

## Tamanho de parcelas em experimentos com trigo irrigado sob plantio direto e convencional

Diolino Henriques Neto<sup>(1)</sup>, Tocio Sedyama<sup>(2)</sup>, Moacil Alves de Souza<sup>(2)</sup>, Paulo Roberto Cecon<sup>(2)</sup>, Celso Hideto Yamanaka<sup>(3)</sup>, Maria Aparecida Nogueira Sedyama<sup>(4)</sup> e Anselmo Eloy Silveira Viana<sup>(5)</sup>

<sup>(1)</sup>Rua 7 de setembro, nº 60, CEP 63680-000 Parambu, CE. E-mail: henriquesneto@bol.com.br <sup>(2)</sup>Universidade Federal de Viçosa, Av. P.H. Rolfs, s/nº, CEP 36571-000 Viçosa, MG. E-mail: tcyama@ufv.br, moacil@ufv.br, cecon@dpi.ufv.br <sup>(3)</sup>Cooperativa Agrícola de São Gotardo, Caixa Postal 37, CEP 38800-000 São Gotardo, MG. E-mail: celso@coopadap.com.br <sup>(4)</sup>EPAMIG, Caixa Postal 216, CEP 36571-000 Viçosa, MG. E-mail: marians@mail.ufv.br <sup>(5)</sup>Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia, Caixa Postal 95, CEP 35100-000 Vitória da Conquista, BA. E-mail: aviana@uesb.br

**Resumo** – O objetivo deste trabalho foi estimar o tamanho da parcela para avaliação da produtividade de grãos de trigo, sob condições irrigadas, em sistema de plantio direto e convencional. Cada experimento foi formado por 30 fileiras de 30 m de comprimento, no espaçamento de 20 cm e densidade de 380 sementes/m<sup>2</sup>. A colheita foi efetuada em unidades básicas (ub) de 1,0 m de fileira (0,2 m<sup>2</sup>), colhendo-se os 12 m centrais das 24 fileiras centrais, totalizando 288 ub. O tamanho da parcela foi estimado pelos métodos da máxima curvatura, máxima curvatura modificada, comparação de variâncias e método de Hatheway. Os tamanhos de parcela apresentaram grande variação em razão do método utilizado na sua estimativa. Parcelas menores, com maior número de repetições, foram mais eficientes no uso da área experimental do que parcelas maiores com menor número de repetições. Parcelas com tamanho variando entre 1,6 e 2,4 m<sup>2</sup> de área útil possibilitaram adequada avaliação da produtividade de grãos nas diferentes condições estudadas.

**Termos para indexação:** *Triticum aestivum*, experimento de uniformidade, estimativa de parcela de campo, índices de variabilidade.

### Plot size in experiments with wheat irrigated under no-tillage and conventional tillage

**Abstract** – The objective of this work was to estimate plot size for evaluation of the grain yields of wheat, under irrigated conditions, in no-tillage system and conventional tillage. Each experiment was formed by 30 rows of 30 m of length, with spacing of 20 cm among rows and density of 380 seeds/m<sup>2</sup>. The harvest was made in basic units (bu) of a row meter (0.2 m<sup>2</sup>), being harvested, in each assay, the central 12-meter of the 24 central rows, totaling 288 bu. The plot size was estimated using the methods of maximum curvature, modified maximum curvature, comparison of variances and method of Hatheway. The plot sizes presented great variation because of the method used in its estimation. Smaller plots, with larger number of replications, were more efficient in the use of the experimental area than larger plots with smaller number of replications. Plots size varying between 1.6 and 2.4 m<sup>2</sup> of useful area promoted appropriate evaluation of the grain yields in the different studied conditions.

**Index terms:** *Triticum aestivum*, uniformity trial, field plot estimate, variability indexes.

### Introdução

A determinação do tamanho adequado da unidade experimental é um dos principais problemas com o qual se depara o pesquisador no planejamento e implantação de experimentos de campo. Entre os vários fatores que devem ser considerados na fixação do tamanho da parcela, destaca-se a precisão experimental, pois, independentemente do objetivo da pesquisa, o pesquisador está interessado na obtenção de diferenças estatísticas entre os tratamentos, o que depende, essencialmente, da precisão com que os dados são obtidos.

A recomendação mais freqüente em relação ao tamanho e forma de parcelas experimentais indica o uso de parcelas retangulares e pequenas, em detrimento das parcelas quadradas e grandes (Bakke, 1988). No entanto, o tamanho adequado da unidade experimental depende da natureza dos tratamentos, disponibilidade de área e recursos, além dos aspectos referentes ao grau de precisão estatística requerida para os testes e estimações a serem efetuados (Chaves, 1985).

Diversos autores têm ressaltado a influência do tamanho das parcelas na precisão dos experimentos (Hatheway, 1961; Le Clerg, 1967; Steel et al., 1997),

mostrando a existência de relação inversa entre o tamanho da parcela e o erro experimental (Vallejo & Mendoza, 1992; Zhang et al., 1994; Ortiz, 1995).

