

**DIOLINO HENRIQUES NETO**

**ESTIMATIVAS DE TAMANHO E FORMA DE PARCELAS EXPERIMENTAIS  
PARA AVALIAÇÃO DO RENDIMENTO DE GRÃOS EM TRIGO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

**VIÇOSA  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2003**

**DIOLINO HENRIQUES NETO**

**ESTIMATIVAS DE TAMANHO E FORMA DE PARCELAS EXPERIMENTAIS  
PARA AVALIAÇÃO DO RENDIMENTO DE GRÃOS EM TRIGO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 07 de novembro de 2003.

---

Prof. Moacil Alves de Souza  
(Conselheiro)

---

Prof. Paulo Roberto Cecon  
(Conselheiro)

---

Dr. Anselmo Eloy Silveira Viana

---

Dr<sup>a</sup>. Maria Aparecida N. Sedyama

---

Prof. Tocio Sedyama  
(Orientador)

Aos meus pais, Joaquim Francisco e Joana,  
que me ensinaram, com a didática simples do exemplo,  
as mais valiosas lições de humildade, honestidade, perseverança,  
dedicação e disposição para o trabalho; pré-requisitos sem os quais  
não teria chegado até aqui.

Aos meus irmãos, que me apoiaram em todos os momentos  
nesse longo desafio, em especial à Cefisa, minha primeira  
professora, que me iniciou nesse caminho infundável em busca  
do conhecimento.

***DEDICO.***

*“Você teve indução,  
Aprendeu muita ciência,  
Mas das coisa do sertão  
Não tem boa experiência.  
Nunca fez uma paioça,  
Nunca trabaçou na roça,  
Não pode conhecê bem,  
Pois nesta penosa vida,  
Só quem provou da comida  
Sabe o gosto que ela tem.”*

Trecho do poema *“Cante lá que eu canto cá”*,  
de Patativa do Assaré (1909 - 2002).

Aos agricultores do Sertão Nordestino  
na pessoa do mais autêntico e ilustre de todos eles,  
Antonio Gonçalves da Silva – aquele que o mundo conheceu por  
*Patativa do Assaré* – o saudoso “poeta de mão grossa”.

**MINHA HOMENAGEM.**

## **AGRADECIMENTOS**

A DEUS, pelo dom da existência e pela presença constante em minha vida, proporcionando-me todas as condições necessárias a essa conquista.

Aos meus pais e irmãos, pelo apoio incondicional em todos os momentos, sobretudo nos mais difíceis, fazendo-se sempre presentes ao longo desta caminhada.

Aos que fazem o Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa, pela acolhida, ensinamentos e oportunidade de realização deste curso.

À Fundação Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo auxílio financeiro mediante concessão de bolsa.

Ao professor Tocio Sedyama, pela sábia e dedicada orientação, pela amizade, apoio e compreensão, requisitos indispensáveis para a realização do curso e conclusão deste trabalho.

Ao professor Moacil Alves de Souza, pela inestimável contribuição na implantação e condução dos experimentos, pela amizade, ensinamentos e valiosas sugestões para o aprimoramento deste trabalho.

Ao professor Paulo Roberto Cecon, pela amizade e auxílio nas análises estatísticas e pelas importantes sugestões apresentadas.

Ao Dr. Anselmo Eloy Silveira Viana e à Dr<sup>a</sup>. Maria Aparecida Nogueira Sedyama, pelas críticas, sugestões, e participação na banca examinadora deste trabalho.

Aos professores, Francisco José Alves Fernandes Távora (UFC) e Maria Auxiliadora dos Santos (ESAM), pelos ensinamentos e boas recomendações, pela amizade, incentivo, apoio e disposição em nos ajudar.

Ao Dr. Napoleão Esberard de Macedo Beltrão, pela atenção dispensada sempre que recorreremos a seus préstimos e pela disposição em contribuir.

À Cooperativa Agrícola de São Gotardo (COOPADAP), na pessoa do Dr. Celso Hideto Yamanaka, pela concessão de sementes, área experimental e condução dos experimentos realizados em São Gotardo-MG.

Ao Dr. Ismael Barros, pela contribuição na fase experimental e fornecimento dos dados climatológicos de São Gotardo-MG.

Aos colegas e conterrâneos, Leopoldo Araújo Bertini e Cândida H. Campos de Magalhães Bertini, companheiros e amigos de todas as horas, por tudo que representaram na minha vida pessoal e estudantil; minha sincera gratidão.

Aos conterrâneos, Andréa Borges, Liv Soares e Magno Cândido, que me acolheram fraterna e calorosamente em Viçosa, tornando-se grandes amigos, com os quais sempre pude contar.

Ao amigo Dagoberto Saunders, pelo companheirismo, convivência fraterna e disposição em contribuir.

Aos colegas Pahlevi Augusto e Georgiana, companheiros e amigos deste os tempos de graduação, pelo apoio constante e convivência fraterna nesse feliz reencontro em Viçosa.

À secretária do Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia, Mara Rodrigues, pela atenção dispensada sempre que precisamos do seu auxílio.

Aos irmãos esamianos, Gualter e Ermelinda, Alessandra, Fábio Henrique, Solon Pinheiro, Marcelo Cleon, Roberto Cleiton, Fernando, Sidney e Lurdinha, Hevilásio, Jaevesson, Samuel, Maxwell, Adriano, Fábio, Franciscleudo, Júlio e Letúzia, com os quais revivemos as “resenhas” e saudosas lembranças da nossa querida Escola Superior de Agricultura de Mossoró.

Aos colegas de Pós-graduação, Valter Esfrain, Clara Rodrigues, Luzineide, Sarita, Andréia Márcia e David, Telma, Raquel, Marinalva, Júlio Cezar, Fábio Pires, Rodrigo Sobreira, Rodrigo Faleiro, André Torres, Raimundinho, André Assis, Uberlando, Anchieta, Francisco Alcântara, Rogério, Marcelo, Paulo Vieira, Belmino e Cláudia, Valdinar, Elaine, Luis Leite, Luis Alfredo, Ítalo Rocha, Gustavo e Guilherme Lyra, Davileide, Guilherme Alencar, Luciano, Sávio, Kênia Régia e Eliane de Paula pelo aprendizado em conjunto e convívio descontraído.

A todos que, de alguma forma, contribuíram positivamente para minha formação profissional e realização do presente trabalho, meu sincero agradecimento.

## **BIOGRAFIA**

DIOLINO HENRIQUES NETO, filho de Joaquim Francisco Neto e Joana Francisco da Silva, nasceu no lugarejo denominado Gavião, zona rural do município de Parambu, estado do Ceará, aos 23 de dezembro de 1965. Nessa localidade iniciou seus estudos primários, em escola familiar, concluindo-os, na sede do município, em 1983.

Em 1984, ingressou na Escola Integrada e Colégio Agrícola de Mombaça-CE, onde concluiu o ensino de 2<sup>o</sup> Grau, com habilitação profissional de Técnico em Agropecuária, em 1986.

Em 1995, graduou-se em Engenharia Agrônômica pela Escola Superior de Agricultura de Mossoró (ESAM), obtendo a primeira colocação da turma. No mesmo ano, ingressou no Programa de Pós-graduação em Fitotecnia da Universidade Federal do Ceará (UFC), vindo a defender Dissertação de Mestrado em março de 1998, obtendo aprovação com louvor.

Em março de 2000, ingressou no Programa de Pós-graduação em Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa (UFV), defendendo Tese de Doutorado em novembro de 2003.

## CONTEÚDO

	Página
<b>RESUMO.....</b>	<b>IX</b>
<b>ABSTRACT.....</b>	<b>XI</b>
<b>1. INTRODUÇÃO.....</b>	<b>1</b>
<b>2. REVISÃO DE LITERATURA.....</b>	<b>4</b>
2.1. Métodos para estimar tamanho e forma de parcela.....	4
2.2. Tamanho da parcela ou unidade experimental.....	9
2.3. Forma da parcela ou unidade experimental.....	12
2.4. Tamanho e forma de parcelas em experimentos com trigo.....	14
<b>3. MATERIAL E MÉTODOS.....</b>	<b>21</b>
3.1. Descrição das condições experimentais.....	21
3.2. Método de análise dos dados.....	28
3.3. Métodos utilizados na determinação do tamanho da parcela.....	29
3.3.1. <i>Método da máxima curvatura.....</i>	29
3.3.2. <i>Método da máxima curvatura modificado.....</i>	29
3.3.3. <i>Método da comparação de variâncias.....</i>	30
3.3.4. <i>Método de Hatheway.....</i>	32
3.4. Diferença detectável entre médias de tratamentos.....	33
3.5. Índice de heterogeneidade do solo.....	33
3.6. Forma da parcela ou unidade experimental.....	34

<b>4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....</b>	<b>35</b>
4.1. Análise de variância e coeficiente de variação experimental.....	35
4.2. Índice de heterogeneidade do solo.....	37
4.3. Tamanho da parcela pelo método da máxima curvatura.....	43
4.4. Tamanho da parcela pelo método da máxima curvatura modificado..	48
4.5. Tamanho da parcela pelo método da comparação de variâncias.....	57
4.6. Tamanho da parcela pelo método de Hatheway.....	61
4.7. Diferença detectável entre médias de tratamentos.....	80
4.8. Comparação entre os tamanhos de parcelas estimados.....	95
4.9. Forma da parcela ou unidade experimental.....	98
<b>5. RESUMO E CONCLUSÕES.....</b>	<b>101</b>
<b>6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>103</b>
<b>APÊNDICE.....</b>	<b>113</b>

## RESUMO

HENRIQUES NETO, Diolino, D. S., Universidade Federal de Viçosa, novembro de 2003. **Estimativas de tamanho e forma de parcelas experimentais para avaliação do rendimento de grãos em trigo**. Orientador: Tocio Sedyama. Conselheiros: Moacil Alves de Souza e Paulo Roberto Cecon.

