

# Tamanho de unidades experimentais básicas e tamanho ótimo de parcelas para nabo-forrageiro

Alberto Cargnelutti Filho<sup>(1)</sup>, Lindolfo Storck<sup>(2)</sup>, Alessandro Dal'Col Lúcio<sup>(1)</sup>,  
Marcos Toebe<sup>(3)</sup> e Bruna Mendonça Alves<sup>(1)</sup>

<sup>(1)</sup>Universidade Federal de Santa Maria, Departamento de Fitotecnia, Avenida Roraima, nº 1.000, Camobi, CEP 97105-900 Santa Maria, RS, Brasil. E-mail: alberto.cargnelutti.filho@gmail.com, adlucio@ufsm.br, brunamalves11@gmail.com <sup>(2)</sup>Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Rodovia PR-469, Km 01, CEP 85501-970 Pato Branco, PR, Brasil. E-mail: lindolfstorck@gmail.com <sup>(3)</sup>Universidade Federal do Pampa, Rua Luiz Joaquim de Sá Britto, s/nº, CEP 97650-000 Itaqui, RS, Brasil. E-mail: m.toebe@gmail.com

**Resumo** – O objetivo deste trabalho foi verificar a influência do tamanho da unidade experimental básica (UEB) sobre a estimativa do tamanho ótimo de parcela para a avaliação da massa de matéria fresca de nabo-forrageiro (*Raphanus sativus*). Dados de massa de matéria fresca de 3.456 unidades experimentais básicas de 0,5×0,5 m (0,25 m<sup>2</sup>) foram utilizados, tendo-se formado 36 planos de UEBs com tamanhos entre 0,25 e 16 m<sup>2</sup>. Para cada plano de UEB, determinou-se o tamanho ótimo de parcela, pelo método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação. A diferença mínima significativa pelo teste de Tukey foi calculada para 2.016 cenários, formados pelas combinações entre 36 tamanhos ótimos de parcela – um para cada plano de UEB –, i tratamentos (i = 5, 10, 15 e 20) e r repetições (r = 3, 4, 5, 6, 10, 15 e 20), tendo-se considerado tanto os delineamentos inteiramente casualizados como os de blocos ao acaso. O tamanho ótimo de parcela depende do tamanho da unidade experimental básica. Em ensaios de uniformidade com nabo-forrageiro, a avaliação da massa de matéria fresca deve ser feita em unidades experimentais básicas com o menor tamanho possível.

**Termos para indexação:** *Raphanus sativus*, diferença mínima significativa, ensaio de uniformidade, planejamento experimental, plantios de cobertura, precisão experimental.

## Basic experimental unit size and optimum plot size for forage turnip

**Abstract** – The objective of this work was to determine the effect of the basic experimental unit size (BEU) on the optimum plot size estimation for the evaluation of forage turnip (*Raphanus sativus*) fresh matter weight. Data from fresh matter weight of 3,456 BEUs of 0.5×0.5 m (0.25 m<sup>2</sup>) were used, and 36 BEU plans, with sizes from 0.25 to 16 m<sup>2</sup>, were formed. For each BEU plan, the optimum plot size was determined by the method of maximum curvature of the coefficient of variation model. The least significant difference was calculated by Tukey's test in 2,016 scenarios formed by the combinations of 36 optimum plot sizes (one for each BEU plan), i treatments (i = 5, 10, 15, and 20), and r replicates (r = 3, 4, 5, 6, 10, 15, and 20), considering both the completely randomized designs and the complete block ones. Optimum plot size depends on the size of the basic experimental unit. In uniformity trials with forage turnip, the evaluation of fresh matter weight should be done in basic experimental units with the smallest possible size.

**Index terms:** *Raphanus sativus*, least significant difference, uniformity trials, experimental design, cover crops, experimental precision.

## Introdução

O nabo forrageiro (*Raphanus sativus* L.) é uma planta anual, herbácea, ereta e ramificada, pertencente à família Brassicaceae (Derpsch & Calegari, 1992). Estudos científicos têm evidenciado as potencialidades da cultura como planta de cobertura de solo (Silva et al., 2007), especialmente quanto às alterações promovidas pelo seu cultivo, à atividade e à biomassa microbiana de solos de cerrado (Carneiro et al., 2008), bem como

quanto à produção e decomposição da matéria seca e ao acúmulo e liberação de nutrientes (Viola et al., 2013).

No planejamento de experimentos com culturas de cobertura do solo, como a do nabo-forrageiro, trabalhos sobre o dimensionamento do tamanho ótimo da parcela com o intuito de avaliar a precisão experimental ainda são incomuns. O tamanho ótimo de parcelas pode ser estimado com dados coletados em ensaios de uniformidade (experimentos em branco) – definidos como ensaios sem tratamentos

(Storck et al., 2011; Ramalho et al., 2012) –, em que os mesmos tratos culturais são utilizados em toda a área experimental. Para tanto, a área experimental deve ser inicialmente dividida em unidades experimentais básicas compatíveis com a variável mensurada, com o menor tamanho possível.

Aspectos importantes para o planejamento experimental com nabo-forageiro foram apontados em estudos anteriores, a partir de dados de massa de matéria fresca obtidos em unidades experimentais básicas de 0,5×0,5 m (0,25 m<sup>2</sup>), conforme Cargnelutti Filho et al. (2011) e Cargnelutti Filho et al. (2014a), e de 1,0×0,5 m (0,50 m<sup>2</sup>), de acordo com Cargnelutti Filho et al. (2014b). No trabalho de Cargnelutti Filho et al. (2011), o tamanho ótimo de parcela foi determinado de acordo com o método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação, proposto por Paranaíba et al. (2009). No trabalho de Cargnelutti Filho et al. (2014a), a precisão experimental foi determinada para o delineamento inteiramente casualizado, por meio de reamostragem com reposição, em cenários formados por combinações de tamanhos de parcela (0,25, 0,50, 1,00, 1,50, 2,00 e 2,25 m<sup>2</sup>) e números de tratamentos (5, 6, ..., 20) e de repetições (3, 4, ..., 20). No trabalho de Cargnelutti Filho et al. (2014b), o tamanho ótimo de parcela foi determinado em experimentos com semeaduras a lanço e em linha, por meio do método de Hatheway (1961), em cenários formados por combinações de números de tratamentos, números de repetições e níveis almejados de precisão.

O método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (Paranaíba et al., 2009) é de aplicação simples, principalmente por não ser necessário agrupar unidades experimentais básicas adjacentes. Nesse método, é necessário apenas que se estime o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem, a variância e a média e, a partir dessas estimativas, o tamanho ótimo de parcela pode ser calculado. A partir do tamanho ótimo de parcela, é possível determinar a precisão experimental, em cenários formados por combinações de números de tratamentos e de repetições e delineamentos. Com isso, é possível estabelecer o planejamento experimental adequado para a precisão desejada, de acordo com a disponibilidade de área experimental, tempo, recursos financeiros e de mão de obra.

Oliveira et al. (2005) estudaram o efeito do tamanho da unidade experimental básica (1, 2, 3, 4, 6, 8 e 12

covas) sobre o tamanho ótimo da parcela para a cultura da batata (*Solanum tuberosum*), estimado com o método da curvatura máxima modificada (Meier & Lessman, 1971). Os autores concluíram que o tamanho da unidade experimental básica afeta a estimativa do tamanho ótimo de parcela, mas não altera a precisão experimental, independentemente do número de tratamentos, o que mantém fixa a área total do experimento. No entanto, não se encontraram na literatura investigações sobre as estimativas de tamanho ótimo de parcela para a cultura de nabo-forageiro, obtidas com o método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (Paranaíba et al., 2009), a partir de diferentes tamanhos de unidades experimentais básicas. Essas investigações podem ser realizadas com dados de ensaios de uniformidade e fornecem informações importantes para a tomada de decisão, uma vez que planejamentos experimentais podem apresentar diferentes níveis de precisão experimental, em cenários formados por combinações de tamanhos de parcela e de números de tratamentos e de repetições.

O objetivo deste trabalho foi verificar a influência do tamanho da unidade experimental básica (UEB) sobre a estimativa do tamanho ótimo de parcela para a avaliação da massa de matéria fresca de nabo-forageiro (*Raphanus sativus*).