A literatura sobre tamanho de parcelas em experimentos agrícolas é relativamente extensa. Investigações a esse respeito têm sido conduzidas, no Brasil, em diversas culturas: soja (Silva, 1972), girassol (Campos, 1972), milho (Chaves, 1985; Silva et al., 1987), feijão-comum (Bertolucci et al., 1991), feijão-caupi (Ribeiro et al., 1984), mandioca (Viana et al., 2002) e batata (Oliveira & Estefanel, 1995). Entretanto, a despeito dos trabalhos pioneiros terem sido realizados com a cultura do trigo (Wiebe, 1935; Smith, 1938), não se encontrou qualquer referência sobre o assunto em relação a esta espécie. Além disso, conforme ressaltam Oliveira & Estefanel (1995), o tamanho da unidade experimental não pode ser generalizado, pois varia com o solo e com a cultura, necessitando ser determinado para cada cultura e condições edafoclimáticas.

O objetivo deste trabalho foi estimar o tamanho da parcela para avaliação da produtividade de grãos de trigo sob condições irrigadas, em sistema de plantio direto e convencional.

### Material e Métodos

Quatro experimentos de uniformidade foram realizados no período de maio a setembro de 2002, em área experimental da Cooperativa Agrícola de São Gotardo (Coopadap), localizada no Município de São Gotardo, MG. Os experimentos 1 e 2 foram implantados no sistema de plantio convencional (PC) e os demais (3 e 4) no sistema plantio direto (PD); todos conduzidos sob irrigação por pivô central. Durante o período experimental, a temperatura média foi de 19,5°C e a precipitação total de 78,8 mm. Utilizaram-se as cultivares IAC 289 e BRS 207, em ambos os sistemas de semeadura, realizada mecanicamente no espaçamento de 20 cm entre fileiras e densidade de 380 sementes por metro quadrado, efetuando-se adubação simultânea com 350 kg/ha do formulado 8-28-16.

A cultura foi conduzida de acordo com as recomendações da Reunião da Comissão Centro Brasileira de Pesquisa de Trigo (2001), para a safra 2001 e 2002, buscando-se o máximo de uniformidade em todas as operações realizadas.

Os experimentos foram configurados na mesma estrutura, ocupando uma área total de 180 m<sup>2</sup>, formada por 30 fileiras de 30 m de comprimento. Em cada en-

saio foram colhidos os 12 m centrais de cada uma das 24 fileiras centrais, perfazendo área útil de 57,6 m<sup>2</sup>, a qual foi colhida manualmente, em segmentos de 1,0 m de fileira (unidade básica = 0,2 m<sup>2</sup>), obtendo-se o total de 288 unidades básicas (ub) por ensaio. As espigas de cada unidade básica foram trilhadas e a produtividade de grãos foi registrada em gramas.

A produtividade de grãos de unidades básicas adjacentes foi combinada para formar os tamanhos de parcela avaliados, os quais variaram desde a parcela unitária até 96 ub. Na escolha dos tamanhos das parcelas, consideraram-se apenas os agrupamentos de unidades básicas que originaram tamanhos capazes de utilizar cem por cento da área experimental.

A análise estatística dos dados foi realizada de acordo com o critério de classificação hierárquica proposto por Hatheway & Williams (1958), simulando experimento em parcelas subsubsubdivididas (Vallejo & Mendoza, 1992). As variâncias para cada tamanho de parcela foram, em seguida, corrigidas e reduzidas em relação à menor unidade de classificação.

As estimativas de tamanho de parcela, quanto à produtividade de grãos, foram determinadas pelos métodos da máxima curvatura, da máxima curvatura modificada, da comparação de variâncias e de Hatheway.

No método da máxima curvatura, calcularam-se, inicialmente, os coeficientes de variação (CV) dos dados de produtividade de grãos, quanto aos tamanhos de parcelas préestabelecidos. Os valores dos CV foram plotados contra seus respectivos tamanhos de parcela num sistema de eixos coordenados, obtendo-se uma curva que representa a relação entre estas variáveis.

Pelo método original, essa curva seria traçada à mão livre e o ponto de máxima curvatura localizado por inspeção visual (Federer, 1963). Todavia, neste trabalho adotou-se o procedimento empregado por Ortiz (1995) e Viana et al. (2002), utilizando-se instrumento computacional (Microsoft Excel) na construção dos gráficos e obtenção das curvas mediante união dos pontos coordenados por meio de segmentos de reta.

O tamanho adequado da unidade experimental foi considerado como sendo o valor da abscissa correspondente ao ponto sobre a curva onde ocorre a maior taxa de mudança do CV em resposta ao incremento de tamanho da parcela (Le Clerg, 1967).

O método da máxima curvatura modificado foi proposto por Lessman & Atkins (1963) e consta, apenas, de um aperfeiçoamento do método anterior que consiste em se determinar algebricamente o ponto no qual a

curvatura é máxima na curva que relaciona coeficiente de variação com tamanho de parcela.

Essa relação entre CV e tamanho de parcela, segundo Meier & Lessman (1971), pode ser estimada pela equação geral  $y = a/X^b$ , em que y representa o índice de variabilidade e X o correspondente tamanho da parcela em unidades básicas.

No presente trabalho utilizou-se a função  $CV = aX^b$ , para a qual o valor correspondente ao ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ) foi estimado pela fórmula de Meier & Lessman (1971), adotando-se o simétrico de “b” no procedimento de cálculo (Chaves, 1985):

$$X_{MC} = \left[ \frac{a^2 b^2 (2b+1)}{(b+2)} \right]^{\frac{1}{(2b+2)}}$$

em que  $X_{MC}$  é o valor da abscissa correspondente ao ponto de máxima curvatura; a é a constante da regressão e b é o coeficiente de regressão.