Experimentos de uniformidade, sob diferentes condições de cultivo, foram conduzidos nas localidades de Coimbra e São Gotardo, estado de Minas Gerais, com o objetivo de estimar o tamanho e a forma da parcela experimental para avaliação do rendimento de grãos em trigo. Em todos os ensaios o trigo foi semeado mecanicamente, com espaçamento de 20 cm entre fileiras e densidade de semeio de 380 sementes viáveis por metro quadrado. Cada experimento foi formado por 30 fileiras de 30 m, com área total de 180 m<sup>2</sup>. A colheita foi efetuada em unidades básicas (**ub**) de 1 m de fileira (0,2 m<sup>2</sup>), colhendo-se, em cada ensaio, uma área útil de 57,6 m<sup>2</sup>, correspondendo aos 12 m centrais das 24 fileiras centrais; totalizando 288 unidades básicas. A produção de grãos de unidades básicas adjacentes foi agrupada de modo a formar 41 tipos de parcelas de 13 diferentes tamanhos pré-estabelecidos. O tamanho da parcela foi estimado pelos métodos da máxima curvatura, da máxima curvatura modificado, da comparação de variâncias e pelo método de Hatheway. A melhor forma da parcela foi determinada pelo método da informação relativa. Estimativas da diferença detectável entre médias de tratamentos também foram calculadas para cada condição experimental. Pelo método da máxima curvatura o tamanho ótimo da parcela variou de 6 a 8 **ub**

(1,2 a 2,4 m<sup>2</sup>). Os tamanhos das parcelas estimados pelo método da máxima curvatura modificado foram muito pequenos, variando entre 0,43 e 1,09 m<sup>2</sup>. Pelo método da comparação de variância os tamanhos de parcela variaram entre 3 e 24 **ub** (0,6 e 4,8 m<sup>2</sup>). Pelo método de Hatheway foram obtidos diversos tamanhos opcionais de parcela, os quais apresentaram grande amplitude de variação dependendo da combinação das variáveis envolvidas neste método. Na maioria dos experimentos não houve influência significativa da forma da unidade experimental sobre a variabilidade da produção de grãos. De modo geral, os resultados indicaram que parcelas com menor relação comprimento-largura foram mais apropriadas para estudo do rendimento de grãos, principalmente nos experimentos sob condições irrigadas. Nos cultivos de sequeiro, em alguns casos, parcelas estreitas e alongadas foram mais eficientes no controle da variabilidade. Parcelas menores, com maior número de repetições, foram mais eficientes no uso da área experimental, possibilitando a obtenção de um mesmo nível de precisão com menor requerimento de área experimental do que parcelas grandes com menor número de repetições. Os tamanhos das parcelas estimados no presente trabalho são menores do que aqueles tradicionalmente utilizados nas pesquisas com trigo. Parcelas formadas por 8 e 12 unidades básicas, correspondendo, respectivamente, a uma área útil de 1,6 e 2,4 metros quadrados, mostraram-se apropriadas para avaliação da produção de grãos na cultura do trigo, nas diferentes condições estudadas.

## ABSTRACT

HENRIQUES NETO, Diolino, D. S., Universidade Federal de Viçosa, November 2003. **Estimates of plot size and shape trials for evaluation of the yields of grains in wheat.** Adviser: Tocio Sedyama. Committee Members: Moacil Alves de Souza and Paulo Roberto Cecon.

Uniformity trials, under different cultivation conditions, they were carried out in the agricultural region of Coimbra and São Gotardo, Minas Gerais state, with the aimed of esteeming the size and shape of the experimental plot for evaluation of the yields of wheat grains. In all essays the wheat was seeded mechanically, with spacing of 20 cm between rows and sow density of 380 viable seeds for square meter. Each experiment was formed by 30 rows of 30 m, with total area of 180 m<sup>2</sup>. The harvest was made in basic units (ub) of 1 m of row (0.2 m<sup>2</sup>), being harvested, in each essay, an useful area of 57.6 m<sup>2</sup>, corresponding to 12 central meter of the 24 central rows; totaling 288 basic units. The production of grains of adjacent basic units was grouped to form 41 types of plots of 13 different before-established sizes. The size of the plot was esteemed by the maximum curvature, modified maximum curvature, comparison among variances and Hatheway methods. The best plot shape was determined by the relative information method. Estimates of the detecting difference among averages of treatments were also calculated for each experimental condition. Through the maximum curvature method the optimum plot size varied of 6 to 8 ub (1.2 to 2.4 m<sup>2</sup>). The plot sizes esteemed by the modified maximum curvature method were very small, varied between 0.43 and

1.09 m<sup>2</sup>. Through variance among comparison method the plot sizes varied between 3 and 24 ub (0.6 and 4.8 m<sup>2</sup>). For the Hatheway method they were obtained several optional plot sizes, which presented great variation width depending on the combination of the variables involved in this method. In most of the trials there was not significant influence in the plot shape on the variability of the grains production. In general the results indicated that plot with smaller relationship length-width they were more adapted for study of the grains yields, mainly all in the experiments under irrigated conditions. Under non-irrigated conditions, in some cases, narrow and prolonged plot were more efficient in the variability control. Smaller plots, with larger number of replications, were more efficient in the use of the experimental area, making possible the obtaining of a same level of precision with smaller require of experimental area than large plots with smaller number of replications. The plot sizes esteemed in the present study are smaller than those traditionally used in the researches with wheat. Plots formed by 8 and 12 basic units, corresponding, respectively, to an useful area of 1.6 and 2.4 m<sup>2</sup>, it showed adapted for evaluation of the grains yield in the culture of the wheat, in the different studied conditions.

## 1. INTRODUÇÃO

Numa escala global, o trigo é a mais importante cultura em termos de volume total colhido e quantidade usada para a nutrição humana e animal; fornecendo cerca de 20% da energia e 25% dos requerimentos protéicos da população mundial (LAWLOR e MITCHEL, 2000).

Este cereal foi introduzido no Brasil em 1634, na capitania de São Vicente região do atual estado de São Paulo (OSÓRIO, 1992). Em relação ao seu cultivo, o Brasil é dividido em três grandes regiões. Região Sul, Região Centro-Sul e Brasil Central.

Atualmente o Brasil produz pouco mais de um terço do trigo que consome, cultivando uma área em torno de dois milhões de hectares. Cerca de 90% desta área está na Região Sul, principalmente no estado do Paraná, que detem em torno de 50% da área cultivada no país (AGRIANUAL, 2003).

Embora a cultura se concentre no sul do país, a produtividade média nessa região é baixa. Isso se deve às condições favoráveis às doenças, ocorrência de geadas e chuvas na colheita. Esta situação tem levado, com freqüência, a frustrações de safra, agravando a atual dependência de importação deste cereal.

Na região do Brasil Central, o cultivo sob condições irrigadas, apresenta produtividade acima de 4.000 kg/ha e possibilita a obtenção de produto de alta qualidade. Essa região apresenta condições amplamente favoráveis à

expansão desta cultura, podendo contribuir significativamente para redução da instabilidade de produção nacional e, conseqüentemente, amenizar a dependência de importação de um produto essencial para a população.

Para isso é imprescindível o investimento em pesquisas no sentido de gerar novas tecnologias capazes de tornar a triticultura brasileira mais rentável. Nesse contexto, os experimentos de campo constituem ferramenta indispensável para obtenção de novas informações. As características destes experimentos estão relacionadas com seus objetivos, os quais podem ser de natureza diversa.

Independente do objetivo da pesquisa, de modo geral, o pesquisador está interessado na obtenção de diferenças estatísticas entre os tratamentos testados, o que depende, essencialmente, da precisão experimental. Esta, por sua vez, é influenciada por vários fatores, dentre os quais se destacam o tamanho e a forma das parcelas. Desse modo, a determinação adequada da unidade padrão de coleta de dados é um aspecto relevante que deve ser criteriosamente avaliado no planejamento de experimentos.

A despeito de sua importância, o tamanho da unidade experimental, na maioria das pesquisas, é fixado com base na experiência do pesquisador, considerando-se, basicamente, a natureza dos tratamentos e a disponibilidade de recursos, sem levar em conta outros fatores igualmente importantes que afetam o tamanho e a forma das parcelas, como por exemplo, a heterogeneidade do solo e o grau de precisão desejado.

A necessidade de se conhecer o tamanho adequado da unidade experimental, capaz de possibilitar elevada precisão aos resultados obtidos, é de fundamental importância na experimentação convencional com qualquer cultura, notadamente no atual estágio em que se encontra a agricultura, em que os aumentos de produção, resultantes das inovações tecnológicas e do melhoramento genético, tendem a ser assegurados por incrementos de pequena magnitude, requerendo, portanto, maior acurácia para se discriminar os melhores tratamentos.

De maneira geral, 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). Todavia, deve-se ressaltar que o tamanho adequado da parcela está na dependência de fatores diversos, destacando-se aqueles de ordem prática, tais como natureza dos tratamentos, disponibilidade de área e de recursos, além dos aspectos referentes ao nível de precisão estatística requerido para os testes e estimações a serem efetuados (CHAVES, 1985).

A literatura sobre tamanho e forma de parcelas em experimentos agrícolas é relativamente abundante. Muitas investigações a esse respeito têm sido realizadas com diversas culturas. Entretanto, a despeito dos trabalhos pioneiros terem sido conduzidos com a cultura do trigo (WIEBE, 1935; SMITH, 1938), nenhuma referência nacional sobre o assunto foi encontrada com esta espécie. Nos experimentos conduzidos no Brasil têm sido usados, tradicionalmente, dois tamanhos de parcelas (5,0 e 3,6 m<sup>2</sup>) formadas por cinco fileiras de cinco metros e seis fileiras de três metros, respectivamente. Porém, sem indicação estatística de que estes sejam os tipos ideais de parcelas para experimentação com trigo, podendo ser este um dos fatores responsáveis pela baixa precisão experimental observada em alguns casos.

Neste contexto, o objetivo do presente trabalho consistiu em estimar o tamanho e a forma adequada de parcelas experimentais para avaliação do rendimento de grãos em trigo, cultivado sob condições irrigadas e de sequeiro, nos sistemas de plantio direto e convencional.

## **2. REVISÃO DE LITERATURA**

### **2. 1. Métodos para estimar o tamanho e forma de parcela**

Diversos métodos para determinação do tamanho e forma da unidade experimental estão disponíveis na literatura. De modo geral, os vários métodos utilizam dados de experimentos sem efeito de tratamentos, ou seja, os chamados ensaios de uniformidade ou experimentos em branco, e baseiam-se na relação entre o tamanho da parcela e a variação residual, diferindo apenas em aspectos particulares (CHAVES, 1985).

Uma descrição ilustrativa de alguns desses métodos é apresentada por BAKKE (1988), que destaca como os mais usados e de maior valor teórico, para determinação do tamanho e forma ótimos de parcelas, os seguintes:

- a) Método empírico de Smith;
- b) Método da máxima curvatura;
- c) Método da máxima curvatura modificado;
- d) Método de Koch e Rigney;
- e) Método de Hatheway; e,
- f) Método de Pimentel-Gomes.

Existem vários outros métodos que se prestam para a mesma finalidade, dentre os quais podemos citar o método da informação relativa (KELLER, 1949) e o da comparação de variâncias (VALLEJO e MENDOZA, 1992), por serem também amplamente utilizados.

O método de SMITH (1938), também chamado de lei da variância de Fairfield Smith (FEDERER, 1963) e método do índice de heterogeneidade do solo (GOMEZ e GOMEZ, 1984; FERREIRA, 2000), é o precursor de vários outros métodos (CHAVES, 1985) e um dos mais eficientes para determinar o tamanho ótimo de parcelas (ROSSETTI, 1979; FERREIRA, 2000).

Por este método o tamanho ótimo da parcela é derivado do índice de heterogeneidade do solo proposto por Smith. Este índice indica o grau de correlação entre unidades experimentais adjacentes e baseia-se numa relação empírica entre o tamanho da parcela e sua variância, estabelecendo uma dependência negativa, ou seja, quando o tamanho relativo da parcela aumenta a variância diminui. Segundo SMITH (1938), a equação  $V_x = V_1 / x^b$  expressa essa lei, onde:

$V_x$  = variância do rendimento por unidade de área de parcelas de  $x$  unidades básicas;

$V_1$  = variância entre parcelas de uma unidade básica de tamanho;

$x$  = número de unidades básicas por parcela;

$b$  = índice de heterogeneidade do solo.