## Material e Métodos

O ensaio de uniformidade (experimento em branco) foi realizado na área experimental do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria, em Santa Maria, RS, a 29°42'S, 53°49'W e a 95 m de altitude. Conforme a classificação de Köppen-Geiger, 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 10/06/2010, tendo-se utilizado a densidade de 150 plantas m<sup>-2</sup>. A seguinte adubação de base foi utilizada: 30 kg ha<sup>-1</sup> de N, 150 kg ha<sup>-1</sup> de P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> e 150 kg ha<sup>-1</sup> de K<sub>2</sub>O. Aos 28 dias após a emergência, aplicaram-se 100 kg ha<sup>-1</sup> de N. Os tratos 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 foram cortadas rente ao solo, em cada UEB, e a massa de matéria fresca (g) foi imediatamente pesada.

Com os dados de massa de matéria fresca das 3.456 UEBs, formaram-se 36 planos de UEBs, com tamanhos  $X=X_L \times X_C$  ( $X = 0,25, 0,50, 0,75, 1,00, 1,50, 2,00, 2,25, 3,00, 4,00, 4,50, 6,00, 8,00, 9,00, 12,00$  e  $16,00$  m<sup>2</sup>) e formas  $X_L \times X_C$  (quadrada e retangular), em que  $X_L$  representa o número de UEB adjacentes à linha;  $X_C$ , o número de UEBs adjacentes à coluna; e  $X$ , o tamanho da UEB, expresso em número de UEBs ou em metros quadrados. Assim, os 36 planos de UEBs tiveram tamanhos entre 1×1 (1 UEB = 0,25 m<sup>2</sup>) e 8×8 (64 UEB = 16,00 m<sup>2</sup>). Para a determinação da produção em cada plano, somaram-se os valores de massa de matéria fresca das  $X_L$  UEBs adjacentes à linha e das  $X_C$  UEBs adjacentes à coluna.

Para cada plano de UEB, estimaram-se as seguintes variáveis: o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem ( $\rho$ ), a variância ( $s^2$ ), o desvio-padrão ( $s$ ), a média ( $m$ ) e o coeficiente de variação do ensaio ( $CV=100s/m$ ) dos dados de produção de matéria fresca. A estimativa de  $\rho$  foi obtida no sentido das colunas, conforme metodologia de Paranaíba et al. (2009). Com base no método da curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação, determinou-se o tamanho ótimo de parcela como:

$$X_o = \left( 10 \sqrt[3]{2(1-\rho^2)s^2m} \right) / m,$$

em UEB e em metros quadrados. Em seguida, foram ajustados modelos do tipo linear e potência, a partir dos 36 tamanhos de UEBs ( $X$ , em UEB) (variável independente) e das respectivas estimativas de desvio padrão ( $s$ ), média ( $m$ ), coeficiente de variação do ensaio ( $CV$ , em %), tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ , em UEBs) e tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ , em m<sup>2</sup>) (variáveis dependentes), e estimados os coeficientes de determinação ( $R^2$ ).

Para avaliar a precisão experimental das diferentes combinações de tamanhos de parcela e números de tratamentos e de repetições e delineamentos, assumiu-se cada plano de UEB (36 planos) – de tamanho  $X=X_L \times X_C$  ( $X = 0,25, 0,50, 0,75, 1,00, 1,50,$

$2,00, 2,25, 3,00, 4,00, 4,50, 6,00, 8,00, 9,00, 12,00$  e  $16,00$  m<sup>2</sup>) e formato  $X_L \times X_C$  (quadrada e retangular) – como um tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ ) passível de uso em experimentos. A partir desses dados, a diferença mínima significativa ( $d$ ) entre as médias dos tratamentos foi calculada pelo teste de Tukey e expressa em percentagem da média do experimento em 2.016 cenários, formados pela combinação de 36 tamanhos ótimos de parcela ( $X_o$ ),  $i$  tratamentos ( $i = 5, 10, 15$  e  $20$ ) e  $r$  repetições ( $r = 3, 4, 5, 6, 10, 15$  e  $20$ ), tendo-se considerado os delineamentos inteiramente casualizados e os de blocos ao acaso.

Essa metodologia diferencia-se da utilizada por Cargnelutti Filho et al. (2014a) por contemplar mais tamanhos de parcela e por incluir cenários com o delineamento de blocos ao acaso, comumente utilizados em experimentos em campo; conforme sugerido pelos autores.

Para o cálculo da diferença mínima significativa ( $d$ , %), utilizou-se a seguinte expressão:

$$d = 100 \left( q_{\alpha(i;GLE)} \sqrt{QME/r} \right) / m,$$

em que:  $q_{\alpha(i;GLE)}$  é o valor crítico do teste de Tukey à determinada probabilidade de erro ( $\alpha=0,05$ , neste estudo);  $i$  é o número de tratamentos;  $GLE$  é o número de graus de liberdade do erro – ou seja:  $i(r-1)$ , para o delineamento inteiramente casualizado, e  $(i-1)(r-1)$ , para o de blocos ao acaso –;  $QME$  é o quadrado médio do erro ( $QME = s^2$ , neste estudo);  $r$  é o número de repetições; e  $m$  é a média do experimento. Os menores valores de  $d$  indicam maior precisão, ou seja, são capazes de detectar diferenças menores entre as médias de tratamentos. As análises estatísticas foram realizadas com auxílio do aplicativo Microsoft Office Excel e do software R (R Development Core Team, 2014).

## Resultados e Discussão

O coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem ( $\rho$ ) oscilou entre 0,32 e 0,58, com média de 0,46, entre os 36 planos de UEB com tamanhos  $X=X_L \times X_C$  ( $X = 0,25, 0,50, 0,75, 1,00, 1,50, 2,00, 2,25, 3,00, 4,00, 4,50, 6,00, 8,00, 9,00, 12,00$  e  $16,00$  m<sup>2</sup>) e formas  $X_L \times X_C$  (quadrada e retangular) (Tabela 1). Essa baixa oscilação evidencia possível independência de  $\rho$  quanto aos tamanhos das UEBs. Valores de  $\rho$  próximos de zero ou próximos de  $|1|$  indicam,

respectivamente, independência ou dependência entre UEBs adjacentes. Com valores fixos de variância ( $s^2$ ) e média ( $m$ ), o tamanho ótimo de parcela (Paranaíba et al., 2009) será máximo quando houver independência entre UEBs adjacentes, ou mínimo quando houver dependência entre elas.

Com base nos 36 planos de UEB, observou-se aumento linear do desvio-padrão ( $s = 298,7845 + 89,2615X$ ;  $R^2 = 0,9964$ ) e da média ( $m = 865,8733X$ ;

$R^2 = 1,0000$ ), com o aumento nos tamanhos das UEBs ( $X$ , em UEB). O menor aumento proporcional do desvio-padrão em relação à média resultou em diminuição do coeficiente de variação do ensaio, que ajustou-se a um modelo potência ( $CV = 23,0295/X^{0,2018}$ ;  $R^2 = 0,9844$ ). Os dados de CV ou  $X$  (Tabela 1) podem ser utilizados no método da curvatura máxima modificada (Meier & Lessman, 1971). Nessa metodologia, os parâmetros A e B são estimados mediante transformação

**Tabela 1.** Planos de unidades experimentais básicas (UEBs), com tamanhos  $X = X_L \times X_C$ , e respectivas estimativas de coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem ( $\rho$ ), variância ( $s^2$ ), desvio-padrão ( $s$ ), média ( $m$ ), coeficiente de variação do ensaio (CV), tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ , em UEB e em  $m^2$ ), para avaliação da massa de matéria fresca de nabo-forrageiro (*Raphanus sativus* L.), em ensaio de uniformidade com 3.456 UEBs de  $0,5 \times 0,5$  m ( $0,25$   $m^2$ ).