No método da comparação de variâncias, os tamanhos de parcela avaliados dependem do critério de classificação adotado na análise dos dados. A classificação hierárquica utilizada possibilitou a obtenção de seis tamanhos de parcelas, formadas por 1, 3, 6, 12, 24 e 96 ub. Assim, as estimativas de variâncias originais obtidas para estes tamanhos de parcelas foram corrigidas e reduzidas em relação à menor unidade de classificação (Vallejo & Mendoza, 1992), em ordem hierárquica.

Consecutivos testes de Bartlett (Nunes, 1998) foram aplicados às variâncias corrigidas e reduzidas, excluindo-se em cada etapa a menor parcela com variância estatisticamente diferente. Este procedimento perdurou até obter-se um grupo de tamanhos de parcelas com variâncias estatisticamente similares, inferindo-se que o menor tamanho de parcela deste grupo representa o tamanho apropriado (Vallejo & Mendoza, 1992; Ortiz, 1995).

Hatheway (1961) desenvolveu seu próprio método de determinação do tamanho conveniente de parcela por meio da seguinte fórmula:

$$X^b = \frac{2(t_1+t_2)^2 CV^2}{rd^2}$$

em que X é o tamanho da parcela em unidades básicas; b é o coeficiente ou índice de heterogeneidade do solo;  $t_1$  é o valor crítico da distribuição t de Student a  $\alpha_1$  de probabilidade;  $t_2$  é o valor crítico da distribuição t de Student a  $\alpha_2 = 2(1 - P)$ , em que P é a probabilidade selecionada de se obter um resultado significativo; CV é o coeficiente de variação (%), selecionado a partir de

experimentos anteriores; r é o número de repetições; d é a diferença a ser detectada medida em porcentagem da média.

Na estimativa do tamanho de parcela por este método, adotou-se o nível de precisão de  $\alpha_1 = 0,05$  e  $P = 0,80$ , para diversas combinações de número de repetições (3, 4 e 5), número de tratamentos (6, 9, 12 e 15), coeficientes de variação (8, 12, 16, 20 e 24%) e diferença a ser detectada entre médias de tratamentos de 15, 20 e 25%; sempre para o caso de experimentos em delineamento de blocos completos casualizados.

O método de Hatheway (1961) possibilita a estimativa da verdadeira diferença (d) detectável entre médias de tratamentos, a qual pode ser obtida isolando-se essa variável na fórmula de determinação do tamanho conveniente de parcela.

Diante dessa possibilidade, estimaram-se valores de d considerando-se tamanhos de parcela variando de 1 a 40 unidades básicas (0,2 a 8,0 m<sup>2</sup>), sempre no caso de experimentos com nove tratamentos e três, quatro ou cinco repetições, em delineamento de blocos casualizados, adotando-se os mesmos níveis de precisão utilizados na estimativa do tamanho de parcela.

A estimativa do índice de heterogeneidade do solo (b) foi obtida mediante o ajuste de equação de regressão linear entre o logaritmo da variância da produtividade média de cada tamanho de parcela e o logaritmo do respectivo tamanho da parcela, expresso em unidades básicas. Segundo Smith (1938), na equação de regressão entre estas variáveis, o coeficiente angular (b) indica a associação entre parcelas ou unidades básicas adjacentes e representa uma medida da variabilidade ou heterogeneidade do solo.

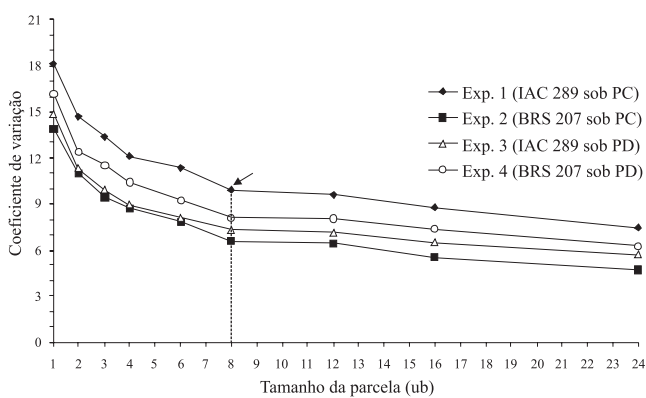
## Resultados e Discussão

Os valores de coeficiente de variação (CV) variaram de 7,46 a 18,11%; 4,74 a 13,89%; 5,66 a 14,85%; 6,25 a 16,16% nos experimentos 1, 2, 3 e 4, respectivamente (Figura 1). Coeficientes de variação desta magnitude estão dentro dos limites observados nos trabalhos que avaliam a produtividade de grãos em ensaios de competição de cultivares de trigo.

A representação gráfica da relação entre CV e tamanho de parcela revelou que o ponto de máxima curvatura, em todos os experimentos, situa-se na região da curva correspondente a 8 ub (1,6 m<sup>2</sup>), indicando que esse é o tamanho adequado da unidade experimental na avaliação da produtividade de grãos, nas diferentes condições experimentais (Figura 1).

Os valores de CV, considerando um mesmo tamanho de parcela, apresentaram pequena variabilidade em função dos sistemas de plantio, com os valores extremos sendo observados nos experimentos sob plantio convencional (1 e 2), ao passo que os ensaios sob plantio direto (3 e 4) apresentaram valores intermediários (Figura 1). No entanto, o comportamento do coeficiente de variação em resposta aos incrementos no tamanho da parcela foi semelhante em todos os ensaios. Isso resultou na estimativa de igual tamanho de parcela nas diferentes condições experimentais, evidenciando que o tamanho da parcela estimado por esse método não depende da magnitude dos valores de CV, mas do comportamento desse índice em resposta aos aumentos no tamanho da unidade experimental.