Aplicando logaritmo à expressão anterior ( $\log V_x = \log V_1 - b \log x$ ), Smith mostrou empiricamente que o logaritmo da variância entre parcelas de um dado tamanho era linearmente relacionado ao logaritmo do tamanho da parcela. Desse modo, o valor de  $b$ , que representa uma medida da variabilidade do solo, pode ser calculado como um coeficiente de regressão linear que mede a associação entre parcelas adjacentes. Utilizando o coeficiente  $b$  associado aos custos envolvidos na obtenção dos dados experimentais, Smith sugeriu a seguinte fórmula para estimação do tamanho de parcelas:

$$X = \frac{b k_1}{(1-b) k_2}, \text{ onde:}$$

$X$  = tamanho da parcela em unidades básicas;

$k_1$  = custo associado com o número de parcelas;

$k_2$  = custo associado com a área unitária;

$b$  = índice de heterogeneidade do solo.

Um dos primeiros métodos a ser usado para determinar o tamanho ótimo de parcelas experimentais foi o da máxima curvatura (CHAVES, 1985; VIANA, 1999; FERREIRA, 2000). Nesse método, os rendimentos de unidades básicas adjacentes de experimentos de uniformidade são combinados de modo a simularem parcelas de vários tamanhos e formas. Para os vários tipos de parcelas selecionados, estima-se um índice qualquer de variabilidade que pode ser a variância, o coeficiente de variação (CV) ou o erro padrão da média (FERREIRA, 2000), sendo que o CV tem sido preferido pela maioria dos autores. Estimados os coeficientes de variação para cada tamanho de parcela escolhido, elaboram-se um sistema de eixos coordenados no qual cada tamanho de parcela é plotado contra seu respectivo CV e uma curva estabelecendo uma relação inversa entre estas variáveis é obtida (VALLEJO e MENDOZA, 1992).

Pelo método original a curva seria traçada à mão-livre através das coordenadas resultantes e o ponto de máxima curvatura identificado mediante inspeção visual, adotando-se como tamanho ótimo da parcela o valor correspondente à abscissa desse ponto (FEDERER, 1963). Em trabalhos mais recentes (ORTIZ, 1995; VIANA, 1999; VIANA et al., 2002) tem-se lançado mão de ferramentas computacionais para obtenção dessas curvas utilizadas na determinação do tamanho de parcela pelo método supracitado.

O método da máxima curvatura é bastante simples e de fácil utilização. Entretanto, o fato de o ponto correspondente ao tamanho ótimo da unidade experimental ser determinado visualmente constitui uma fonte de erro e discrepância na estimação do tamanho de parcela por este método, pois não existe um critério único no estabelecimento da localização desse ponto sobre a curva. O ponto de máxima curvatura tem sido considerado como o ponto sobre a curva onde ocorre maior taxa de mudança no índice de variação por incremento de tamanho da parcela (LE CLERG, 1967); ponto da curva onde o raio de curvatura é menor (ROSSETTI, 1979) e ponto da curva de maior distância perpendicular em relação a uma reta unindo suas extremidades (BAKKE, 1988). Outros inconvenientes desse método dizem respeito à não consideração dos custos envolvidos com os diferentes tamanhos de parcelas e a dependência do ponto de máxima curvatura em relação ao tamanho da unidade básica utilizada e à escala de mensuração adotada (FERREIRA, 2000).

Com o intuito de aperfeiçoar o método da máxima curvatura, eliminando os problemas relativos à dependência do tamanho da parcela em relação à escala dos eixos coordenados, LESSMAN e ATKINS (1963) propuseram uma modificação nesse método combinando-o com o índice de heterogeneidade de Smith. Pelo novo procedimento, chamado de **método da máxima curvatura modificado** (MEIER e LESSMAN, 1971; BAKKE, 1988), aqueles autores estabeleceram uma equação de regressão do tipo  $y = a / x^b$  para explicar a relação entre coeficiente de variação e tamanho de parcela, tornando o método mais preciso, pois possibilita a determinação do ponto de máxima curvatura algebricamente, permitindo encontrar valores intermediários entre os tamanhos originais de parcelas pré-estabelecidos no experimento (VIANA, 1999; SALES JÚNIOR et al. 2000). Maior refinamento no método algébrico de determinação do ponto de máxima curvatura pode ser encontrado em MEIER e LESSMAN (1971).

Outro método utilizado para determinação do tamanho de parcelas, a partir de dados de ensaios de uniformidade, é o **método da comparação de variâncias** descrito por VALLEJO e MENDOZA (1992). Nesse método, estima-se, inicialmente, a variância por unidade básica de diferentes tamanhos de parcelas. Em seguida, as variâncias dos vários tamanhos de parcelas selecionados são reduzidas em relação a uma “subparcela” em ordem hierárquica. Consecutivos testes de homogeneidade de variâncias são aplicados, excluindo-se em cada teste a menor parcela com variância significativamente diferente. Quando um grupo de parcelas de diferentes tamanhos com variâncias estatisticamente iguais é obtido, considera-se que o menor tamanho de parcela do grupo testado corresponde ao tamanho ótimo de parcela.

HATHEWAY (1961) estudando a relação entre tamanho de parcela e a variabilidade do solo, por meio de ensaio de uniformidade com batata, desenvolveu seu próprio método de estimativa do tamanho conveniente de parcelas baseado na variabilidade do solo, na magnitude da diferença a ser detectada e no nível de significância do teste. O método proposto por Hatheway incorpora, basicamente, o índice de heterogeneidade do solo de Smith à fórmula apresentada por COCHRAN e COX (1957) para calcular o número de repetições. Desse modo, o autor propôs a seguinte fórmula para

determinar o que chamou de tamanho conveniente de parcelas, independente dos custos:

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

X = tamanho da parcela em unidades básicas;

b = coeficiente ou índice de heterogeneidade de Smith;

t<sub>1</sub> = valor crítico da distribuição t de Student ao nível  $\alpha_1$  de probabilidade;

t<sub>2</sub> = valor crítico da distribuição t de Student ao nível  $\alpha_2 = 2(1 - P)$ , onde P é a probabilidade selecionada de se obter um resultado significativo;

CV = coeficiente de variação (%), selecionado a partir de experimentos anteriores;

r = número de repetições;

d = diferença a ser detectada e medida em percentagem da média.

Pelo fato de envolver diversos parâmetros de interesse básico no planejamento de experimentos, o método de Hatheway apresenta-se como um dos mais versáteis para estimar o tamanho de parcela, possibilitando ao pesquisador um número variado de opções. Um exemplo alternativo é a estimativa da diferença detectável entre médias de tratamentos, combinando-se diferentes tamanhos de parcela e número de repetições, desde que se conheçam os valores do coeficiente de variação e do índice de variabilidade de Smith.

KELLER (1949) propôs um método de fácil aplicabilidade na estimativa do tamanho e forma de parcelas experimentais chamado de **método da informação relativa**. Por esse método, calcula-se a variância para cada tipo de parcela escolhido e em seguida divide-se esta variância pelo número de unidades básicas que formam a parcela correspondente, obtendo-se, desse modo, uma variância que, segundo o autor, seria comparável com a variância da unidade básica. O método considera que a variância da unidade básica fornece 100% de informação relativa. Nesse caso, dividindo-se esta variância pela variância comparável de cada tipo de parcela, obtém-se a percentagem de informação relativa correspondente a cada tipo de parcela. Com base nas

percentagens de informação relativa identifica-se o melhor tamanho e a forma mais adequada da parcela.

## **2. 2. Tamanho da parcela ou unidade experimental**

Um problema de ordem prática que surge no planejamento de experimentos, de modo geral, reside na determinação da unidade padrão de coleta de dados, sendo necessária a sua caracterização no que se refere ao tamanho, e muitas vezes à sua forma (BAKKE, 1988). Neste mesmo sentido, STORCK e UITDEWILLIGEN (1980) afirmam que um dos problemas básicos para o pesquisador é determinar qual o tamanho, a forma e o número de repetições das parcelas experimentais, visando aumentar a eficiência do experimento mediante a redução do erro experimental. HALLAUER (1964) também destaca que a determinação do tamanho da parcela é um problema que confronta pesquisadores em todas as fases da experimentação de campo. Para esse autor, o problema surge porque a variabilidade da área experimental é desconhecida e, conseqüentemente, a precisão experimental desejada para detectar diferenças entre tratamentos pode não ser atingida por causa do tamanho insuficiente da parcela. Por sua vez, GOMES (1984) afirma que, o tamanho das parcelas em experimentos de campo, com vegetais, é problema relativamente simples de resolver e de interesse moderado quando se trata de plantas de pequeno porte, como os cereais, o feijoeiro e o algodoeiro herbáceo.

É certo, porém, que a comparação eficiente de diferentes tratamentos, em quaisquer tipos de experimentos, depende da precisão experimental na obtenção dos dados (LIN e BINNS, 1984), a qual é influenciada pelo tamanho e forma das parcelas (CAMPOS, 1972; BUENO e GOMES, 1983; BANZATO e KRONKA, 1995; STEEL et al., 1997).

A precisão de um experimento está estreitamente relacionada ao erro experimental, o qual representa o desempenho diferenciado de parcelas tratadas igualmente (FISHER, 1951); sendo, portanto, a medida da variação não controlada ou aleatória que ocorre entre parcelas que receberam um mesmo tratamento (CAMPOS, 1974; RAMALHO et al., 2000), e um dos fatores mais importantes a ser considerado nas técnicas de parcelas de campo

(FLEMING et al., 1957). Segundo LE CLERG (1967) existem duas fontes principais de variação em experimentos de campo. A primeira e mais importante é aquela devida à heterogeneidade do solo e a segunda é aquela devida à variabilidade genética do material experimental. Em relação à heterogeneidade do solo, STORCK e UITDEWILLIGEN (1980) afirmam ser necessário parcelas maiores em áreas experimentais heterogêneas, enquanto que áreas homogêneas permitem o uso de parcelas de menor tamanho.

Diversos autores têm mostrado a existência de relação inversa entre o tamanho da parcela e o erro experimental (SMITH, 1938; HATHEWAY, 1961; LE CLERG et al., 1962; STEEL et al., 1997), o que equivale a uma redução na variação com o aumento do tamanho da parcela, como tem sido relatado por outros (SASMAL e KATYAL, 1980; ROSSETTI e GOMES, 1983; ZHANG et al., 1994; BANZATO e KRONKA, 1995; FERREIRA, 2000). Por outro lado, a taxa de decréscimo na variação ou o ganho em precisão com o aumento de tamanho da parcela decresce quando a parcela torna-se muito grande (GOMEZ e GOMEZ, 1984; ZHANG et al., 1994) e uma vez atingido o tamanho ideal, o aumento na precisão diminui rapidamente com tamanhos maiores (CHAVES, 1985; BANZATO e KRONKA, 1995; PARODI e NEBREDA, 1997). Além disso, é clássica a afirmativa de que a precisão de um experimento pode ser sempre aumentada pelo aumento do número de repetições, entretanto, esse recurso pode ser impraticável quando se adota parcelas grandes.