Plano	$X_L$	$X_C$	X (UEB)	X ( $m^2$ )	n	$\rho$	$s^2$	s	m	CV (%)	$X_o$ (UEB)	$X_o$ ( $m^2$ )
1	1	1	1	0,25	3.456	0,32	46.679,16	216,05	865,87	24,95	4,82	1,20
2	1	2	2	0,50	1.728	0,41	127.991,75	357,76	1.731,75	20,66	4,14	2,07
3	2	1	2	0,50	1.728	0,42	122.696,55	350,28	1.731,75	20,23	4,06	2,03
4	1	3	3	0,75	1.152	0,46	235.113,38	484,88	2.597,62	18,67	3,80	2,85
5	3	1	3	0,75	1.152	0,42	225.642,50	475,02	2.597,62	18,29	3,80	2,85
6	1	4	4	1,00	864	0,47	363.095,32	602,57	3.463,49	17,40	3,62	3,62
7	2	2	4	1,00	864	0,47	368.773,63	607,27	3.463,49	17,53	3,63	3,63
8	4	1	4	1,00	864	0,44	346.379,50	588,54	3.463,49	16,99	3,59	3,59
9	1	6	6	1,50	576	0,48	647.550,49	804,71	5.195,24	15,49	3,33	4,99
10	2	3	6	1,50	576	0,49	705.629,97	840,02	5.195,24	16,17	3,41	5,12
11	3	2	6	1,50	576	0,45	691.046,22	831,29	5.195,24	16,00	3,44	5,16
12	6	1	6	1,50	576	0,46	636.645,30	797,90	5.195,24	15,36	3,34	5,01
13	1	8	8	2,00	432	0,49	1.049.106,54	1.024,26	6.926,99	14,79	3,22	6,43
14	2	4	8	2,00	432	0,51	1.085.835,27	1.042,03	6.926,99	15,04	3,22	6,45
15	4	2	8	2,00	432	0,45	1.083.267,10	1.040,80	6.926,99	15,03	3,30	6,60
16	8	1	8	2,00	432	0,45	1.007.146,62	1.003,57	6.926,99	14,49	3,22	6,44
17	3	3	9	2,25	384	0,47	1.334.073,77	1.155,02	7.792,86	14,82	3,24	7,30
18	2	6	12	3,00	288	0,55	1.972.612,81	1.404,50	10.390,48	13,52	2,94	8,82
19	3	4	12	3,00	288	0,47	2.114.509,40	1.454,14	10.390,48	13,99	3,13	9,39
20	4	3	12	3,00	288	0,47	2.126.661,69	1.458,31	10.390,48	14,04	3,14	9,41
21	6	2	12	3,00	288	0,44	2.042.793,87	1.429,26	10.390,48	13,76	3,12	9,37
22	2	8	16	4,00	216	0,58	3.188.856,45	1.785,74	13.853,97	12,89	2,81	11,24
23	4	4	16	4,00	216	0,47	3.347.323,46	1.829,57	13.853,97	13,21	3,01	12,03
24	8	2	16	4,00	216	0,42	3.261.082,40	1.805,85	13.853,97	13,03	3,04	12,14
25	3	6	18	4,50	192	0,50	3.880.858,42	1.969,99	15.585,72	12,64	2,88	12,95
26	6	3	18	4,50	192	0,45	3.962.733,82	1.990,66	15.585,72	12,77	2,96	13,32
27	3	8	24	6,00	144	0,54	6.328.519,37	2.515,65	20.780,96	12,11	2,75	16,49
28	4	6	24	6,00	144	0,47	6.242.973,94	2.498,59	20.780,96	12,02	2,82	16,92
29	6	4	24	6,00	144	0,48	6.322.495,13	2.514,46	20.780,96	12,10	2,83	16,96
30	8	3	24	6,00	144	0,39	6.493.037,35	2.548,14	20.780,96	12,26	2,94	17,64
31	4	8	32	8,00	108	0,52	10.379.264,18	3.221,69	27.707,94	11,63	2,71	21,66
32	8	4	32	8,00	108	0,43	10.297.366,13	3.208,95	27.707,94	11,58	2,80	22,36
33	6	6	36	9,00	96	0,44	11.959.407,45	3.458,24	31.171,44	11,09	2,71	24,38
34	6	8	48	12,00	72	0,46	20.591.628,95	4.537,80	41.561,92	10,92	2,66	31,97
35	8	6	48	12,00	72	0,37	19.825.137,60	4.452,54	41.561,92	10,71	2,71	32,47
36	8	8	64	16,00	54	0,38	34.395.821,16	5.864,80	55.415,89	10,58	2,68	42,85

X, número de UEBs;  $X_L$ , UEBs adjacentes à linha;  $X_C$ , UEBs adjacentes à coluna; e n, número de UEBs com X UEB de tamanho ( $n=3.456/X$ ).

logarítmica da função  $CV=A/X^B$  e pela ponderação pelos graus de liberdade associados a cada um dos tamanhos de UEB (Steel et al., 1997). Embora não seja o foco deste trabalho, essa relação seria  $CV = 24,3363/X^{0,2346}$ , com  $R^2 = 0,9877$ , e resultaria no tamanho ótimo de parcela – determinado algebricamente por meio da expressão  $X_o = [A^2B^2(2B+1)/(B+2)]^{1/(2B+2)}$  – igual a 3,4599 UEB ou 0,8650 m<sup>2</sup>. Esse tamanho de parcela é relativamente menor do que o tamanho de 4,82 UEBs de 0,25 m<sup>2</sup> (1,20 m<sup>2</sup>), estabelecidos por Cargnelutti Filho et al. (2011) com o uso do método de Paranaíba et al. (2009) e reproduzidos neste trabalho no plano com menor tamanho de UEB ( $X=1 \times 1 = 1$  UEB) (Tabela 1). No entanto, a comparação das metodologias para determinação do tamanho ótimo de parcela deve ser avaliada em mais cenários e, conforme mencionado, não é alvo do presente estudo.

Ambos os modelos ( $CV = 23,0295/X^{0,2018}$ , sem ponderação dos graus de liberdade; e  $CV = 24,3363/X^{0,2346}$ , com ponderação dos graus de liberdade) mostram que, a partir do plano com menor tamanho de UEB ( $X=1 \times 1 = 1$  UEB = 0,25 m<sup>2</sup>), há ganhos expressivos em precisão (redução do CV), com pequenos acréscimos no tamanho da UEB, e tendência de estabilização desses ganhos com o aumento das dimensões da UEB. Portanto, para avaliar a massa de matéria fresca do nabo-forageiro, é importante que se determine a precisão experimental, em cenários formados por diferentes combinações de tamanhos de parcela, em torno desses valores de referência (0,8650 m<sup>2</sup> ou 1,20 m<sup>2</sup>) e do número de tratamentos e de repetições, para que se possa definir o melhor plano experimental, conforme sugerido por Cargnelutti Filho et al. (2014a).

Entre os 36 planos de UEB, observou-se que o aumento dos tamanhos de UEB ( $X$ ) diminuiu o tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ ) expresso em UEB, conforme um modelo potência ( $X_o = 4,4025/X^{0,1378}$ ;  $R^2 = 0,9489$ ), e aumentou o  $X_o$  expresso em metros quadrados, conforme um modelo linear ( $X_o = 1,1526 + 0,6531X$ ;  $R^2 = 0,9989$ ). Portanto, pode-se inferir que a estimativa do tamanho ótimo de parcela, para a avaliação da massa de matéria fresca do nabo-forageiro, depende do tamanho da unidade experimental básica. Além disso, pode-se inferir, também, que o tamanho da unidade experimental básica deve ser o menor possível, para que o tamanho ótimo de parcela não seja superestimado.

Na prática, o tamanho de parcela deve ser estabelecido em campo, quanto à unidade de área, ou seja, em metros quadrados. Assim, pode-se inferir que, para cada aumento de uma UEB (0,25 m<sup>2</sup>), há aumento de 0,6531 m<sup>2</sup> na estimativa do tamanho ótimo de parcela, o que equivale a afirmar que para cada aumento de 1 m<sup>2</sup> do tamanho da UEB, há acréscimo de 2,6126 m<sup>2</sup> na estimativa do tamanho ótimo de parcela. Com dados de produção de tubérculos de batata (*Solanum tuberosum* L.), Oliveira et al. (2005) verificaram que a relação entre o tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ , em m<sup>2</sup>), estimado pelo método da curvatura máxima modificada (Meier & Lessman, 1971), e o tamanho das UEBs ( $X$ , em UEB) foi expressa por  $X_o = 0,5287 + 0,3169X + 0,0243X^2$  ( $R^2=0,9855$ ). A diferença dos padrões de resposta (linear e quadrático) entre o presente trabalho e o de Oliveira et al. (2005) pode estar associada às diferenças das culturas, dos tamanhos de UEBs planejados e dos métodos de estimação de  $X_o$  utilizados.