Em todos os experimentos, o maior valor de CV foi observado no menor tamanho de parcela (parcela unitária), verificando-se redução contínua desse coeficiente com o aumento do tamanho da unidade experimental, porém com taxas diferenciadas de decréscimo (Figura 1). O ganho em precisão, ou seja, redução do CV é expressivo quando se tem parcela pequena, mas depois que esta atinge tamanho satisfatório, pouco se ganha com o incremento de mais área à parcela. Parodi & Nebreda (1997), avaliando 25 genótipos de trigo em cinco diferentes tamanhos de parcelas, também encontraram que a variância decresceu com o aumento do tamanho da parcela, mas logo que se atingiu tamanho ótimo, o ganho em precisão reduziu-se rapidamente com incrementos adicionais de superfície.



**Figura 1.** Relação entre coeficiente de variação da produtividade média de grãos em trigo irrigado e tamanho de parcela em unidades básicas (ub). A seta indica o ponto de máxima curvatura.

Os tamanhos apropriados de parcelas ( $X_{MC}$ ) foram de 2,87 e 2,63 ub (0,57 e 0,53 m<sup>2</sup>) nos experimentos 1 e 2, sob PC; e de 2,26 e 2,58 ub (0,45 e 0,52 m<sup>2</sup>) nos experimentos 3 e 4, sob PD (Figura 2). Os coeficientes de determinação ( $r^2$ ) variaram de 0,97 a 0,98, revelando bom ajuste e, conseqüentemente, elevada confiabilidade nas estimativas do tamanho de parcela.

Embora seja baseado no mesmo princípio do método anterior, o método modificado estabelece uma equação de regressão para explicar a relação entre CV e tamanho de parcela, possibilitando a obtenção de tamanhos diferentes daqueles preestabelecidos, além de fornecer resultados mais precisos (Viana et al., 2002).

Na região imediatamente superior ao ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ), ainda ocorre redução nos valores de CV com o aumento de tamanho da parcela (Figura 2). Neste caso, conforme Chaves (1985), o valor da abscissa no ponto de máxima curvatura deve ser interpretado como o limite mínimo de tamanho da parcela, e não como tamanho ótimo.

As variâncias da produtividade média de grãos decresceram continuamente com o aumento de tamanho da parcela, confirmando a existência de relação inversa entre estas variáveis (Tabela 1). Resultados semelhantes foram obtidos por Vallejo & Mendoza (1992), Zhang et al. (1994), Ortiz (1995) e Viana et al. (2002).

Pelo teste de homogeneidade de variâncias, constatou-se que os tamanhos de parcela variando de 12 a 96 ub, nos experimentos 1 e 2, sob PC, apresentaram variâncias estatisticamente iguais. Neste caso, considerou-se a parcela formada por 12 ub (2,4 m<sup>2</sup>) como o tamanho adequado no estudo da produtividade de grãos nestes ensaios, uma vez que as variâncias não foram reduzidas significativamente quando parcelas de maior tamanho foram usadas. Adotando-se o mesmo procedimento, obteve-se a parcela de 24 ub (4,8 m<sup>2</sup>) como o melhor tamanho no caso dos experimentos 3 e 4, sob plantio direto (Tabela 1).