Do exposto percebe-se que, o tamanho da parcela e o número de repetições são fatores importantes que precisam ser conciliados no planejamento de experimentos. Parcelas pequenas permitem maior número de repetições numa dada área, mas parcelas grandes freqüentemente têm menor variância e são estatisticamente mais desejáveis (DURNER, 1989).

Em algumas condições, parcelas pequenas precisam ser utilizadas. Em outras situações, parcelas grandes são exigidas, sendo que, neste caso, o objetivo poderá ser alcançado com um menor número de repetições (CORDEIRO e MIRANDA, 1983). Entretanto, LE CLERG (1967) afirma que, para uma dada área de solo, maior precisão experimental é obtida usando-se mais repetições de parcelas de pequeno tamanho do que menos repetições de parcelas grandes. Essa premissa tem sido comprovada por diversos autores.

SASMAL e KATYAL (1980), por exemplo, encontraram que, o uso de parcelas pequenas requer menos área para se obter uma mesma precisão desejada, embora seja necessário usar maior número de repetições. Neste mesmo sentido, CREWS et al. (1963) investigando o melhor tamanho de parcelas para cultura do fumo, relataram que as parcelas menores foram, geralmente, mais eficientes em uso do solo do que as parcelas grandes. Maior eficiência de parcelas menores com maior número de repetições também foi encontrada por RIBEIRO et al. (1984), estudando o tamanho e forma de parcelas em culturas consorciadas e solteiras de caupi e milho, e por SILVA et al. (1987) avaliando o tamanho e forma de parcela para experimentação com milho irrigado.

LIN e BINNS (1984) chamam atenção para o fato de que, quando a magnitude das diferenças a serem testadas é pequena, ou o erro experimental é grande, o número de repetições requerido pode ser muito elevado para os recursos disponíveis, tornando-se necessário buscar outras formas de aumentar a precisão como, por exemplo, a mudança no tamanho da parcela. Por outro lado, ZHANG et al. (1994) alertam que, apesar da variação decrescer com o aumento no tamanho da parcela, maiores custos estão envolvidos quando parcelas maiores são usadas. Portanto, o tamanho de parcela que o pesquisador deve almejar é aquele que equilibre precisão e custos.

Constata-se assim que, a determinação do tamanho adequado da parcela nos experimentos de campo não é algo tão simples, pois além dos aspectos de ordem prática precisa-se tentar conciliar os requisitos estatísticos referentes à precisão experimental. Em todo caso, o certo é que um grande número de fatores deve ser considerado nesse processo, os quais têm sido destacados por diversos autores.

Além da precisão estatística, outros aspectos são importantes para determinar o tamanho ideal da parcela, tais como, presença ou ausência de bordadura, tipo de cultura, número de tratamentos, nível de tecnologia a ser empregada e disponibilidade de área e recursos (BUENO e GOMES, 1983).

Para FLEMING et al. (1957), além da precisão experimental, outros fatores importantes que precisam ser considerados nas técnicas de parcela de campo são o número de cultivares, a quantidade de sementes, o tipo de maquinário, a área de solo, o capital disponível e a quantidade de trabalho

requerido. PARODI e NEBREDA (1997), também destacam que, além da precisão dos resultados experimentais, existem vários outros fatores que influenciam na escolha do tamanho das parcelas, como espécie em estudo, número de tratamentos, tipo de equipamentos de semeio e colheita, área disponível, mão-de-obra e recursos financeiros.

Segundo GOMEZ e GOMEZ (1984), duas considerações principais estão envolvidas na escolha do tamanho da parcela, isto é, considerações práticas e a natureza e tamanho da variabilidade, sendo que a primeira diz respeito à facilidade de manejo no campo, enquanto que a segunda está, geralmente, relacionada à heterogeneidade do solo.

FEDERER (1963) afirma que o tamanho ótimo ou recomendado de uma unidade experimental não pode ser determinado sem antes considerar os seguintes fatores: considerações práticas, natureza do material experimental, número de tratamentos, variabilidade inerente ao material experimental e custos relativos à parcela.

De acordo com RIBEIRO et al. (1984), o tamanho ótimo de parcela, para experimentação de campo, depende da cultura, da variabilidade do solo e do custo dos diferentes processos experimentais que é definido pela natureza dos tratamentos que se pretende estudar.

Do ponto de vista estatístico, o melhor tamanho da parcela será aquele que proporcione uma menor variação acidental, desde que não afete a precisão do experimento (FERREIRA, 2000).

### **2. 3. Forma da parcela ou unidade experimental**

A forma da parcela refere-se à razão entre o comprimento e a largura da mesma, sendo que a sua melhor forma será, para cada caso, a que melhor controle as variações acidentais e a que se adapte à natureza dos tratamentos que se deseja estudar (FERREIRA, 2000).

Em relação a esta característica da parcela, a literatura é bastante controversa. A maioria dos autores concorda que parcelas retangulares, tendo seu comprimento na direção da maior variabilidade do solo, são menos

variáveis ou mais eficientes do que parcelas idênticas orientadas na direção contrária, pois controlam melhor o efeito da heterogeneidade do solo (KELLER, 1949; BANZATO e KRONKA, 1995, PARODI e NEBREDA, 1997). No entanto, alguns autores têm relatado melhor desempenho de parcelas que tenderam para uma forma mais quadrada, no que diz respeito à precisão experimental (WEBER e HORNER, 1957; BERTOLUCCI et al., 1991).

De acordo com GOMEZ e GOMEZ (1984), uma vez determinado o tamanho ótimo da parcela a escolha da forma desta é governada pelas seguintes considerações: (a) parcelas longas e estreitas devem ser usadas para áreas com distinto gradiente de fertilidade, com o comprimento da parcela paralelo ao referido gradiente, (b) as parcelas devem ser o mais quadradas possíveis quando o padrão de fertilidade é irregular ou desconhecido.

PETERSEN (1994) destaca que muitos estudos com parcelas de diferentes formas têm indicado as parcelas longas e estreitas como sendo as preferidas. O autor ressalta que, parcelas destas formas são mais econômicas para certas operações de campo, como semeio, tratos culturais e colheita. Acrescenta ainda que, se existe um gradiente de fertilidade ou outro qualquer no campo, as parcelas devem ser orientadas com sua maior dimensão na direção do gradiente de variabilidade.

Neste mesmo sentido, WEBER e HORNER (1957) comentam que a melhor forma da unidade experimental a ser usada depende, parcialmente, da presença de gradientes de fertilidade. Entretanto, alertam para o fato de que o pesquisador pode não ter informação sobre tais gradientes antes da condução de um experimento, de modo que a escolha da forma da parcela pode depender de equipamentos e de técnicas a serem usadas nos tratos culturais e na colheita.

Segundo FEDERER (1963), para parcelas de pequenos tamanhos a forma pode ter pouco ou nenhum efeito sobre o erro experimental, enquanto que em parcelas grandes o efeito da forma pode ser considerável.

Do ponto de vista estatístico, o importante é saber que o comprimento e a largura da parcela, ou seja, sua forma, exerce influência sobre a precisão experimental, devendo-se, portanto, determinar uma forma que proporcione a

obtenção de resultados mais precisos e possibilite a comparação mais eficiente dos tratamentos.

#### **2. 4. Tamanho e forma de parcelas em experimentos com trigo**

O tamanho e a forma das parcelas não podem ser generalizados, pois variam com uma série de fatores dentre eles o tipo de solo e a cultura. A determinação destas características da parcela deve ser feita para cada cultura e cada local em que ocorram condições climáticas e de solo diferentes das que já tenham sido determinadas (OLIVEIRA e ESTEFANEL, 1995), uma vez que a redução do erro experimental, conseguida por meio do uso de parcelas de tamanho mais conveniente para determinada cultura, não pode ser generalizada para outras culturas em função das diferenças de comportamento das espécies em relação ao manejo experimental e aos fatores edafoclimáticos (NAGAI et al., 1978).

Diante disso e do que já foi comentado nos tópicos anteriores, fica evidente a inexistência de um tamanho ideal de parcela capaz de atender adequadamente a todas as situações que se verificam nos experimentos de campo. Portanto, é perfeitamente aceitável a grande amplitude de variação que se constata, mesmo para uma dada espécie, no tamanho e na forma das parcelas utilizadas pelos pesquisadores.

Trabalhos realizados em outros países indicam tamanhos ótimos de parcelas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo, que vão desde 0,74 m<sup>2</sup> (ELLIOTT et al., 1952) até 120 m<sup>2</sup> (KATYAL e GANGWAR, 2000).

RICK (1973) destaca a existência de conflito entre os pesquisadores a respeito se a produção de trigo poderia ser avaliada em parcelas de duas, quatro ou seis fileiras, e qual o espaçamento a ser usado entre fileiras. Diante disso, esse autor conduziu experimentos com o objetivo de elucidar tais dúvidas, de cujos resultados concluiu que, parcelas de seis fileiras espaçadas de 15, 20, 25 ou 30 cm dão estimativas válidas para produção. O autor não menciona, entretanto, o comprimento das fileiras, impossibilitando o conhecimento da área da parcela.

Em experimentos conduzidos em seis diferentes ambientes na Austrália, LEWIS e D'ANTUONO (1992) avaliaram o desempenho de diversas cultivares em dois tipos de parcelas. Os autores avaliaram parcelas que consideraram de tamanho padrão (35-40 m<sup>2</sup>) e parcelas de grande tamanho (0,25 a 1,0 ha). Em seus resultados, destacam que a classificação dos cultivares, quanto à produção, mostrou desempenho similar dos mesmos nos diferentes tamanhos de parcela, reforçando a idéia de que os resultados obtidos em parcelas experimentais pequenas podem ser extrapolados para os campos de produção.

PARODI e NEBREDA (1997) avaliaram o comportamento agrônomico de 25 genótipos de trigo durum cultivados em cinco tipos de parcelas no Chile. Foram utilizadas parcelas de tamanhos variando de 0,023 a 3,0 m<sup>2</sup>, com diferentes combinações de espaçamento e comprimento de fileiras. Os autores concluíram que uma parcela formada por cinco fileiras espaçadas de 20 cm, com 2 m de comprimento (2,0 m<sup>2</sup> de área), era o tipo apropriado para suas pesquisas com trigo naquele país.

Em trabalho mais recente, TAYLOR et al. (1999) reuniram dados de trabalhos publicados em periódicos americanos referentes a 362 experimentos de campo com a cultura do trigo, dos quais 220 eram relativos a ensaios de adubação, manejo de plantas daninhas ou técnicas culturais, e 142 eram experimentos de competição de cultivares. Os resultados deste estudo, com relação ao tamanho de parcela e coeficiente de variação (CV), encontram-se sumariados na Tabela 1.

TABELA 1. Valores médio, mínimo e máximo do tamanho de parcela e do coeficiente de variação (CV) em experimentos com trigo

Variável analisada	médio	mínimo	máximo
----- Ensaios de competição de cultivares -----			
Tamanho da parcela (m <sup>2</sup> )	3,49	0,31	19,1
CV (%)	13,7	5,17	30,0
----- Ensaios de adubação, manejo de plantas daninhas ou técnicas culturais -----			
Tamanho da parcela (m <sup>2</sup> )	37,2	8,4	96,0
CV (%)	13,3	3,09	61,8

Fonte: Adaptado de TAYLOR et al. (1999).

