

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

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

<sup>(1)</sup>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 <sup>(2)</sup>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 m<sup>2</sup>). 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 m<sup>2</sup>), 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 m<sup>2</sup>) 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 m<sup>2</sup>) 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 m<sup>2</sup>), 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 m<sup>2</sup>) 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 reamostragens 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<sup>-1</sup> N, 150 kg ha<sup>-1</sup> P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> e 150 kg ha<sup>-1</sup> K<sub>2</sub>O. Aos 28 dias após a emergência, aplicaram-se 100 kg ha<sup>-1</sup> 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 m<sup>2</sup>) do ensaio de uniformidade, dividida em 3.456 unidades experimentais básicas (UEB) de 0,5×0,5 m (0,25 m<sup>2</sup>), 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  $1 \times 1$  (1 UEB = 0,25 m<sup>2</sup>),  $2 \times 1$  (2 UEB = 0,50 m<sup>2</sup>),  $2 \times 2$  (4 UEB = 1,00 m<sup>2</sup>),  $3 \times 2$  (6 UEB = 1,50 m<sup>2</sup>),  $4 \times 2$  (8 UEB = 2,00 m<sup>2</sup>) e  $3 \times 3$  (9 UEB = 2,25 m<sup>2</sup>) (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 m<sup>2</sup>), 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 m<sup>2</sup>).

$X_L$	$X_C$	$X$ (em UEB)	$X$ (em m <sup>2</sup> )	$n$	$Min_{(X)}$	$M_{(X)}$	$Max_{(X)}$	$DP_{(X)}$	$V_{(X)}$	$CV_{(X)}$
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  $\alpha$  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- $p$ ,  $m$ ,  $CV_D$ ,  $CV$ ,  $IV$ ,  $\Delta$  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<sup>-1</sup>), entre as 3.456 unidades experimentais básicas (UEB) de 0,5×0,5 m (0,25 m<sup>2</sup>), o que reflete as condições reais de áreas de campo. O CV entre as UEB de 0,25 m<sup>2</sup> 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 m<sup>2</sup>) (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 m<sup>2</sup> (1,20 m<sup>2</sup>). Na prática, deve-se interpretar que os acréscimos no tamanho de parcela a partir de 1,20 m<sup>2</sup> 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 m<sup>2</sup>. 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 m<sup>2</sup>), 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  $2,25$  m<sup>2</sup>), 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 m<sup>2</sup>), 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 m<sup>2</sup>),  $i$  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  $\sigma^2$ , pois, a variância populacional de tratamentos ( $\sigma_t^2$ ) 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<sup>(1)</sup>, 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

<sup>(1)</sup>Cenários formados pelas combinações de X tamanhos de parcela planejados (X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m<sup>2</sup>), 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 m<sup>2</sup>).

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<sup>(1)</sup>, 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

<sup>(1)</sup>Cenários formados pelas combinações de X tamanhos de parcela planejados ( $X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00$  e  $2,25$  m<sup>2</sup>), 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 ( $0,25$  m<sup>2</sup>).

(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<sup>(1)</sup>, 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

<sup>(1)</sup>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<sup>(1)</sup>, 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

<sup>(1)</sup>Cenários formados pelas combinações de X tamanhos de parcela planejados (X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m<sup>2</sup>), 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 m<sup>2</sup>).



(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 ( $\Delta$ ), 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  $\Delta$  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  $\Delta$  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 m<sup>2</sup>, 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 m<sup>2</sup>) 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 ( $\Delta$ ), 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<sup>(1)</sup>, em delineamento inteiramente casualizado.

i	r	$\Delta$						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

<sup>(1)</sup>Cenários formados pelas combinações de X tamanhos de parcela planejados (X = 0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m<sup>2</sup>), 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 m<sup>2</sup>).

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 m<sup>2</sup>) 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