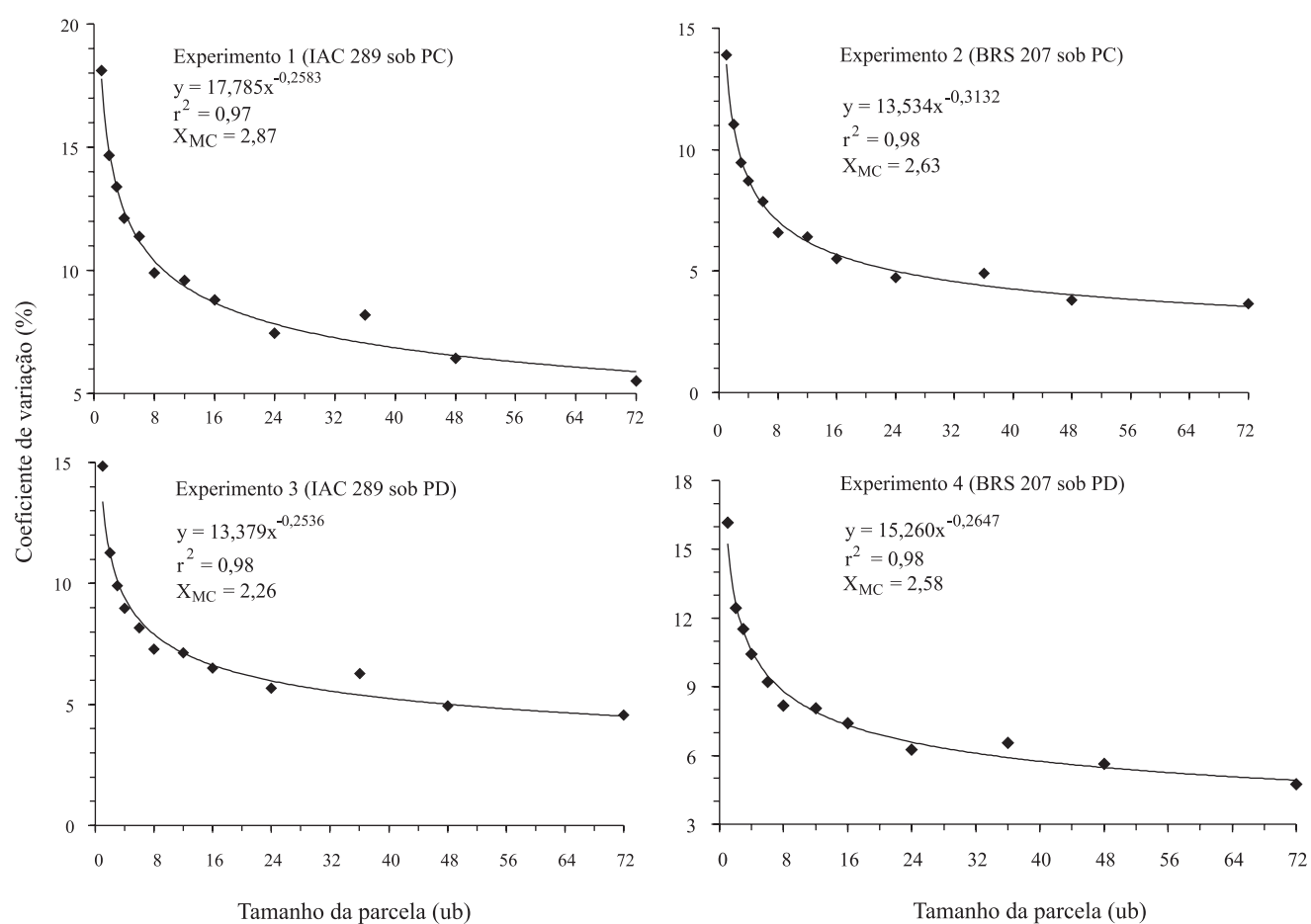
Embora resultados de trabalhos na área de solos confirmem a existência de maior variabilidade no sistema plantio direto em relação ao convencional (Souza et al., 1998; Schlindwein & Anghinoni, 2000), o que indica a necessidade de maior tamanho de parcela no sistema PD, acredita-se que isso não justifica a exigência de parcela duas vezes maior no sistema plantio direto. Os resultados deste trabalho devem-se, em grande parte, a limitações do próprio método que, em razão do critério de subdivisão hierárquica, não permite aumento gradual no tamanho das parcelas avaliadas nem amplo

número de opções de tamanho. Desse modo, a ausência de tamanhos entre 12 e 24 ub deve ter contribuído para a grande discrepância nos tamanhos de parcela estimados para os dois sistemas de plantio.

Na utilização do método de Hatheway, é necessário o conhecimento do índice de heterogeneidade do solo ( $b$ ), o qual varia entre zero e um. Quando  $b$  é igual a um, tem-se um ambiente com extrema heterogeneidade, sem correlação entre parcelas adjacentes. Valor de  $b$  próximo de zero indica área bastante uniforme, com elevada correlação entre parcelas. Neste trabalho obteve-se valores de  $b$  iguais a 0,4895, 0,6355, 0,4475 e 0,4942 em relação aos experimentos 1, 2, 3 e 4, respectivamente. Isto indica que os ensaios foram conduzidos em áreas com variabilidade intermediária. Diante destes resultados, e considerando que os ensaios foram realizados em áreas contíguas, utilizou-se um valor médio de  $b$  em cada sistema de plantio, obtendo-se assim estimativas de tamanho de parcelas para cada sistema de plantio.

Pelo método de Hatheway não se tem a estimativa de tamanho ótimo de parcela para dada condição experimental, mas sim diversos tamanhos opcionais, entre os quais o pesquisador poderá escolher aquele que melhor lhe convier. Em ambos os sistemas de cultivo, o CV foi o fator que mais influenciou o tamanho da parcela, ocorrendo grandes incrementos em resposta aos aumentos no valor do CV, mantidos constantes  $d$ ,  $t$  e  $r$  (Tabelas 2 e 3). Os tamanhos de parcelas estimados foram bem maiores para uma mesma combinação de  $d$ ,  $t$  e  $r$  nos ensaios sob PD (Tabela 3), cuja diferença se acentua com o aumento nos valores de CV adotados.

Ocorreram reduções acentuadas nos tamanhos de parcela com o aumento do número de repetições, mantidos constantes  $d$ ,  $t$  e CV (Tabelas 2 e 3), confirmando o marcante efeito deste fator na precisão experimental (Le Clerg, 1967; Petersen, 1994). O tamanho da parcela também decresce, à medida que se admite uma menor precisão experimental, mantendo-se fixos os valo-



**Figura 2.** Relação entre coeficiente de variação e tamanho de parcela, em unidades básicas (ub), e valor da abscissa no ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ) em relação à produtividade média de grãos em trigo irrigado.