Constata-se que os tamanhos de parcelas utilizados pelos pesquisadores variaram de 0,31 a 96 m<sup>2</sup>, dependendo do tipo de experimento, sendo que, o tamanho médio da parcela utilizada nos experimentos de competição de cultivares foi de 3,49 m<sup>2</sup> com correspondente CV de 13,7%.

Em relação à forma da parcela, WIEBE (1935) estudando a influência desta característica sobre o coeficiente de variação, verificou que, quanto mais fileiras eram adicionadas a uma parcela de um dado comprimento a variabilidade tendia a aumentar. Inversamente, quando se aumentava o comprimento da parcela mantendo sua largura constante, a variabilidade decrescia. Deste comportamento o autor concluiu que uma parcela longa e estreita era menos variável do que uma parcela quadrada do mesmo tamanho, pois o coeficiente de variação crescia quando a forma da parcela aproximava-se de um quadrado.

ELLIOT et al. (1952) usando o método da máxima curvatura para estudar a relação entre coeficiente de variação e tamanho de parcela, também relataram que aumentando o comprimento da parcela ocorria um decréscimo no valor do CV, entretanto, esse decréscimo não era proporcional ao aumento na área da parcela.

Muitas investigações acerca do tamanho e da forma das parcelas experimentais têm sido conduzidas no Brasil com diversas culturas: soja (SILVA, 1972), girassol (CAMPOS, 1972), milho (STORCK e UITDEWILLIGEN, 1980; RIBEIRO et al., 1984; CHAVES, 1985; SILVA et al., 1987), feijão comum (ZIMMERMANN, 1982; BERTOLUCCI et al., 1991), feijão caupi (RIBEIRO et al., 1984), mandioca (BUENO e GOMES, 1983; VIANA, 1999), batata (OLIVEIRA e ESTEFANEL, 1995), urucum (SALES JÚNIOR et al., 2000), cafeeiro (DOLL et al., 2000). Contudo, não se encontrou na literatura consultada qualquer referência sobre o assunto em relação à cultura do trigo.

Na Tabela 2, encontram-se alguns exemplos de experimentos de campo com a cultura do trigo, enfatizando-se características da parcela, número de repetições e coeficiente de variação para a variável rendimento de grãos. Observa-se uma predominância de dois tipos tradicionais de parcelas. Antes da década de 90 nota-se predomínio do uso de parcelas formadas por cinco

fileiras de cinco metros, com área de 5,0 m<sup>2</sup>. A partir do início dos anos 90 percebe-se forte tendência de adoção de parcelas de menor tamanho (3,6 m<sup>2</sup>), sendo essa redução de tamanho, resultante do uso de parcelas mais curtas (três metros), porém mais largas (seis fileiras), ou seja, uma alteração no tamanho e, principalmente, na forma da unidade experimental, o que pode ser interpretado como indicação de que o tipo de parcela usado até então não vinha atendendo satisfatoriamente aos anseios dos pesquisadores.

Em todo caso, é interessante ressaltar que, os diferentes tamanhos e formas de parcelas utilizadas parecem ter sido estabelecidos com base apenas na experiência dos pesquisadores, o que do ponto de vista estatístico pode não ser a melhor opção. Isso se torna evidente ao se analisar os valores referentes ao coeficiente de variação (Tabela 2), os quais não apresentaram redução considerável em função das alterações promovidas no tamanho e na forma da parcela na última década, indicando não ter ocorrido ganho na precisão experimental. Portanto, o tamanho e a forma ideal de parcela para esta cultura precisam ser estudados de forma mais criteriosa.

TABELA 2. Tamanhos de parcela, número de repetições (NR) e coeficiente de variação (CV) para a variável produção de grãos, em experimentos com trigo.

Fonte	Tamanho da parcela			NR	CV (%)	Local
	Área Útil ( m <sup>2</sup> )	Nº de fileiras	Comprimento ( m )			
MEDEIROS e SCHLEHUBER (1971)	5,0	5	5	4	-	Pelotas - RS
COQUEIRO e ANDRADE (1972)	6,0	4, 6 e 8	5	4	10,57	Sete Lagoas - MG
CAMARGO et al. (1974)	5,0	5	5	4	16,60 a 25,70	Zonas tritícolas - SP
FELÍCIO et al. (1976)	5,0	5	5	4	17,05	Zonas tritícolas - SP
CAMARGO (1976)	5,0	5	5	4	-	Zonas tritícolas - SP
MUZILLI et al. (1978)	5,0	5	5	3	13,80	Londrina - PR
FELÍCIO e LEITE (1982)	5,0	5	5	4	-	Lorena - SP
FELÍCIO et al. (1983)	5,0	5	5	4	-	Região tritícola - SP
FERREIRA FILHO et al. (1984)	5,0	5	5	4	26,40	Passo Fundo - RS
LINHARES e NEDEL (1984)	5,0	5	5	4	8,08	Passo Fundo - RS
FELÍCIO (1984)	1,8	5	2	4	10,09	Campinas - SP
FELÍCIO et al. (1985)	5,0	5	5	3 ou 4	-	Região tritícola - SP
CAMARGO et al. (1985)	3,0	5	3	3	10,04 a 35,60	Diferentes locais - SP
SOUZA (1985)	2,4	3	4	4	11,03 a 19,08	Doze locais - MG
FELÍCIO et al. (1986)	5,0	5	5	4	13,17 a 25,23	Região tritícola - SP
GEORG et al. (1986)	1,2	2	3	-	24,00	Depressão Central - RS
FELÍCIO et al. (1988)	5,0	5	5	4	-	Região tritícola - SP
CAMARGO et al. (1988)	3,0	5	3	3	10,70 a 37,77	Diferentes locais - SP

TABELA 2. ... Continuação

Fonte	Tamanho da parcela			NR	CV (%)	Local
	Área Útil ( m <sup>2</sup> )	Nº de fileiras	Comprimento ( m )			
FELÍCIO et al. (1988a)	5,0	5	5	4	-	Campo Bonito - SP
CAMARGO et al. (1989)	3,0	5	3	3	7,76 a 28,57	Diferentes regiões - SP
SILVA e GOMES (1990)	5,44	-	-	3 ou 4	2,75 a 6,03	Planaltina - DF
FRANCO et al. (1990)	5,0	5	5	4	11,16	Cascabel - PR
FERREIRA FILHO et al. (1990)	5,0	5	5	4	-	Vale do Paranapanema - SP
FELÍCIO et al. (1990)	5,0	5	5	4	18,56 a 32,27	Vale do Paranapanema - SP
CAMARGO et al. (1990)	3,0	5	3	3	17,07	Zonas tritícolas - SP
SILVA (1991)	3,0	3	5	4	11,06	Planaltina - DF
CAMARGO et al. (1991)	3,0	5	3	3	14,87 a 33,22	Zonas tritícolas - SP
FELÍCIO et al. (1991)	5,0	5	5	-	-	Quatro Localidades - SP
SILVA (1992)	2,4	-	-	3	12,17	Planaltina - DF
SILVA (1992a)	4,8	6	4	3	11,76	Planaltina - DF
CAMARGO et al. (1992)	3,6	6	3	3	19,95 e 23,35	Monte Alegre do Sul e Tatuí - SP
FELÍCIO et al. (1992)	3,6	6	3	4	-	Quatro localidades - SP
FELÍCIO et al. (1993)	3,6	6	3	4	13,86 a 19,40	Vale do Paranapanema - SP
FELÍCIO et al. (1994)	3,6	6	3	-	14,06	Diferentes localidades - SP
FELÍCIO et al. (1994a)	3,6	6	3	-	-	Diferentes localidades - SP
SANTOS et al. (1995)	60	-	10	4	5,00 a 9,00	Guarapuava - PR

TABELA 2. ... Continuação

Fonte	Tamanho da parcela			NR	CV (%)	Local
	Área Útil ( m <sup>2</sup> )	Nº de fileiras	Comprimento ( m )			
CAMARGO et al. (1995)	3,6	6	3	3	14,34 a 27,37	Zonas tritícolas - SP
CAMARGO et al. (1995a)	3,6	6	3	3	16,12 a 21,39	Zonas tritícolas - SP
CAMARGO et al. (1995b)	3,6	6	3	3	13,94 a 20,37	Monte A. Sul e Campinas - SP
FELÍCIO et al. (1996)	3,6	6	3	-	9,88 a 17,74	Zonas tritícolas - SP
FELÍCIO et al. (1998)	3,6	6	3	3	12,33 a 14,33	Zonas tritícolas - SP
FELÍCIO et al. (1998a)	3,6	6	3	4	14,79	Zonas tritícolas - SP
FELÍCIO et al. (1999)	3,6	6	3	4	10,96 a 16,27	Zonas tritícolas - SP
CAMARGO et al. (1999)	3,6	6	3	4	9,53 a 15,44	Tatuí e Capão Bonito - SP
SANTOS et al. (2000)	40	-	10	3	-	Passo Fundo - RS
FELÍCIO et al. (2000)	3,6	6	3	4	11,13	Zona tritícola - SP
FELÍCIO et al. (2001)	3,6	6	3	4	11,32 a 12,66	Zonas tritícolas - SP
FELÍCIO et al. (2001a)	3,6	6	3	4	-	Zona tritícola - SP
CAMARGO et al. (2001)	3,6	6	3	4	11,37 a 19,48	Zonas tritícolas - SP
FELÍCIO et al. (2002)	3,6	5	3	4	12,92 a 17,19	Zona tritícola H - SP

### **3. MATERIAL E MÉTODOS**

#### **3. 1. Descrição das condições experimentais**

Os dados foram obtidos de 16 experimentos de uniformidade (ensaios “em branco”) conduzidos, sob diferentes condições de cultivo, durante o ano de 2002. Oito ensaios (experimentos ímpares) foram realizados na Fazenda Experimental do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa, localizada no município de Coimbra-MG, e igual número de ensaios (experimentos pares) foram conduzidos em área experimental da Cooperativa dos Produtores do Plano de Assentamento Dirigido do Alto Paranaíba (COOPADAP), localizada no município de São Gotardo-MG.

O município de Coimbra está situado na Zona da Mata do estado de Minas Gerais. A Fazenda Experimental da UFV apresenta altitude média de 715 m e coordenadas geográficas 20° 50' 30" S e 42° 48' 30" W. O solo é classificado como Argissolo Vermelho-Amarelo Distrófico e não havia sido cultivado na safra anterior. Uma semana antes da implantação dos experimentos realizou-se o preparo do solo, mediante uma aração e duas gradagens, nas áreas onde foram alocados os ensaios sob plantio convencional. Na mesma ocasião, efetuou-se aplicação do herbicida glyphosate sobre a vegetação espontânea presente nas áreas destinadas aos experimentos sob plantio direto.