Ante a constatação de que há aumento do tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ , em m<sup>2</sup>) e redução do coeficiente de variação do ensaio ( $CV=100s/m$ , em %) com o acréscimo dos tamanhos de UEBs ( $X$ , em UEB), é importante avaliar a precisão experimental em diferentes combinações de tamanhos de parcela, números de tratamentos e repetições e delineamentos. Pode-se assumir que cada plano de UEB de tamanho ( $X=X_L \times X_C$ ) (Tabela 1) é um tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ ) passível de ser utilizado em experimentos.

A partir das estimativas das variâncias e das médias, a diferença mínima significativa ( $d$ ) entre os tratamentos foi calculada pelo teste de Tukey e expressa em percentagem da média do experimento. Consideraram-se 2.016 cenários, formados pela combinação de 36 tamanhos ótimos de parcela ( $X_o$ ),  $i$  tratamentos ( $i = 5, 10, 15$  e  $10$ ) e  $r$  repetições ( $r = 3, 4, 5, 6, 10, 15$  e  $20$ ), tendo-se considerado os delineamentos inteiramente casualizados (DIC) e o de blocos ao acaso (DBA) (Tabelas 2, 3, 4 e 5). A diferença mínima significativa pelo teste de Tukey, por considerar a média e o número de tratamentos e repetições, foi considerada mais apropriada do que o índice de variação (Gomes, 1991) e o coeficiente de variação, nesta ordem, para avaliar a precisão experimental, conforme mostrado em Cargnelutti Filho et al. (2014a).

Os valores de  $d$  para determinado tamanho de parcela e número fixo de tratamentos diminuíram

gradativamente com o aumento do número de repetições, independentemente do delineamento avaliado (Tabelas 2, 3, 4 e 5). As menores estimativas de  $d$  possibilitam identificar as menores diferenças entre médias de tratamentos como significativas e, portanto, aumentar a precisão experimental (Lúcio et al., 1999; Storck et al., 2011; Cargnelutti Filho et al., 2014a). Tanto para o DIC como para o DBA, com uso

de valores fixos de tamanho de parcela e número de repetições, as estimativas de  $d$  aumentaram com o aumento do número de tratamentos.

Com o número de tratamentos e de repetições mantidos fixos, houve redução de  $d$  com o aumento do tamanho de parcela, em ambos os delineamentos (DIC e DBA). As estimativas de  $d$  para valores fixos de tamanho ótimo de parcela, número de tratamentos

**Tabela 2.** Diferença mínima significativa ( $d$ ), pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade, entre as médias de 5 ou 10 tratamentos, expressas em percentagem da média do experimento, em 504 cenários<sup>(1)</sup> de avaliação da massa de matéria fresca de nabo-forrageiro (*Raphanus sativus* L.), em delineamento inteiramente casualizado<sup>(2)</sup>.

Plano	$X_L$	$X_C$	$X$ (m <sup>2</sup> )	$X_o$ (m <sup>2</sup> )	5 tratamentos								10 tratamentos							
					3	4	5	6	10	15	20	3	4	5	6	10	15	20		
1	1	1	0,25	0,25	67,1	54,5	47,2	42,3	31,7	25,5	21,9	72,1	60,2	52,8	47,7	36,2	29,3	25,3		
2	1	2	0,50	0,50	55,5	45,1	39,1	35,0	26,3	21,1	18,2	59,7	49,8	43,7	39,5	30,0	24,3	20,9		
3	2	1	0,50	0,50	54,4	44,2	38,3	34,3	25,7	20,7	17,8	58,5	48,8	42,8	38,7	29,3	23,7	20,5		
4	1	3	0,75	0,75	50,2	40,8	35,3	31,7	23,7	19,1	16,4	54,0	45,0	39,5	35,7	27,1	21,9	18,9		
5	3	1	0,75	0,75	49,1	39,9	34,6	31,0	23,2	18,7	16,1	52,9	44,1	38,7	34,9	26,5	21,5	18,5		
6	1	4	1,00	1,00	46,8	38,0	32,9	29,5	22,1	17,8	15,3	50,3	42,0	36,8	33,3	25,2	20,4	17,6		
7	2	2	1,00	1,00	47,1	38,3	33,2	29,7	22,3	17,9	15,4	50,7	42,3	37,1	33,5	25,4	20,6	17,8		
8	4	1	1,00	1,00	45,7	37,1	32,2	28,8	21,6	17,4	14,9	49,1	41,0	36,0	32,5	24,7	20,0	17,2		
9	1	6	1,50	1,50	41,6	33,8	29,3	26,3	19,7	15,8	13,6	44,8	37,4	32,8	29,6	22,5	18,2	15,7		
10	2	3	1,50	1,50	43,4	35,3	30,6	27,4	20,5	16,5	14,2	46,7	39,0	34,2	30,9	23,5	19,0	16,4		
11	3	2	1,50	1,50	43,0	34,9	30,3	27,1	20,3	16,4	14,1	46,3	38,6	33,9	30,6	23,2	18,8	16,2		
12	6	1	1,50	1,50	41,3	33,5	29,1	26,0	19,5	15,7	13,5	44,4	37,0	32,5	29,4	22,3	18,0	15,5		
13	1	8	2,00	2,00	39,7	32,3	28,0	25,1	18,8	15,1	13,0	42,8	35,7	31,3	28,3	21,5	17,4	15,0		
14	2	4	2,00	2,00	40,4	32,8	28,5	25,5	19,1	15,4	13,2	43,5	36,3	31,9	28,8	21,8	17,7	15,2		
15	4	2	2,00	2,00	40,4	32,8	28,4	25,5	19,1	15,4	13,2	43,4	36,2	31,8	28,7	21,8	17,6	15,2		
16	8	1	2,00	2,00	38,9	31,6	27,4	24,6	18,4	14,8	12,7	41,9	34,9	30,7	27,7	21,0	17,0	14,7		
17	3	3	2,25	2,25	39,8	32,4	28,1	25,1	18,8	15,2	13,0	42,9	35,8	31,4	28,3	21,5	17,4	15,0		
18	2	6	3,00	3,00	36,3	29,5	25,6	22,9	17,2	13,8	11,9	39,1	32,6	28,6	25,8	19,6	15,9	13,7		
19	3	4	3,00	3,00	37,6	30,6	26,5	23,7	17,8	14,3	12,3	40,5	33,8	29,6	26,7	20,3	16,4	14,2		
20	4	3	3,00	3,00	37,7	30,6	26,6	23,8	17,8	14,4	12,3	40,6	33,9	29,7	26,8	20,4	16,5	14,2		
21	6	2	3,00	3,00	37,0	30,0	26,0	23,3	17,5	14,1	12,1	39,8	33,2	29,1	26,3	20,0	16,2	13,9		
22	2	8	4,00	4,00	34,6	28,1	24,4	21,9	16,4	13,2	11,3	37,3	31,1	27,3	24,6	18,7	15,1	13,1		
23	4	4	4,00	4,00	35,5	28,8	25,0	22,4	16,8	13,5	11,6	38,2	31,9	28,0	25,2	19,2	15,5	13,4		
24	8	2	4,00	4,00	35,0	28,5	24,7	22,1	16,6	13,3	11,5	37,7	31,4	27,6	24,9	18,9	15,3	13,2		
25	3	6	4,50	4,50	34,0	27,6	23,9	21,4	16,1	12,9	11,1	36,5	30,5	26,8	24,2	18,3	14,8	12,8		
26	6	3	4,50	4,50	34,3	27,9	24,2	21,7	16,2	13,1	11,2	36,9	30,8	27,0	24,4	18,5	15,0	12,9		
27	3	8	6,00	6,00	32,5	26,4	22,9	20,5	15,4	12,4	10,6	35,0	29,2	25,6	23,1	17,6	14,2	12,3		
28	4	6	6,00	6,00	32,3	26,3	22,8	20,4	15,3	12,3	10,6	34,8	29,0	25,5	23,0	17,4	14,1	12,2		
29	6	4	6,00	6,00	32,5	26,4	22,9	20,5	15,4	12,4	10,6	35,0	29,2	25,6	23,1	17,6	14,2	12,3		
30	8	3	6,00	6,00	32,9	26,8	23,2	20,8	15,6	12,5	10,8	35,5	29,6	26,0	23,4	17,8	14,4	12,4		
31	4	8	8,00	8,00	31,2	25,4	22,0	19,7	14,8	11,9	10,2	33,6	28,0	24,6	22,2	16,9	13,7	11,8		
32	8	4	8,00	8,00	31,1	25,3	21,9	19,6	14,7	11,8	10,2	33,5	27,9	24,5	22,1	16,8	13,6	11,7		
33	6	6	9,00	9,00	29,8	24,2	21,0	18,8	14,1	11,3	9,8	32,1	26,8	23,5	21,2	16,1	13,0	11,2		
34	6	8	12,00	12,00	29,3	23,8	20,7	18,5	13,9	11,2	9,6	31,6	26,3	23,1	20,9	15,8	12,8	11,1		
35	8	6	12,00	12,00	28,8	23,4	20,3	18,2	13,6	11,0	9,4	31,0	25,8	22,7	20,5	15,5	12,6	10,8		
36	8	8	16,00	16,00	28,4	23,1	20,0	17,9	13,4	10,8	9,3	30,6	25,5	22,4	20,2	15,4	12,4	10,7		