**Tabela 1.** Estimativas das variâncias da produtividade média de grãos, em trigo irrigado, nos diferentes tamanhos de parcela, expressos em unidades básicas (ub)<sup>(1)</sup>.

| Tamanho da parcela (ub) | Variâncias corrigidas e reduzidas |                                   |                                   |                                   |
|-------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
|                         | Experimento 1<br>(IAC 289 sob PC) | Experimento 2<br>(BRS 207 sob PC) | Experimento 3<br>(IAC 289 sob PD) | Experimento 4<br>(BRS 207 sob PD) |
| 1                       | 186,9466a                         | 138,6418a                         | 171,1160a                         | 281,2930a                         |
| 3                       | 88,0868b                          | 54,6120b                          | 61,4750b                          | 100,2971b                         |
| 6                       | 49,2610c                          | 30,1505c                          | 42,1534c                          | 58,4723c                          |
| 12                      | 22,4546d                          | 12,1684d                          | 24,9929d                          | 41,2545d                          |
| 24                      | 6,9800d                           | 7,5666d                           | 2,5578e                           | 10,4944e                          |
| 96                      | 6,3868d                           | 4,5049d                           | 0,1735e                           | 5,6450e                           |

<sup>(1)</sup>Valores seguidos de mesma letra, na coluna, não diferem entre si a 5% de probabilidade pelo teste de Bartlett.

res de CV, t e r. Por sua vez, constata-se que o tamanho da parcela altera-se pouco com a variação no número de tratamentos, indicando menor influência deste fator no tamanho da unidade experimental (Silva, 1972; Silva et al., 1987).

Os valores das estimativas da diferença (d) detectável entre médias de tratamentos revelaram ganhos em precisão experimental ou seja, redução de d com aumentos no tamanho de parcelas pequenas, porém, após se atingir um certo limiar de tamanho satisfatório, o aumento de precisão torna-se insignificante com incrementos

**Tabela 2.** Tamanho de parcela, em unidades básicas, na avaliação da produtividade de grãos em trigo irrigado, nas diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença porcentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) dos experimentos conduzidos sob plantio convencional.

| d  | CV (%) | r = 3  |        |        |        | r = 4 |       |        |        | r = 5 |       |        |        |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|
|    |        | t = 6  | t = 9  | t = 12 | t = 15 | t = 6 | t = 9 | t = 12 | t = 15 | t = 6 | t = 9 | t = 12 | t = 15 |
| 15 | 8      | 2,93   | 2,54   | 2,38   | 2,30   | 1,55  | 1,41  | 1,36   | 1,32   | 0,98  | 0,91  | 0,89   | 0,87   |
|    | 12     | 12,39  | 10,75  | 10,08  | 9,73   | 6,54  | 5,97  | 5,74   | 5,60   | 4,13  | 3,87  | 3,75   | 3,69   |
|    | 16     | 34,47  | 29,89  | 28,05  | 27,07  | 18,18 | 16,59 | 15,96  | 15,59  | 11,50 | 10,76 | 10,44  | 10,26  |
|    | 20     | 76,22  | 66,10  | 62,02  | 59,86  | 40,20 | 36,69 | 35,28  | 34,46  | 25,43 | 23,79 | 23,09  | 22,69  |
|    | 24     | 145,76 | 126,41 | 118,61 | 114,49 | 76,88 | 70,17 | 67,47  | 65,91  | 48,64 | 45,49 | 44,16  | 43,40  |
| 20 | 8      | 1,05   | 0,91   | 0,86   | 0,83   | 0,56  | 0,51  | 0,49   | 0,48   | 0,35  | 0,33  | 0,32   | 0,31   |
|    | 12     | 4,45   | 3,86   | 3,62   | 3,50   | 2,35  | 2,14  | 2,06   | 2,01   | 1,49  | 1,39  | 1,35   | 1,33   |
|    | 16     | 12,39  | 10,75  | 10,08  | 9,73   | 6,54  | 5,97  | 5,74   | 5,60   | 4,13  | 3,87  | 3,75   | 3,69   |
|    | 20     | 27,40  | 23,76  | 22,30  | 21,52  | 14,45 | 13,19 | 12,68  | 12,39  | 9,14  | 8,55  | 8,30   | 8,16   |
|    | 24     | 52,40  | 45,44  | 42,64  | 41,16  | 27,67 | 25,23 | 24,26  | 23,69  | 17,49 | 16,35 | 15,87  | 15,60  |
| 25 | 8      | 0,48   | 0,41   | 0,39   | 0,37   | 0,25  | 0,23  | 0,22   | 0,22   | 0,16  | 0,15  | 0,14   | 0,14   |
|    | 12     | 2,01   | 1,75   | 1,64   | 1,58   | 1,06  | 0,97  | 0,93   | 0,91   | 0,67  | 0,63  | 0,61   | 0,60   |
|    | 16     | 5,60   | 4,86   | 4,56   | 4,40   | 2,96  | 2,70  | 2,59   | 2,53   | 1,87  | 1,75  | 1,70   | 1,67   |
|    | 20     | 12,39  | 10,75  | 10,08  | 9,73   | 6,54  | 5,97  | 5,74   | 5,60   | 4,13  | 3,87  | 3,75   | 3,69   |
|    | 24     | 23,70  | 20,55  | 19,28  | 18,61  | 12,50 | 11,41 | 10,97  | 10,72  | 7,91  | 7,40  | 7,18   | 7,06   |