O município de São Gotardo está localizado na região do Alto Paranaíba, zona oeste do estado de Minas Gerais. A área experimental, nessa localidade, é caracterizada pelas coordenadas geográficas 19° 11' 20" S e 47° 10' 15" W, com altitude média de 1.100 m. O solo é classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo e havia sido cultivado com soja na safra anterior. Em virtude disso, realizaram-se apenas duas gradagens nas áreas onde foram implantados os experimentos sob plantio convencional, e não houve necessidade de aplicação de herbicidas, antes do semeio, nas áreas que receberam os ensaios sob plantio direto.

Os ensaios de sequeiro (experimentos 1 a 8) foram implantados aos 05 de março, em Coimbra (ensaios ímpares), e aos 19 dias do mesmo mês, em São Gotardo (ensaios pares). Os ensaios irrigados (experimentos 9 a 16) foram instalados aos 02 de maio em São Gotardo (ensaios pares), onde se utilizou irrigação por pivô central, e aos 10 dias do referido mês, em Coimbra (ensaios ímpares). Nesta localidade utilizou-se irrigação convencional por aspersão .

As cultivares utilizadas no presente trabalho, Aliança, IAC 350, IAC 289 e BRS 207, com exceção da Aliança que é precoce, são todas de ciclo médio, porte baixo, resistentes ao acamamento e foram escolhidas por serem as mais utilizadas na região do Brasil-Central, nas respectivas condições em que foram cultivadas (REUNIÃO..., 2001).

Uma descrição resumida das características gerais de cada experimento é apresentada no Tabela 3. As condições climáticas registradas durante o período experimental, que se estendeu de março a setembro de 2002, encontram-se dispostas na Figura 1. Os dados de temperatura atribuídos a Coimbra foram registrados em Viçosa-MG, por não se dispor destas informações para aquela localidade. A distância entre Viçosa e Coimbra é cerca de 10 km, em linha reta.

TABELA 3. Caracterização geral das condições em que foram conduzidos os experimentos de uniformidade

<b>Experimento</b>	<b>Local</b>	<b>Condição de cultivo</b>	<b>Sistema de plantio<sup>1</sup></b>	<b>Cultivar</b>
<b>1</b> (Co-S-PC)	Coimbra	Sequeiro	PC	Aliança
<b>2</b> (SG-S-PC)	São Gotardo	Sequeiro	PC	Aliança
<b>3</b> (Co-S-PD)	Coimbra	Sequeiro	PD	Aliança
<b>4</b> (SG-S-PD)	São Gotardo	Sequeiro	PD	Aliança
<b>5</b> (Co-S-PC)	Coimbra	Sequeiro	PC	IAC - 350
<b>6</b> (SG-S-PC)	São Gotardo	Sequeiro	PC	IAC - 350
<b>7</b> (Co-S-PD)	Coimbra	Sequeiro	PD	IAC - 350
<b>8</b> (SG-S-PD)	São Gotardo	Sequeiro	PD	IAC - 350
<b>9</b> (Co-I-PC)	Coimbra	Irrigado	PC	IAC - 289
<b>10</b> (SG-I-PC)	São Gotardo	Irrigado	PC	IAC - 289
<b>11</b> (Co-I-PD)	Coimbra	Irrigado	PD	IAC - 289
<b>12</b> (SG-I-PD)	São Gotardo	Irrigado	PD	IAC - 289
<b>13</b> (Co-I-PC)	Coimbra	Irrigado	PC	BRS - 207
<b>14</b> (SG-I-PC)	São Gotardo	Irrigado	PC	BRS - 207
<b>15</b> (Co-I-PD)	Coimbra	Irrigado	PD	BRS - 207
<b>16</b> (SG-I-PD)	São Gotardo	Irrigado	PD	BRS - 207

<sup>1</sup> PC = Plantio convencional; PD = Plantio direto

Em cada local experimental coletou-se, antes da semeadura, uma amostra de solo (composta de 10 subamostras) de cada área experimental sob o mesmo sistema de plantio, cujos resultados da análise encontram-se na Tabela 4. Desse modo, as amostras 1 e 2 correspondem às áreas onde foram implantados os experimentos de sequeiro em Coimbra, sob plantio convencional e direto, respectivamente. As amostras 3 e 4 referem-se aos ensaios de sequeiro de São Gotardo, sob plantio convencional e direto, respectivamente. As amostras 5 e 6 dizem respeito aos ensaios irrigados realizados em Coimbra, também sob plantio convencional e direto, respectivamente, e as amostras 7 e 8 são relativas às áreas onde foram conduzidos os experimentos irrigados em São Gotardo, respectivamente, sob plantio convencional e direto.

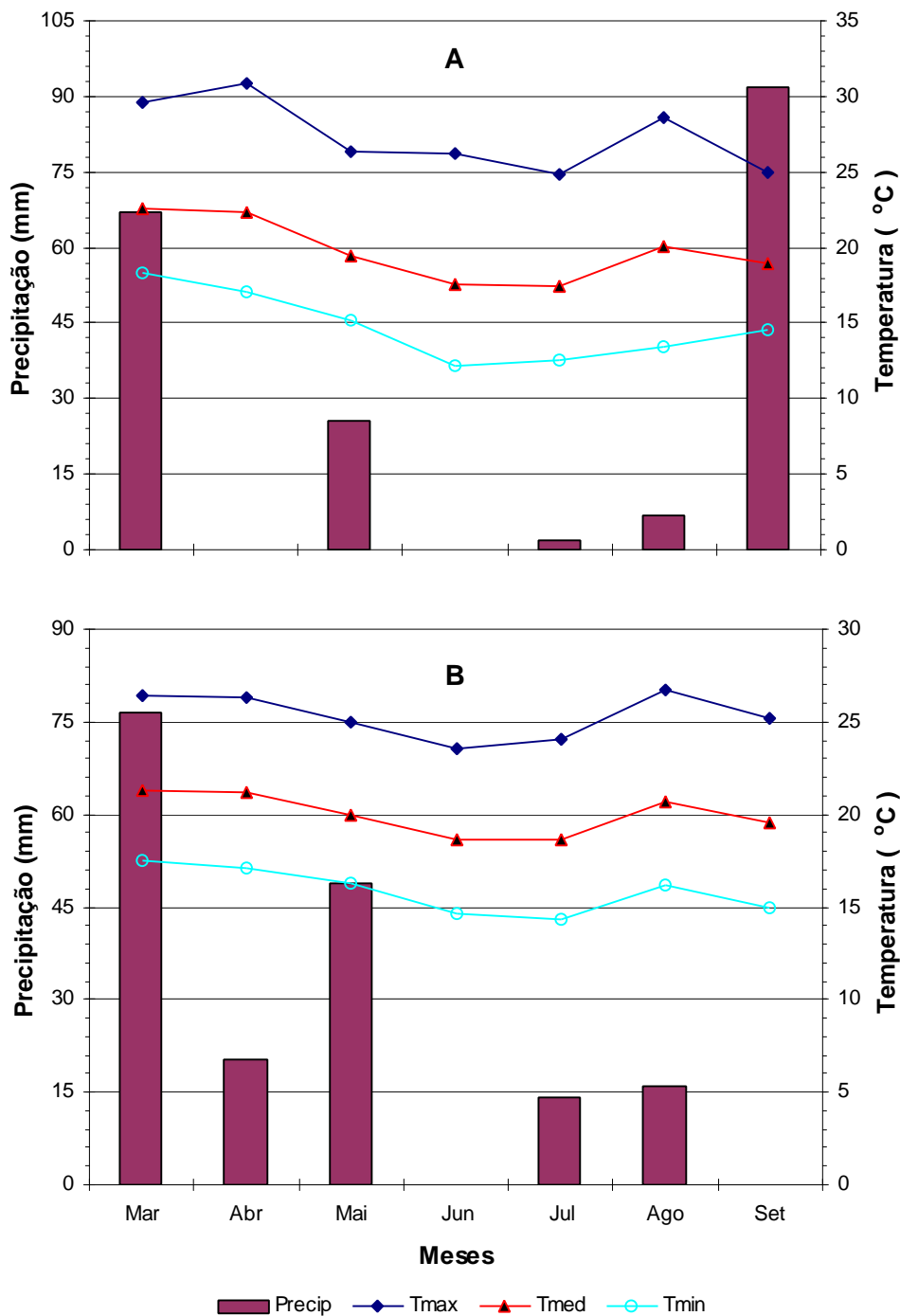


FIGURA 1. Precipitação mensal e temperaturas máxima, média e mínima durante o período experimental, em Coimbra (A) e em São Gotardo (B).

Em todos os experimentos a sementeira foi realizada mecanicamente com espaçamento de 20 cm entre fileiras e densidade de 380 sementes viáveis por metro quadrado, efetuando-se adubação simultânea na dosagem de 350 kg/ha do formulado 8-28-16.

TABELA 4. Características químicas das amostras de solo coletadas nas diferentes áreas experimentais<sup>1</sup>

Característica determinada	Valores observados							
	Amostra 1 (Co-S-PC)	Amostra 2 (Co-S-PD)	Amostra 3 (SG-S-PC)	Amostra 4 (SG-S-PD)	Amostra 5 (Co-I-PC)	Amostra 6 (Co-I-PD)	Amostra 7 (SG-I-PC)	Amostra 8 (SG-I-PD)
pH em H <sub>2</sub> O	4,76 b	4,40 mb	5,36 b	5,51 B	4,66 b	4,72 b	5,54 B	5,00 b
P (mg / dm <sup>3</sup> )*	12,70 m	14,38 m	5,53 mb	4,14 mb	6,82 mb	6,89 mb	9,14 m	4,79 mb
P-rem (mg / L)	26,85	23,03	13,34	15,11	35,58	35,97	15,49	16,12
K <sup>+</sup> (mg / dm <sup>3</sup> )*	52 m	52 m	42 m	18 b	50 m	32 b	46 m	18 b
Ca <sup>2+</sup> ( cmol <sub>c</sub> / dm <sup>3</sup> )**	2,91 B	1,66 m	4,33 MB	4,50 MB	2,92 B	2,35 m	4,91MB	3,56 B
Mg <sup>2+</sup> ( cmol <sub>c</sub> / dm <sup>3</sup> )**	0,61 m	0,28 b	1,12 B	1,12 B	0,67 m	0,53 m	1,14 B	0,70 m
Al <sup>3+</sup> ( cmol <sub>c</sub> / dm <sup>3</sup> )**	0,36 b	1,08 a	0,00 mb	0,00 mb	0,12 mb	0,12 mb	0,00 mb	0,00 mb
H <sup>+</sup> + Al <sup>3+</sup> ( cmol <sub>c</sub> / dm <sup>3</sup> ***)	8,0 a	9,5 ma	9,6 ma	7,1 a	6,8 a	6,7 a	9,6 ma	8,6 a
SB ( cmol <sub>c</sub> / dm <sup>3</sup> )	3,65 a	2,07 m	5,56 a	5,67 a	3,72 a	2,96 m	6,17 ma	4,31 a
t ( cmol <sub>c</sub> / dm <sup>3</sup> )	4,01 m	3,15 m	5,56 a	5,67 a	3,84 m	3,08 m	6,17 a	4,31 m
T ( cmol <sub>c</sub> / dm <sup>3</sup> )	11,65 a	11,57 a	15,16 ma	12,77 a	10,52 a	9,66 a	15,77 ma	12,91 a
V (%)	31,3 b	17,9 mb	36,7 b	44,4 m	35,4 b	30,6 b	39,1 b	33,4 b
m (%)	9,0 mb	34,3 m	0,0 mb	0,0 mb	3,1 mb	3,9 mb	0,0 mb	0,0 mb

<sup>1</sup> Análise realizada no laboratório de análises de rotina do Departamento de Solos da UFV.