<sup>(1)</sup>Cenários formados pelas combinações de 36 tamanhos ótimos de parcela ( $X_o$ , em m<sup>2</sup>),  $i$  tratamentos ( $i = 5$  e  $10$ ) e  $r$  repetições ( $r = 3, 4, 5, 6, 10, 15$  e  $20$ ). <sup>(2)</sup> Para o cálculo de  $d$ , assumiu-se cada plano de UEB de tamanho ( $X = X_L \times X_C$ , em m<sup>2</sup>) como um tamanho ótimo de parcela ( $X_o$ , em m<sup>2</sup>) passível de ser utilizado em experimentos.  $X_L$ : UEBs adjacentes à linha;  $X_C$ : UEBs adjacentes à coluna.

e número de repetições foram menores no DIC do que no DBA, o que comprova a maior eficiência do DIC, quando as unidades experimentais são uniformes (Storck et al., 2011). Esses resultados são consonantes com os obtidos a partir de reamostragens, com reposição, para cenários planejados (1.728) 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), para o delineamento inteiramente casualizado (Cargnelutti Filho et al., 2014a). Com base no método de Hatheway (1961), as relações obtidas por Cargnelutti Filho et al. (2014b), entre tamanho ótimo de parcela, número de tratamentos, número de repetições e níveis de precisão, em delineamento de blocos ao acaso, foram semelhantes às observadas no presente estudo.

**Tabela 3.** Diferença mínima significativa (d), pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade, entre as médias de 15 ou 20 tratamentos, expressas em percentagem da média do experimento, em 504 cenários<sup>(1)</sup> de avaliação da massa de matéria fresca de nabo-forrageiro (*Raphanus sativus* L.), em delineamento inteiramente casualizado<sup>(2)</sup>.

Plano	X <sub>L</sub>	X <sub>C</sub>	X (m <sup>2</sup> )	X <sub>o</sub> (m <sup>2</sup> )	15 tratamentos						20 tratamentos							
					3	4	5	6	10	15	20	3	4	5	6	10	15	20
1	1	1	0,25	0,25	75,1	63,3	55,8	50,5	38,6	31,3	27,0	77,2	65,4	57,8	52,5	40,1	32,6	28,2
2	1	2	0,50	0,50	62,2	52,4	46,2	41,8	31,9	25,9	22,4	63,9	54,1	47,9	43,4	33,2	27,0	23,3
3	2	1	0,50	0,50	60,9	51,3	45,2	41,0	31,3	25,4	21,9	62,6	53,0	46,9	42,5	32,5	26,4	22,8
4	1	3	0,75	0,75	56,2	47,3	41,7	37,8	28,8	23,4	20,2	57,7	48,9	43,3	39,2	30,0	24,4	21,1
5	3	1	0,75	0,75	55,0	46,4	40,9	37,0	28,3	22,9	19,8	56,6	47,9	42,4	38,4	29,4	23,9	20,6
6	1	4	1,00	1,00	52,3	44,1	38,9	35,2	26,9	21,8	18,8	53,8	45,6	40,3	36,6	28,0	22,7	19,6
7	2	2	1,00	1,00	52,8	44,5	39,2	35,5	27,1	22,0	19,0	54,2	45,9	40,6	36,9	28,2	22,9	19,8
8	4	1	1,00	1,00	51,1	43,1	38,0	34,4	26,3	21,3	18,4	52,6	44,5	39,4	35,7	27,3	22,2	19,2
9	1	6	1,50	1,50	46,6	39,3	34,6	31,4	23,9	19,4	16,8	47,9	40,6	35,9	32,6	24,9	20,2	17,5
10	2	3	1,50	1,50	48,6	41,0	36,2	32,7	25,0	20,3	17,5	50,0	42,4	37,5	34,0	26,0	21,1	18,2
11	3	2	1,50	1,50	48,1	40,6	35,8	32,4	24,7	20,1	17,3	49,5	41,9	37,1	33,6	25,7	20,9	18,1
12	6	1	1,50	1,50	46,2	38,9	34,3	31,1	23,7	19,2	16,6	47,5	40,2	35,6	32,3	24,7	20,1	17,3
13	1	8	2,00	2,00	44,5	37,5	33,1	29,9	22,8	18,5	16,0	45,7	38,7	34,3	31,1	23,8	19,3	16,7
14	2	4	2,00	2,00	45,3	38,1	33,6	30,5	23,2	18,9	16,3	46,5	39,4	34,9	31,6	24,2	19,7	17,0
15	4	2	2,00	2,00	45,2	38,1	33,6	30,4	23,2	18,8	16,3	46,5	39,4	34,8	31,6	24,2	19,6	17,0
16	8	1	2,00	2,00	43,6	36,7	32,4	29,3	22,4	18,2	15,7	44,8	38,0	33,6	30,5	23,3	18,9	16,4
17	3	3	2,25	2,25	44,6	37,6	33,1	30,0	22,9	18,6	16,0	45,8	38,8	34,4	31,2	23,8	19,4	16,7
18	2	6	3,00	3,00	40,7	34,3	30,2	27,4	20,9	16,9	14,6	41,8	35,4	31,3	28,4	21,7	17,7	15,3
19	3	4	3,00	3,00	42,1	35,5	31,3	28,3	21,6	17,5	15,1	43,3	36,7	32,4	29,4	22,5	18,3	15,8
20	4	3	3,00	3,00	42,2	35,6	31,4	28,4	21,7	17,6	15,2	43,4	36,8	32,5	29,5	22,6	18,3	15,8
21	6	2	3,00	3,00	41,4	34,9	30,8	27,9	21,3	17,2	14,9	42,5	36,0	31,9	28,9	22,1	18,0	15,5
22	2	8	4,00	4,00	38,8	32,7	28,8	26,1	19,9	16,2	13,9	39,9	33,8	29,9	27,1	20,7	16,8	14,5
23	4	4	4,00	4,00	39,7	33,5	29,5	26,7	20,4	16,6	14,3	40,8	34,6	30,6	27,8	21,2	17,3	14,9
24	8	2	4,00	4,00	39,2	33,0	29,2	26,4	20,1	16,3	14,1	40,3	34,2	30,2	27,4	21,0	17,0	14,7
25	3	6	4,50	4,50	38,0	32,0	28,3	25,6	19,5	15,8	13,7	39,1	33,1	29,3	26,6	20,3	16,5	14,3
26	6	3	4,50	4,50	38,4	32,4	28,6	25,9	19,7	16,0	13,8	39,5	33,5	29,6	26,8	20,5	16,7	14,4
27	3	8	6,00	6,00	36,4	30,7	27,1	24,5	18,7	15,2	13,1	37,4	31,7	28,1	25,4	19,5	15,8	13,7
28	4	6	6,00	6,00	36,2	30,5	26,9	24,3	18,6	15,1	13,0	37,2	31,5	27,9	25,3	19,3	15,7	13,6
29	6	4	6,00	6,00	36,4	30,7	27,1	24,5	18,7	15,2	13,1	37,4	31,7	28,0	25,4	19,5	15,8	13,7
30	8	3	6,00	6,00	36,9	31,1	27,4	24,8	18,9	15,4	13,3	37,9	32,1	28,4	25,8	19,7	16,0	13,8
31	4	8	8,00	8,00	35,0	29,5	26,0	23,5	18,0	14,6	12,6	36,0	30,5	27,0	24,4	18,7	15,2	13,1
32	8	4	8,00	8,00	34,8	29,4	25,9	23,4	17,9	14,5	12,5	35,8	30,4	26,8	24,3	18,6	15,1	13,1
33	6	6	9,00	9,00	33,4	28,1	24,8	22,5	17,1	13,9	12,0	34,3	29,1	25,7	23,3	17,8	14,5	12,5
34	6	8	12,00	12,00	32,9	27,7	24,4	22,1	16,9	13,7	11,8	33,8	28,6	25,3	23,0	17,6	14,3	12,3
35	8	6	12,00	12,00	32,2	27,2	24,0	21,7	16,6	13,4	11,6	33,1	28,1	24,8	22,5	17,2	14,0	12,1
36	8	8	16,00	16,00	31,8	26,8	23,7	21,4	16,4	13,3	11,5	32,7	27,7	24,5	22,2	17,0	13,8	11,9