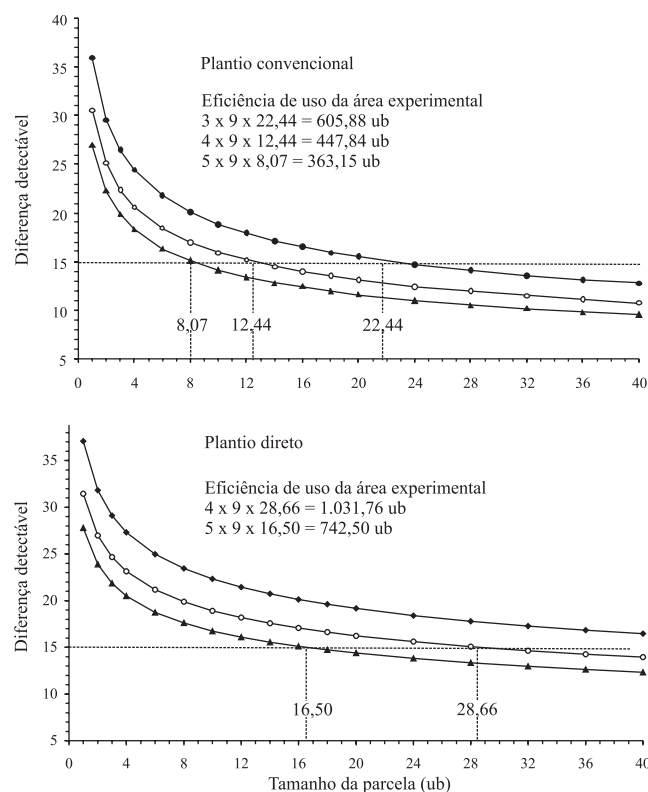
**Tabela 3.** Tamanho de parcela, em unidades básicas, na avaliação da produtividade de grãos em trigo irrigado, nas diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença porcentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) dos experimentos conduzidos sob plantio direto.

| d  | CV (%) | r = 3  |        |        |        | r = 4  |        |        |        | r = 5  |        |        |        |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|    |        | t = 6  | t = 9  | t = 12 | t = 15 | t = 6  | t = 9  | t = 12 | t = 15 | t = 6  | t = 9  | t = 12 | t = 15 |
| 15 | 8      | 3,94   | 3,29   | 3,03   | 2,90   | 1,74   | 1,55   | 1,48   | 1,43   | 0,97   | 0,89   | 0,86   | 0,84   |
|    | 12     | 24,79  | 20,67  | 19,06  | 18,22  | 10,96  | 9,76   | 9,28   | 9,01   | 6,11   | 5,61   | 5,41   | 5,29   |
|    | 16     | 91,43  | 76,24  | 70,29  | 67,19  | 40,43  | 35,98  | 34,23  | 33,22  | 22,55  | 20,70  | 19,93  | 19,49  |
|    | 20     | 251,59 | 209,79 | 193,42 | 184,89 | 111,25 | 99,02  | 94,19  | 91,41  | 62,04  | 56,96  | 54,85  | 53,64  |
|    | 24     | 575,28 | 479,69 | 442,25 | 422,76 | 254,39 | 226,41 | 215,37 | 209,02 | 141,87 | 130,24 | 125,41 | 122,66 |
| 20 | 8      | 1,07   | 0,89   | 0,82   | 0,79   | 0,47   | 0,42   | 0,40   | 0,39   | 0,26   | 0,24   | 0,23   | 0,23   |
|    | 12     | 6,72   | 5,61   | 5,17   | 4,94   | 2,97   | 2,65   | 2,52   | 2,44   | 1,66   | 1,52   | 1,47   | 1,43   |
|    | 16     | 24,79  | 20,67  | 19,06  | 18,22  | 10,96  | 9,76   | 9,28   | 9,01   | 6,11   | 5,61   | 5,41   | 5,29   |
|    | 20     | 68,23  | 56,89  | 52,45  | 50,14  | 30,17  | 26,85  | 25,54  | 24,79  | 16,83  | 15,45  | 14,87  | 14,55  |
|    | 24     | 156,00 | 130,08 | 119,93 | 114,64 | 68,98  | 61,40  | 58,40  | 56,68  | 38,47  | 35,32  | 34,01  | 33,26  |
| 25 | 8      | 0,39   | 0,32   | 0,30   | 0,29   | 0,17   | 0,15   | 0,15   | 0,14   | 0,10   | 0,09   | 0,08   | 0,08   |
|    | 12     | 2,44   | 2,04   | 1,88   | 1,80   | 1,08   | 0,96   | 0,91   | 0,89   | 0,60   | 0,55   | 0,53   | 0,52   |
|    | 16     | 9,01   | 7,51   | 6,93   | 6,62   | 3,98   | 3,55   | 3,37   | 3,27   | 2,22   | 2,04   | 1,96   | 1,92   |
|    | 20     | 24,79  | 20,67  | 19,06  | 18,22  | 10,96  | 9,76   | 9,28   | 9,01   | 6,11   | 5,61   | 5,41   | 5,29   |
|    | 24     | 56,69  | 47,27  | 43,58  | 41,66  | 25,07  | 22,31  | 21,23  | 20,60  | 13,98  | 12,84  | 12,36  | 12,09  |

adicionais de área à parcela (Figura 3). Esse comportamento foi relatado por Campos (1972) e Parodi & Nebreda (1997) e é semelhante àquele observado na relação entre CV e tamanho de parcela, uma vez que, em último caso, reflete a relação inversa entre tamanho da parcela e sua variância ou erro experimental.

Em ambos os sistemas de plantio (PC e PD), a partir de 12 ub houve pequena redução nos valores de  $d$  com aumentos posteriores no tamanho da parcela indicando que, nas condições do presente trabalho, pouco se ganha em precisão com o uso de parcelas maiores do que 12 unidades básicas ( $2,4 \text{ m}^2$ ) (Figura 3).