\* Extrator Mehlich 1; \*\* Extrator KCl – 1 mol/L; \*\*\* Extrator acetato de cálcio 0,5 mol/L – pH 7,0.

MB = muito bom; B = bom; ma = muito alto; a = alto; m = médio; b = baixo; mb = muito baixo. Classificação segundo a Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais (1999).

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

Todos os experimentos tiveram a mesma estrutura de plantio, constando de uma área total de 180 m<sup>2</sup>, formada por trinta fileiras de trinta metros de comprimento. Foram colhidos os doze metros centrais de cada uma das 24 fileiras centrais do experimento, perfazendo uma área útil de 57,6 m<sup>2</sup>. Essa área foi colhida manualmente, em segmentos de um metro de fileira (uma unidade básica = 0,2 m<sup>2</sup>), obtendo-se assim um total de 288 unidades básicas (**ub**) por ensaio. A produção de espigas de cada parcela unitária (**ub**) foi colhida separadamente e acondicionada em saco de papel devidamente identificado. Posteriormente, as espigas de cada unidade básica foram trilhadas e a produção de grãos resultante foi pesada em balança digital (com precisão de duas casas decimais), registrando-se o seu valor em gramas por unidade básica.

A produção de grãos de unidades básicas adjacentes foi combinada para formar parcelas de diferentes tamanhos e formas. Na escolha dos diferentes tipos de parcelas avaliados consideraram-se somente os agrupamentos de unidades básicas que originavam tamanho de parcela capaz de utilizar cem por cento da área experimental. Desse modo, foram estudados 41 tipos de parcelas, caracterizadas na Tabela 5, correspondendo a 13 diferentes tamanhos, representados pelo comprimento (C) em metros ou **ub** e pela largura (L) em unidades básicas ou número de fileiras, como se segue:

C	L	C	L	C	L	C	L	C	L	C	L						
1	x	1	2	x	1	3	x	1	4	x	1	6	x	1	12	x	1
1	x	2	2	x	2	3	x	2	4	x	2	6	x	2	12	x	2
1	x	3	2	x	3	3	x	4	4	x	3	6	x	3	12	x	3
1	x	4	2	x	4	3	x	6	4	x	4	6	x	4	12	x	4
1	x	6	2	x	6	3	x	8	4	x	6	6	x	6	12	x	6
1	x	8	2	x	8	3	x	12	4	x	12	6	x	8			
1	x	12	2	x	12	3	x	24				6	x	12			
1	x	24	2	x	24												

TABELA 5. Características das parcelas avaliadas contendo  $X_i$  unidades básicas de comprimento,  $X_n$  unidades básicas de largura,  $X$  unidades básicas de tamanho, área  $A$  e forma  $S$  expressa em termos da proporção comprimento largura

$X_i$	$X_n$	$X$	$A$ (m <sup>2</sup> )	$S$ (m:m)
1	1	1	0,2	1 : 0,2
1	2	2	0,4	1 : 0,4
2	1	2	0,4	2 : 0,2
1	3	3	0,6	1 : 0,6
3	1	3	0,6	3 : 0,2
1	4	4	0,8	1 : 0,8
2	2	4	0,8	2 : 0,4
4	1	4	0,8	4 : 0,2
1	6	6	1,2	1 : 1,2
2	3	6	1,2	2 : 0,6
3	2	6	1,2	3 : 0,4
6	1	6	1,2	6 : 0,2
1	8	8	1,6	1 : 1,6
2	4	8	1,6	2 : 0,8
4	2	8	1,6	4 : 0,4
1	12	12	2,4	1 : 2,4
2	6	12	2,4	2 : 1,2
3	4	12	2,4	3 : 0,8
4	3	12	2,4	4 : 0,6
6	2	12	2,4	6 : 0,4
12	1	12	2,4	12 : 0,2
2	8	16	3,2	2 : 1,6
4	4	16	3,2	4 : 0,8
3	6	18	3,6	3 : 1,2
6	3	18	3,6	6 : 0,6
1	24	24	4,8	1 : 4,8
2	12	24	4,8	2 : 2,4
3	8	24	4,8	3 : 1,6
4	6	24	4,8	4 : 1,2
6	4	24	4,8	6 : 0,8
12	2	24	4,8	12 : 0,4
3	12	36	7,2	3 : 2,4
6	6	36	7,2	6 : 1,2
12	3	36	7,2	12 : 0,6
2	24	48	9,6	2 : 4,8
4	12	48	9,6	4 : 2,4
6	8	48	9,6	6 : 1,6
12	4	48	9,6	12 : 0,8
3	24	72	14,4	3 : 4,8
6	12	72	14,4	6 : 2,4
12	6	72	14,4	12 : 1,2

### 3. 2. Método de análise dos dados

A análise estatística dos dados foi realizada de acordo com o critério de classificação hierárquica proposto por KOCK e RIGNEY (1951) e HATHEWAY e WILLIAMS (1958), simulando um experimento em parcelas subsubsubdivididas (VALLEJO e MENDOZA, 1992; VIANA et al., 2002), cujas características, para todos os ensaios, são apresentadas nas Tabelas 6 e 7.

TABELA 6. Área das parcelas, número de repetições e número de unidades básicas que compõem cada tamanho de parcela em função da classificação hierárquica adotada

Tamanho de Parcela	Área (m <sup>2</sup> )	Nº de repetições	Nº de <b>ub</b>
Repetição	19,2	3	96
Bloco	4,8	12	24
Parcela	2,4	24	12
Subparcela	1,2	48	6
Subsubparcela	0,6	96	3
Subsubsubparcela	0,2	288	1

TABELA 7. Esquema da análise de variância de cada experimento de acordo com o critério de classificação hierárquica adotado

FONTE DE VARIAÇÃO	GL	SQ	QM = $\hat{V}_i$
Repetições	f – 1	S <sub>1</sub>	$\hat{V}_1$
Blocos/Repetições	f (e – 1)	S <sub>2</sub>	$\hat{V}_2$
Parcelas/Blocos	ef (d – 1)	S <sub>3</sub>	$\hat{V}_3$
Subparcelas/Parcelas	def (c – 1)	S <sub>4</sub>	$\hat{V}_4$
Subsubparcelas/subparcelas	cdef (b – 1)	S <sub>5</sub>	$\hat{V}_5$
Subsubsubparcelas/subsubparcelas	bcdef (a – 1)	S <sub>6</sub>	$\hat{V}_6$
Subsubsubparcelas	abcdef – 1		

Da análise de variância hierárquica, esquematizada no quadro acima, obtém-se as estimativas de variâncias originais para cada tamanho de parcela resultante da classificação adotada, as quais são representadas pelo valor do quadrado médio da análise de variância.

### **3. 3. Métodos utilizados na determinação do tamanho da parcela**

#### **3. 3.1. Método da máxima curvatura**

Na determinação do tamanho de parcela por este método, calcularam-se, inicialmente, os coeficientes de variação (CV) dos dados de produção de grãos, para os vários tamanhos de parcelas pré-estabelecidos. Os valores percentuais dos CVs obtidos 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 a curva através das coordenadas resultantes da relação CV e tamanhos de parcela seria traçada à mão livre e o ponto de máxima curvatura localizado por inspeção visual (FEDERER, 1963). Todavia, no presente trabalho adotou-se o procedimento empregado por ORTIZ (1995) e VIANA et al., (2002), utilizando-se ferramenta computacional (Microsoft Excel) para construção dos gráficos e obtenção das curvas mediante união dos pontos coordenados por meio de segmentos de reta.

O tamanho ótimo da parcela foi considerado como sendo o valor da abscissa correspondente ao ponto sobre a curva onde ocorre a maior taxa de mudança do coeficiente de variação em resposta ao incremento de tamanho da parcela (LE CLERG, 1967).

#### **3. 3.2. Método da máxima curvatura modificado**

Com o propósito de corrigir os inconvenientes do método da máxima curvatura, eliminando a influência da escala dos eixos coordenados sobre a determinação do ponto de máxima curvatura e possibilitando a obtenção de tamanhos de parcela diferentes daqueles pré-estabelecidos pelo pesquisador, LESSMAN e ATKINS (1963) propuseram uma modificação desse método que consiste em se determinar algebricamente o ponto onde 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 e LESSMAN (1971), pode ser estimada pela equação geral  $y = a/X^b$ , onde  $y$

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 foi estimado pela fórmula seguinte (MEIER e LESSMAN, 1971), adotando-se o simétrico de “b” no procedimento de cálculo (CHAVES, 1985):

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

$X_{MC}$  = valor da abscissa correspondente ao ponto de máxima curvatura;

$a$  = constante da regressão; e

$b$  = coeficiente de regressão.

### 3. 3.3. Método da comparação de variâncias

Por este método, os tamanhos de parcela avaliados dependem do critério de classificação adotado para análise dos dados. A classificação hierárquica utilizada neste trabalho possibilitou a obtenção de cinco tamanhos de parcelas, formadas por 1, 3, 6, 12, 24 e 96 unidades básicas. Assim, obtidas as estimativas de variâncias originais ( $\hat{V}_i$ ) para estes tamanhos de parcelas, por meio da análise de variância, estas foram corrigidas e reduzidas em relação à menor unidade de classificação (HATHEWAY e WILLIAMS, 1958; VALLEJO e MENDOZA, 1992), em ordem hierárquica, da forma seguinte:

$$\hat{V}'_1 = \hat{V}_1$$

$$\hat{V}'_2 = \frac{[f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[f(e-1) + (f-1)]}$$

$$\hat{V}'_3 = \frac{[fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]}$$

$$\hat{V}'_4 = \frac{[fed(c-1)\hat{V}_4 + fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fed(c-1) + fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]}$$

$$\hat{V}'_5 = \frac{[fedc(b-1)\hat{V}_5 + fed(c-1)\hat{V}_4 + fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fedc(b-1) + fed(c-1) + fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]}$$

$$\hat{V}'_6 = \frac{[fedcb(a-1)\hat{V}_6 + fedc(b-1)\hat{V}_5 + fed(c-1)\hat{V}_4 + fe(d-1)\hat{V}_3 + f(e-1)\hat{V}_2 + (f-1)\hat{V}_1]}{[fedcb(a-1) + fedc(b-1) + fed(c-1) + fe(d-1) + f(e-1) + (f-1)]}$$

onde:

$\hat{V}_i$  = Variância original

$\hat{V}'_i$  = Variância corrigida

a = número de subsubsubparcelas em cada subsubparcela;

b = número de subsubparcelas em cada subparcela;

c = número de subparcelas em cada parcela;

d = número de parcelas em cada bloco;

e = número de blocos em cada repetição; e

f = número de repetições

e finalmente, as estimativas de variâncias reduzidas  $\hat{V}(x_i)$  em relação a uma unidade básica (subsubsubparcela) foram obtidas dividindo-se as variâncias corrigidas ( $\hat{V}'_i$ ), dos diferentes tamanhos de parcelas, pelos seus respectivos números de unidades básicas, como se segue:

$$\hat{V}_{(x=96)} = \frac{\hat{V}'_1}{96}$$

$$\hat{V}_{(x=24)} = \frac{\hat{V}'_2}{24}$$

$$\hat{V}_{(x=12)} = \frac{\hat{V}'_3}{12}$$

$$\hat{V}_{(x=6)} = \frac{\hat{V}'_4}{6}$$

$$\hat{V}_{(x=3)} = \frac{\hat{V}'_5}{3}$$

$$\hat{V}_{(x=1)} = \hat{V}'_6$$

Consecutivos testes de Bartlett, para homogeneidade de variâncias (NUNES, 1998), foram aplicados às variâncias corrigidas e reduzidas, excluindo-se em cada teste a menor parcela com variância estatisticamente diferente. Este procedimento foi continuado 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 ótimo da unidade experimental (VALLEJO e MENDOZA, 1992; ORTIZ, 1995).