<sup>(1)</sup>Cenários formados pelas combinações de 36 tamanhos ótimos de parcela (X<sub>o</sub>, em m<sup>2</sup>), i tratamentos (i = 15 e 20) e r repetições (r = 3, 4, 5, 6, 10, 15 e 20). <sup>(2)</sup>Para o cálculo de d, assumiu-se cada plano de UEB de tamanho (X=X<sub>L</sub>×X<sub>C</sub>, em m<sup>2</sup>) como um tamanho ótimo de parcela (X<sub>o</sub>, em m<sup>2</sup>) passível de ser utilizado em experimentos. X<sub>L</sub>: UEBs adjacentes à linha; X<sub>C</sub>: UEBs adjacentes à coluna.

Ao planejar um experimento, o número de tratamentos é determinado em função da hipótese de pesquisa, e o delineamento utilizado depende da variabilidade espacial da área experimental. Assim, se considerarmos que o pesquisador tem pré-determinada a precisão mínima desejada (máximo valor de  $d$ ), é possível combinar adequadamente o

tamanho de parcela e o número de repetições a serem utilizados. Para determinado número de tratamentos, tanto no DIC como no DBA, verificou-se que parcelas menores, associadas ao maior número de repetições, resultam em menores estimativas de  $d$ , ou seja, em maior precisão experimental (Tabelas 2, 3, 4 e 5). Por exemplo, para avaliar dez tratamentos

**Tabela 4.** Diferença mínima significativa ( $d$ ), pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade, entre as médias de 5 ou 10 tratamentos, expressas em porcentagem da média do experimento, em 504 cenários<sup>(1)</sup> de avaliação da massa de matéria fresca de nabo-forrageiro (*Raphanus sativus* L.), em delineamento de blocos ao acaso<sup>(2)</sup>.

Plano	$X_L$	$X_C$	$X$ (m <sup>2</sup> )	$X_0$ (m <sup>2</sup> )	5 tratamentos							10 tratamentos						
					3	4	5	6	10	15	20	3	4	5	6	10	15	20
1	1	1	0,25	0,25	70,4	56,2	48,3	43,1	32,0	25,7	22,0	73,0	60,7	53,2	47,9	36,3	29,3	25,3
2	1	2	0,50	0,50	58,3	46,6	40,0	35,7	26,5	21,3	18,3	60,5	50,2	44,0	39,7	30,1	24,3	20,9
3	2	1	0,50	0,50	57,1	45,6	39,2	34,9	26,0	20,8	17,9	59,2	49,2	43,1	38,9	29,4	23,8	20,5
4	1	3	0,75	0,75	52,7	42,1	36,2	32,2	24,0	19,2	16,5	54,6	45,4	39,8	35,9	27,2	22,0	18,9
5	3	1	0,75	0,75	51,6	41,2	35,4	31,6	23,5	18,8	16,2	53,5	44,5	39,0	35,1	26,6	21,5	18,5
6	1	4	1,00	1,00	49,1	39,2	33,7	30,1	22,3	17,9	15,4	50,9	42,3	37,1	33,4	25,3	20,5	17,6
7	2	2	1,00	1,00	49,5	39,5	34,0	30,3	22,5	18,0	15,5	51,3	42,6	37,4	33,7	25,5	20,6	17,8
8	4	1	1,00	1,00	47,9	38,3	32,9	29,4	21,8	17,5	15,0	49,7	41,3	36,2	32,6	24,7	20,0	17,2
9	1	6	1,50	1,50	43,7	34,9	30,0	26,8	19,9	15,9	13,7	45,3	37,7	33,0	29,8	22,5	18,2	15,7
10	2	3	1,50	1,50	45,6	36,4	31,3	27,9	20,8	16,6	14,3	47,3	39,3	34,5	31,1	23,5	19,0	16,4
11	3	2	1,50	1,50	45,1	36,1	31,0	27,6	20,5	16,5	14,1	46,8	38,9	34,1	30,7	23,3	18,8	16,2
12	6	1	1,50	1,50	43,3	34,6	29,8	26,5	19,7	15,8	13,6	45,0	37,4	32,7	29,5	22,3	18,1	15,6
13	1	8	2,00	2,00	41,7	33,3	28,7	25,5	19,0	15,2	13,1	43,3	36,0	31,5	28,4	21,5	17,4	15,0
14	2	4	2,00	2,00	42,4	33,9	29,1	26,0	19,3	15,5	13,3	44,0	36,6	32,1	28,9	21,9	17,7	15,3
15	4	2	2,00	2,00	42,4	33,9	29,1	26,0	19,3	15,5	13,3	44,0	36,5	32,0	28,9	21,9	17,7	15,2
16	8	1	2,00	2,00	40,9	32,7	28,1	25,0	18,6	14,9	12,8	42,4	35,2	30,9	27,8	21,1	17,0	14,7
17	3	3	2,25	2,25	41,8	33,4	28,7	25,6	19,0	15,3	13,1	43,4	36,0	31,6	28,5	21,6	17,4	15,0
18	2	6	3,00	3,00	38,1	30,5	26,2	23,4	17,4	13,9	11,9	39,6	32,9	28,8	26,0	19,7	15,9	13,7
19	3	4	3,00	3,00	39,5	31,5	27,1	24,2	18,0	14,4	12,4	41,0	34,0	29,8	26,9	20,4	16,5	14,2
20	4	3	3,00	3,00	39,6	31,6	27,2	24,2	18,0	14,4	12,4	41,1	34,1	29,9	27,0	20,4	16,5	14,2
21	6	2	3,00	3,00	38,8	31,0	26,7	23,8	17,7	14,2	12,2	40,3	33,5	29,3	26,4	20,0	16,2	13,9
22	2	8	4,00	4,00	36,4	29,1	25,0	22,3	16,5	13,3	11,4	37,7	31,4	27,5	24,8	18,8	15,2	13,1
23	4	4	4,00	4,00	37,3	29,8	25,6	22,8	17,0	13,6	11,7	38,7	32,1	28,1	25,4	19,2	15,5	13,4
24	8	2	4,00	4,00	36,8	29,4	25,3	22,5	16,7	13,4	11,5	38,2	31,7	27,8	25,0	19,0	15,3	13,2
25	3	6	4,50	4,50	35,7	28,5	24,5	21,8	16,2	13,0	11,2	37,0	30,7	26,9	24,3	18,4	14,9	12,8
26	6	3	4,50	4,50	36,0	28,8	24,7	22,1	16,4	13,1	11,3	37,4	31,1	27,2	24,5	18,6	15,0	12,9
27	3	8	6,00	6,00	34,1	27,3	23,5	20,9	15,5	12,5	10,7	35,4	29,4	25,8	23,3	17,6	14,2	12,3
28	4	6	6,00	6,00	33,9	27,1	23,3	20,8	15,4	12,4	10,6	35,2	29,2	25,6	23,1	17,5	14,1	12,2
29	6	4	6,00	6,00	34,1	27,3	23,4	20,9	15,5	12,5	10,7	35,4	29,4	25,8	23,2	17,6	14,2	12,3
30	8	3	6,00	6,00	34,6	27,6	23,8	21,2	15,7	12,6	10,8	35,9	29,8	26,1	23,6	17,8	14,4	12,4
31	4	8	8,00	8,00	32,8	26,2	22,5	20,1	14,9	12,0	10,3	34,0	28,3	24,8	22,3	16,9	13,7	11,8
32	8	4	8,00	8,00	32,7	26,1	22,4	20,0	14,9	11,9	10,2	33,9	28,2	24,7	22,2	16,9	13,6	11,7
33	6	6	9,00	9,00	31,3	25,0	21,5	19,2	14,2	11,4	9,8	32,5	27,0	23,6	21,3	16,1	13,0	11,2
34	6	8	12,00	12,00	30,8	24,6	21,2	18,9	14,0	11,2	9,6	32,0	26,6	23,3	21,0	15,9	12,8	11,1
35	8	6	12,00	12,00	30,2	24,1	20,8	18,5	13,8	11,0	9,5	31,4	26,1	22,8	20,6	15,6	12,6	10,9
36	8	8	16,00	16,00	29,9	23,9	20,5	18,3	13,6	10,9	9,4	31,0	25,7	22,5	20,3	15,4	12,4	10,7