No sistema de plantio convencional, detectar-se-ia diferença de 15% da média com qualquer uma das opções de repetição. Já, sob plantio direto, não se detectaria diferença de 15% da média, caso fossem utilizadas apenas três repetições (Figura 3). A eficiência de uso da área experimental também é maior no sistema de plantio convencional, uma vez que, para um dado número de repetições, uma mesma precisão experimental ( $d$ )



**Figura 3.** Relação entre tamanho de parcela, em unidades básicas (ub), e diferença detectável entre dois tratamentos, nas opções de três (●), quatro (○) e cinco (■) repetições.

pode ser obtida com menor tamanho de parcela em relação ao sistema plantio direto.

### Conclusões

1. Parcelas com tamanho entre  $1,6$  e  $2,4 \text{ m}^2$  de área útil possibilitam adequada avaliação da produtividade de grãos de trigo.
2. Um mesmo nível de precisão pode ser obtido utilizando-se parcelas menores, com maior número de repetições, as quais demandam menor área experimental do que parcelas maiores, com menor número de repetições.
3. O sistema plantio direto exige maior tamanho de parcela, em relação ao convencional, para se obter um mesmo nível de precisão experimental.

### Referências

- BAKKE, O.A. **Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais**. 1988. 142p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- BERTOLUCCI, F.L.G.; RAMALHO, M.A.P.; DUARTE, G.S. Alternativas de tamanho e forma da parcela para avaliação de progênies do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.). **Ciência e Prática**, v.15, p.295-305, 1991.
- CAMPOS, G.M. **Determinação do tamanho e forma das parcelas para uso em experimentos de girassol (*Helianthus annuus* L.)**. 1972. 133p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- CHAVES, L.J. **Tamanho da parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays* L.)**. 1985. 148p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- FEDERER, W.T. **Experimental design: theory and application**. New York: Macmillan, 1963. 544p.
- HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, v.53, p.279-280, 1961.
- HATHEWAY, W.H.; WILLIAMS, E.J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. **Biometrics**, v.14, p.207-222, 1958.
- LE CLERG, E.L. Significance of experimental design in plant breeding. In: FREY, K.J. (Ed.). **Plant breeding symposium**. Ames: Iowa State University, 1967. p.243-313.
- LESSMAN, K.J.; ATKINS, R.E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, v.3, p.477-481, 1963.
- 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.
- NUNES, R.P. **Métodos para a pesquisa agrônômica**. Fortaleza: UFC, 1998. 564p.

- OLIVEIRA, P.H.; ESTEFANEL, V. Tamanho e forma ótimos da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata. **Ciência Rural**, v.25, p.205-208, 1995.
- ORTIZ, R. Plot techniques for assessment of bunch weight in banana trials under two systems of crop management. **Agronomy Journal**, v.87, p.63-69, 1995.
- PARODI, P.P.C.; NEBREDA, M.I.M. Efecto del numero de repeticiones y el tipo de parcelas sobre la eficiencia experimental em la determinacion del comportamiento agronômico de trigo candeal. **Ciencia e Investigación Agraria**, v.24, p.46-58, 1997.
- PETERSEN, R.G. **Agricultural field experiments: design and analysis**. New York: M. Dekker, 1994. 409p.
- REUNIÃO DA COMISSÃO CENTRO BRASILEIRA DE PESQUISA DE TRIGO, 11., 2001, Rio Verde. **Informações técnicas para a cultura do trigo na região do Brasil Central: safra 2001 e 2002**. Rio Verde: Fundação de Ensino Superior de Rio Verde, 2001. 69p.
- RIBEIRO, V.Q.; SILVA, E.C.; FREIRE FILHO, F.R. Tamanho e forma de parcelas de culturas consorciadas e solteiras de caupi e milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.19, p.1365-1371, 1984.
- SCHLINDWEIN, J.A.; ANGHINONI, I. Variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo no sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.24, p.85-91, 2000.
- SILVA, E.C. **Estudo do tamanho e forma de parcelas para experimentos de soja**. 1972. 71p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- SILVA, P.S.L.; MACHADO, A.A.; MOURA, M.M. Tamanho e forma de parcela para experimentação com milho irrigado. **Ciência e Cultura**, v.39, p.1178-1181, 1987.
- SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal Agricultural Science**, v.28, p.1-23, 1938.
- SOUZA, L.S.; COGO, N.P.; VIEIRA, S.R. Variabilidade de fósforo, potássio e matéria orgânica no solo em relação a sistemas de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.22, p.77-86, 1998.
- STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H.; DICKEY, D.A. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. New York: McGraw-Hill Book, 1997. 666p.
- VALLEJO, R.L.; MENDOZA, H.A. Plot technique studies on sweetpotato yield trials. **Journal of the American Society for Horticultural Science**, v.117, p.508-511, 1992.
- VIANA, A.E.S.; SEDIYAMA, T.; CECON, P.R.; LOPES, S.C.; SEDIYAMA, M.A.N. Estimativas de tamanho de parcela em experimentos com mandioca. **Horticultura Brasileira**, v.20, p.58-63, 2002.
- WIEBE, G.A. Variation and correlation in grain yield among 1.500 wheat nursery plots. **Journal of Agricultural Research**, v.50, p.331-357, 1935.
- ZHANG, R.; WARRICK, A.W.; MYERS, D.E. Heterogeneity, plot shape effect and optimum plot size. **Geoderma**, v.62, p.183-197, 1994.

Recebido em 13 de junho de 2003 e aprovado em 27 de janeiro de 2004