, 1999.

MAIA, E.; SIQUEIRA, D.L. de; CARVALHO, S.A. de; PETERNELLI, L.A.; LATADO, R.R. Aplicação da análise espacial na avaliação de experimentos de seleção de clones de laranjeira Pêra. **Ciência Rural**, v.43, p.8-14, 2013. DOI: 10.1590/S0103-84782012005000134.

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

PEIRIS, T.U.S.; SAMITA, S.; VERONICA, W.H.D. Accounting for spatial variability in field experiments on tea. **Experimental Agriculture**, v.44, p.547-557, 2008. DOI: 10.1017/S0014479708006698.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2014.

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

SANTOS, H.G. dos; JACOMINE, P.K.T.; ANJOS, L.H.C. dos; OLIVEIRA, V.A. de; OLIVEIRA, J.B. de; COELHO, M.R.; LUMBRERAS, J.F.; CUNHA, T.J.F. (Ed.). **Sistema brasileiro de**

classificação de solos. 2.ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2006. 306p.

SOUZA, E.A. de; GERALDI, I.O.; RAMALHO, M.A.P. Alternativas experimentais na avaliação de famílias em programas de melhoramento genético do feijoeiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.35, p.1765-1771, 2000. DOI: 10.1590/S0100-204X2000000900009.

STORCK, L.; BISOGNIN, D.A.; OLIVEIRA, S.J.R. de. Dimensões dos ensaios e estimativas do tamanho ótimo de parcela em batata.

Pesquisa Agropecuária Brasileira, v.41, p.903-909, 2006. DOI: 10.1590/S0100-204X2006000600002.

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

STORCK, L.; STECKLING, C.; ROVERSI, T.; LOPES, S.J. Utilização do método de Papadakis na melhoria da qualidade experimental de ensaios com soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.43, p.581-587, 2008. DOI: 10.1590/S0100-204X2008000500005.

Recebido em 18 de outubro de 2013 e aprovado em 26 de maio de 2014