<sup>(1)</sup>Cenários formados pelas combinações de 36 tamanhos ótimos de parcela ( $X_0$ , em m<sup>2</sup>),  $i$  tratamentos ( $i = 5$  e  $10$ ) e  $r$  repetições ( $r = 3, 4, 5, 6, 10, 15$  e  $20$ ). <sup>(2)</sup> Para o cálculo de  $d$ , assumiu-se cada plano de UEB de tamanho ( $X = X_L \times X_C$ , em m<sup>2</sup>) como um tamanho ótimo de parcela ( $X_0$ , em m<sup>2</sup>) passível de ser utilizado em experimentos.  $X_L$ : UEBs adjacentes à linha;  $X_C$ : UEBs adjacentes à coluna.



no DIC, precisões semelhantes (aproximadamente de 39%) podem ser obtidas com o uso de parcelas de 3,00 m<sup>2</sup> e três repetições (9,00 m<sup>2</sup> por tratamento) ou de parcelas de 0,50 m<sup>2</sup> e seis repetições (3,00 m<sup>2</sup> por tratamento). Nesse cenário, portanto, embora o pesquisador possa ter maior dispêndio de mão de obra e mais custos financeiros para a mensuração das variáveis em parcelas de 0,50 m<sup>2</sup>, em razão do maior

número de repetições, a redução da área necessária para o experimento seria um aspecto vantajoso a ser considerado no planejamento experimental. A constatação de que, para uma mesma precisão, parcelas menores e maior número de repetições são mais eficientes no aproveitamento da área experimental foi discutida em pesquisas de Alves & Seraphin (2004), Oliveira et al. (2005), Lorentz et al.

**Tabela 5.** Diferença mínima significativa (d), pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade, entre as médias de 15 ou 20 tratamentos, expressas em percentagem da média do experimento, em 504 cenários<sup>(1)</sup> de avaliação da massa de matéria fresca de nabo-forrageiro (*Raphanus sativus* L.), em delineamento de blocos ao acaso<sup>(2)</sup>.

Plano	X <sub>L</sub>	X <sub>C</sub>	X (m <sup>2</sup> )	X <sub>0</sub> (m <sup>2</sup> )	15 tratamentos							20 tratamentos						
					3	4	5	6	10	15	20	3	4	5	6	10	15	20
1	1	1	0,25	0,25	75,5	63,5	56,0	50,6	38,6	31,3	27,0	77,4	65,5	57,9	52,5	40,2	32,6	28,2
2	1	2	0,50	0,50	62,5	52,6	46,3	41,9	32,0	25,9	22,4	64,1	54,3	48,0	43,5	33,3	27,0	23,3
3	2	1	0,50	0,50	61,2	51,5	45,4	41,1	31,3	25,4	21,9	62,8	53,1	47,0	42,6	32,6	26,4	22,8
4	1	3	0,75	0,75	56,5	47,5	41,9	37,9	28,9	23,4	20,2	57,9	49,0	43,3	39,3	30,1	24,4	21,1
5	3	1	0,75	0,75	55,3	46,5	41,0	37,1	28,3	22,9	19,8	56,8	48,0	42,5	38,5	29,4	23,9	20,6
6	1	4	1,00	1,00	52,7	44,3	39,0	35,3	26,9	21,8	18,8	54,0	45,7	40,4	36,6	28,0	22,7	19,6
7	2	2	1,00	1,00	53,1	44,6	39,3	35,6	27,1	22,0	19,0	54,4	46,1	40,7	36,9	28,2	22,9	19,8
8	4	1	1,00	1,00	51,4	43,3	38,1	34,5	26,3	21,3	18,4	52,7	44,6	39,5	35,8	27,4	22,2	19,2
9	1	6	1,50	1,50	46,9	39,4	34,7	31,4	24,0	19,4	16,8	48,1	40,7	36,0	32,6	24,9	20,2	17,5
10	2	3	1,50	1,50	48,9	41,2	36,3	32,8	25,0	20,3	17,5	50,2	42,5	37,5	34,0	26,0	21,1	18,3
11	3	2	1,50	1,50	48,4	40,7	35,9	32,5	24,8	20,1	17,3	49,7	42,0	37,2	33,7	25,8	20,9	18,1
12	6	1	1,50	1,50	46,5	39,1	34,5	31,2	23,8	19,3	16,6	47,7	40,3	35,7	32,3	24,7	20,1	17,3
13	1	8	2,00	2,00	44,7	37,6	33,2	30,0	22,9	18,5	16,0	45,9	38,8	34,3	31,1	23,8	19,3	16,7
14	2	4	2,00	2,00	45,5	38,3	33,7	30,5	23,3	18,9	16,3	46,7	39,5	34,9	31,7	24,2	19,7	17,0
15	4	2	2,00	2,00	45,5	38,2	33,7	30,5	23,2	18,8	16,3	46,6	39,5	34,9	31,6	24,2	19,6	17,0
16	8	1	2,00	2,00	43,8	36,9	32,5	29,4	22,4	18,2	15,7	45,0	38,1	33,6	30,5	23,3	18,9	16,4
17	3	3	2,25	2,25	44,9	37,7	33,2	30,1	22,9	18,6	16,0	46,0	38,9	34,4	31,2	23,9	19,4	16,7
18	2	6	3,00	3,00	40,9	34,4	30,3	27,4	20,9	17,0	14,6	42,0	35,5	31,4	28,5	21,8	17,7	15,3
19	3	4	3,00	3,00	42,4	35,6	31,4	28,4	21,7	17,6	15,2	43,4	36,8	32,5	29,5	22,5	18,3	15,8
20	4	3	3,00	3,00	42,5	35,7	31,5	28,5	21,7	17,6	15,2	43,6	36,9	32,6	29,5	22,6	18,3	15,8
21	6	2	3,00	3,00	41,6	35,0	30,9	27,9	21,3	17,3	14,9	42,7	36,1	31,9	29,0	22,1	18,0	15,5
22	2	8	4,00	4,00	39,0	32,8	28,9	26,2	19,9	16,2	14,0	40,0	33,9	29,9	27,1	20,8	16,9	14,6
23	4	4	4,00	4,00	40,0	33,6	29,6	26,8	20,4	16,6	14,3	41,0	34,7	30,7	27,8	21,3	17,3	14,9
24	8	2	4,00	4,00	39,4	33,2	29,2	26,5	20,2	16,4	14,1	40,5	34,2	30,3	27,4	21,0	17,0	14,7
25	3	6	4,50	4,50	38,3	32,2	28,4	25,7	19,6	15,9	13,7	39,2	33,2	29,4	26,6	20,4	16,5	14,3
26	6	3	4,50	4,50	38,7	32,5	28,7	25,9	19,8	16,0	13,8	39,6	33,5	29,7	26,9	20,6	16,7	14,4
27	3	8	6,00	6,00	36,6	30,8	27,2	24,6	18,7	15,2	13,1	37,6	31,8	28,1	25,5	19,5	15,8	13,7
28	4	6	6,00	6,00	36,4	30,6	27,0	24,4	18,6	15,1	13,0	37,3	31,6	27,9	25,3	19,4	15,7	13,6
29	6	4	6,00	6,00	36,6	30,8	27,1	24,6	18,7	15,2	13,1	37,6	31,8	28,1	25,5	19,5	15,8	13,7
30	8	3	6,00	6,00	37,1	31,2	27,5	24,9	19,0	15,4	13,3	38,1	32,2	28,5	25,8	19,7	16,0	13,8
31	4	8	8,00	8,00	35,2	29,6	26,1	23,6	18,0	14,6	12,6	36,1	30,5	27,0	24,5	18,7	15,2	13,1
32	8	4	8,00	8,00	35,0	29,5	26,0	23,5	17,9	14,5	12,5	35,9	30,4	26,9	24,4	18,6	15,1	13,1
33	6	6	9,00	9,00	33,6	28,2	24,9	22,5	17,2	13,9	12,0	34,4	29,1	25,8	23,4	17,9	14,5	12,5
34	6	8	12,00	12,00	33,0	27,8	24,5	22,2	16,9	13,7	11,8	33,9	28,7	25,4	23,0	17,6	14,3	12,3
35	8	6	12,00	12,00	32,4	27,3	24,0	21,7	16,6	13,4	11,6	33,3	28,1	24,9	22,6	17,2	14,0	12,1
36	8	8	16,00	16,00	32,0	26,9	23,7	21,5	16,4	13,3	11,5	32,8	27,8	24,6	22,3	17,0	13,8	11,9

<sup>(1)</sup>Cenários formados pelas combinações de 36 tamanhos ótimos de parcela (X<sub>0</sub>, em m<sup>2</sup>), i tratamentos (i = 15 e 20) e r repetições (r = 3, 4, 5, 6, 10, 15 e 20). <sup>(2)</sup>Para o cálculo de d, assumiu-se cada plano de UEB de tamanho (X=X<sub>L</sub>×X<sub>C</sub>, em m<sup>2</sup>) como um tamanho ótimo de parcela (X<sub>0</sub>, em m<sup>2</sup>) passível de ser utilizado em experimentos. X<sub>L</sub>: UEBs adjacentes à linha; X<sub>C</sub>: UEBs adjacentes à coluna.

(2010), Storck et al. (2011), Cargnelutti Filho et al. (2014a) e Cargnelutti Filho et al. (2014b).

A vantagem do uso de parcelas de menor tamanho é maior em áreas experimentais mais homogêneas, uma vez que, conforme Lin & Binns (1986), se o índice de heterogeneidade é baixo (próximo de zero), os experimentos devem ser estruturados com parcelas menores e com maior número de repetições. Na prática, os resultados do presente estudo possibilitam ao pesquisador escolher a combinação de tamanho de parcela e número de repetições que satisfaça à necessidade do número de tratamentos e precisão requerida que melhor se ajuste à área experimental disponível. Além disso, o trabalho oferece estimativas de variância e média que podem ser utilizadas para simular planejamentos experimentais com números de tratamentos e de repetições não contemplados neste estudo.

### Conclusões

1. Para a avaliação da massa de matéria fresca de nabo-forrageiro (*Raphanus sativus*), a estimativa do tamanho ótimo de parcela depende do tamanho da unidade experimental básica.

2. Em ensaios de uniformidade com nabo-forrageiro, a massa de matéria fresca deve ser avaliada em unidades experimentais básicas com o menor tamanho possível.

### 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 aos alunos bolsistas e voluntários, pelo auxílio na coleta de dados.

### Referências

ALVES, S.M. de F.; SERAPHIN, J.C. Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho de parcela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.39, p.105-111, 2004. DOI: 10.1590/S0100-204X2004000200002.

CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L.; TOEBE, M.; BURIN, C.; ALVES, B.M.; FACCO, G.; NEU, I.M.M. Precisão experimental relacionada a tamanhos de parcelas, números de tratamentos e repetições em nabo forrageiro. **Pesquisa**

**Agropecuária Brasileira**, v.49, p.428-439, 2014a. DOI: 10.1590/S0100-204X2013000700007.

CARGNELUTTI FILHO, A.; TOEBE, M.; BURIN, C.; CASAROTTO, G.; ALVES, B.M. Planejamentos experimentais em nabo forrageiro semeado a lanço e em linha. **Bioscience Journal**, v.30, p.677-686, 2014b.

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.

CARNEIRO, M.A.C.; CORDEIRO, M.A.S.; ASSIS, P.C.R.; MORAES, E.S.; PEREIRA, H.S.; PAULINO, H.B.; SOUZA, E.D. de. Produção de fitomassa de diferentes espécies de cobertura e suas alterações na atividade microbiana de solo de cerrado. **Bragantia**, v.67, p.455-462, 2008. DOI: 10.1590/S0006-87052008000200021.

DERPSCH, R.; CALEGARI, A. **Plantas para adubação verde de inverno**. 2.ed. Londrina: Iapar, 1992. 80p. (Iapar. Circular, 73).

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).

HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, v.53, p.279-280, 1961. DOI: 10.2134/agronj1961.00021962005300040025x.

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

LIN, C.S.; BINNS, M.R. Relative efficiency of two randomized block designs having different plot sizes and numbers of replications and of plots per block. **Agronomy Journal**, v.78, p.531-534, 1986. DOI: 10.2134/agronj1986.00021962007800030029x.

LORENTZ, L.H.; BOLIGON, A.A.; STORCK, L.; LÚCIO, A.D. Plot size and experimental precision for sunflower production. **Scientia Agricola**, v.67, p.408-413, 2010. DOI: 10.1590/S0103-90162010000400005.

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.

MEIER, V.D.; LESSMAN, K.J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. **Crop Science**, v.11, p.648-650, 1971. DOI: 10.2135/cropsci1971.0011183X001100050013x.

OLIVEIRA, S.J.R. de; STORCK, L.; LOPES, S.J.; LÚCIO, A.D.; FEIJÓ, S.; DAMO, H.P. Plot size and experimental unit relationship in exploratory experiments. **Scientia Agricola**, v.62, p.585-589, 2005. DOI: 10.1590/S0103-90162005000600012.

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.

RAMALHO, M.A.P.; FERREIRA, D.F.; OLIVEIRA, A.C. de. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: Ed. da 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.

SILVA, A.A. da; SILVA, P.R.F. da; SUHRE, E.; ARGENTA, G.; STRIEDER, M.L.; RAMBO, L. Sistemas de coberturas de solo no inverno e seus efeitos sobre o rendimento de grãos do milho em sucessão. **Ciência Rural**, v.37, p.928-935, 2007. DOI: 10.1590/S0103-84782007000400002.

STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H.; DICKEY, D.A. **Principles and procedures of statistics**: a biometrical approach. 3<sup>rd</sup> ed. New York: McGraw-Hill, 1997. 666p.

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

THE R FOUNDATION. **R**: The R Project for Statistical Computing. Vienna: The R Foundation, 2014.

VIOLA, R.; BENIN, G.; CASSOL, L.C.; PINNOW, C.; FLORES, M.F.; BORNHOFEN, E. Adubação verde e nitrogenada na cultura do trigo em plantio direto. **Bragantia**, v.72, p.90-100, 2013. DOI: 10.1590/S0006-87052013005000013.

---

Recebido em 14 de março de 2015 e aprovado em 17 de junho de 2015