### 3. 3.4. Método de Hatheway

Incorporando o índice de heterogeneidade de SMITH (1938) à formula proposta por COCHRAN e COX (1957) para determinação do número de repetições, HATHEWAY (1961) desenvolveu seu próprio método de determinação do que chamou “tamanho conveniente de parcela” por meio da seguinte fórmula:

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

X = tamanho da parcela em unidades básicas;

b = coeficiente ou índice de heterogeneidade de Smith;

t<sub>1</sub> = valor crítico da distribuição t de Student ao nível  $\alpha_1$  de probabilidade;

t<sub>2</sub> = valor crítico da distribuição t de Student ao nível  $\alpha_2 = 2 (1 - P)$ , onde P é a probabilidade selecionada de se obter um resultado significativo;

CV = coeficiente de variação (%), selecionado a partir de experimentos anteriores;

r = número de repetições;

d = diferença a ser detectada medida em percentagem da média.

Nesse método o pesquisador precisa, além do conhecimento prévio do coeficiente “b” de Smith, especificar o número de repetições (r) que deseja usar e os níveis de precisão pretendidos ( $\alpha$ , d e P), daí a denominação “tamanho conveniente de parcela”, uma vez que não se estima necessariamente um tamanho ótimo, mas sim várias opções que podem atender a condições convenientes à pesquisa (BAKKE, 1988).

Na estimativa do tamanho de parcela pelo presente método, adotou-se um nível de precisão de  $\alpha_1 = 5,0 \%$  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 % - além do CV observado em cada experimento) 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.

### 3. 4. Diferença detectável entre médias de tratamentos

Uma opção interessante que o método de Hatheway possibilita é a estimativa da verdadeira diferença (**d**) detectável entre médias de tratamentos, a qual pode ser obtida isolando-se essa variável na fórmula proposta para determinação do tamanho conveniente de parcela HATHEWAY (1961):

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

Conhecendo-se os valores do coeficiente de variação (CV) e do índice de heterogeneidade (**b**), e se forem especificados níveis de significância de modo a possibilitar a obtenção dos valores (**t**) da distribuição de Student, então a diferença (**d**) detectável depende apenas do número de repetições (**r**) e do tamanho da parcela (**x**), e pode ser relacionada como uma função dessas variáveis (BAKKE, 1988).

Diante dessa possibilidade, estimou-se, no presente trabalho, valores da verdadeira diferença (**d**) detectável entre médias de tratamentos, (utilizando-se o CV e o índice “**b**” disponíveis para cada experimento), estipulando-se tamanhos de parcela variando de 1 a 40 unidades básicas (0,2 a 8,0 m<sup>2</sup>), sempre para o caso de experimentos com nove tratamentos e 3, 4 ou 5 repetições, em delineamento de blocos completos casualizados, adotando-se os mesmos níveis de precisão utilizados na estimativa do tamanho de parcela pelo método de Hatheway.

### 3. 5. Índice de heterogeneidade do solo

A estimativa deste índice foi obtida mediante o ajuste de equação de regressão linear entre o logaritmo da variância do rendimento médio de cada tamanho de parcela pré-estabelecido 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.

### 3. 6. Forma da parcela ou unidade experimental

A forma da unidade experimental diz respeito à relação entre o comprimento e sua largura. A influência desta característica da parcela sobre a precisão experimental foi avaliada pelo **método da informação relativa** (KELLER, 1949) e pela observação do comportamento dos coeficientes de variação das diferentes formas de parcelas de um mesmo tamanho.

Calculou-se, inicialmente, a variância do rendimento médio para cada tipo de parcela escolhido. Em seguida, a variância de cada forma de parcela foi dividida pelo seu correspondente número de unidades básicas (tamanho da parcela em **ub**), obtendo-se, desse modo, uma variância que, segundo KELLER (1949), seria comparável com a variância da parcela unitária (parcela de uma **ub** de tamanho).

Considerando que a variância da parcela unitária fornece 100% de informação relativa (KELLER, 1949), dividindo-se esta variância pela variância comparável ( $V_c$ ) de cada tipo de parcela, obteve-se a percentagem de informação relativa correspondente a cada forma de parcela, com base na qual foram identificadas as melhores formas de parcelas para avaliação do rendimento de grãos nas diferentes condições estudadas.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4. 1. Análise de variância e coeficiente de variação experimental

O resumo da análise de variância dos dados de produção de grãos por unidade básica, para cada condição experimental, encontra-se na Tabela 1A. Os coeficientes de variação, nas diferentes condições experimentais, variaram de 9,92% (experimento 9) a 25,64% (experimento 2), sendo que na maioria dos ensaios o valor deste índice foi inferior a 20% (Tabela 8). Valores de CV desta magnitude situam-se dentro dos limites que têm sido observados por diversos autores ao avaliarem a característica rendimento de grãos em ensaios de competição de cultivares de trigo.

TABELA 8. Coeficientes de variação (CV) experimental para a característica rendimento de grãos em trigo, sob diferentes condições de cultivo.

Experimento		CV (%)	Experimento		CV (%)		
Sob condições de sequeiro	cv Aliança	1 (Co-PC)	20,47	Sob condições irrigadas	cv IAC 289	9 (Co-PC)	9,92
		2 (SG-PC)	25,64			10 (SG-PC)	16,31
		3 (Co-PD)	15,51			11 (Co-PD)	10,48
		4 (SG-PD)	19,65			12 (SG-PD)	14,56
	cv IAC 350	5 (Co-PC)	18,74	cv BRS 207	13 (Co-PC)	10,20	
		6 (SG-PC)	22,90		14 (SG-PC)	13,21	
		7 (Co-PD)	15,66		15 (Co-PD)	11,12	
		8 (SG-PD)	23,52		16 (SG-PD)	15,87	

Analisando-se as diferentes condições de cultivo, constata-se que, sob condições de sequeiro (experimentos 1 a 8), os valores dos coeficientes de variação foram bem mais elevados, com média de 20,26%, enquanto que nos experimentos irrigados (9 a 16) o valor médio dos CVs foi de apenas 12,70% (Tabela 8). Este comportamento, no entanto, não deve ser interpretado como indicativo confiável de maior uniformidade no ambiente irrigado. Ele é reflexo dos maiores níveis de produtividade obtidos nos experimentos irrigados, os quais apresentaram rendimento médio de grãos duas vezes maior que os ensaios de sequeiro.

É oportuno lembrar que o coeficiente de variação experimental é uma medida relativa de variabilidade que representa o desvio padrão residual expresso como uma fração percentual da média do experimento. Percebe-se, portanto, influência marcante da produtividade média do ensaio sobre este índice, conforme relatado por HUNSAKER e BUCKS (1992) que constataram aumento consistente no coeficiente de variação da produção de grãos com a redução de produtividade da cultura. TAYLOR et al. (1999) analisando resultados de vários trabalhos, também encontraram correlação significativa e negativa entre produtividade média e coeficiente de variação, porém nenhuma relação consistente foi observada entre produtividade e quadrado médio do erro. Isso reforça a idéia de que os menores valores de coeficientes de variação observados nos experimentos irrigados não significam, necessariamente, menor heterogeneidade sob esta condição.

Quanto aos sistemas de plantio (convencional e direto), observa-se pequena influência deste fator sobre os coeficientes de variação dos experimentos, numa mesma condição de suprimento hídrico (Tabela 8), corroborando com o que foi discutido anteriormente, uma vez que a variabilidade na produtividade, em função do sistema de semeio, também foi pequena. Os experimentos sob plantio convencional (PC), em condições de sequeiro, apresentaram CV médio de 21,93%, enquanto que o valor correspondente nos ensaios sob plantio direto (PD) foi de 18,58%. Nos experimentos irrigados (9 a 16), aqueles sob plantio convencional apresentaram coeficiente de variação médio de 12,41%, ao passo que o CV médio nos ensaios sob plantio direto foi igual a 13,00%.

#### 4. 2. Índice de heterogeneidade do solo

Este índice foi proposto por SMITH (1938), ao estudar o tamanho de parcelas para a cultura do trigo por meio de ensaios de uniformidade, e tem sido aceito como uma das medidas mais úteis da variabilidade do solo (LE CLERG et al., 1962; ROSSETTI, 1979), sendo considerada a variável principal na estimativa do tamanho de parcela (ROSSETTI e GOMES, 1983).

A base de dados utilizada na estimação do índice de heterogeneidade do solo (**b**) encontra-se nas Tabelas 2A a 17A, e a representação gráfica da relação entre o logaritmo da variância do rendimento médio de grãos de parcelas de **x** unidades básicas de tamanho contra o logaritmo do seu respectivo tamanho (**x**) é apresentada nas Figuras 2 a 5. Nestas figuras encontram-se as equações de regressão ajustadas para o relacionamento acima mencionado, nas quais o coeficiente de regressão (**b**) representa o índice de heterogeneidade ou variabilidade do solo, nos diferentes locais e condições experimentais estudadas.

Os valores de **b** variaram de 0,2492 (experimento 1) a 0,9510 (experimento 11). O índice de heterogeneidade é uma medida da correlação entre a produção de unidades experimentais ( $u_b$ ) adjacentes, variando, portanto, entre zero e um. Valores de **b** próximos de zero indicam que a área experimental é bastante uniforme, enquanto que um valor próximo da unidade significa elevada heterogeneidade. No presente trabalho os valores de **b**, na maioria dos ensaios, situaram-se próximos de 0,5 indicando que, de modo geral, os solos das diferentes áreas experimentais utilizadas apresentam variabilidade intermediária.

Embora não se justifiquem comparações dos resultados obtidos neste estudo com aqueles obtidos por outros autores em condições diferentes, pode-se mencionar que, em trabalhos clássicos com a cultura do trigo, WIEBE (1935) e SMITH (1938), ao avaliarem resultados de vários experimentos de uniformidade, encontraram valores para o índice de heterogeneidade do solo variando de 0,2 a 0,8.

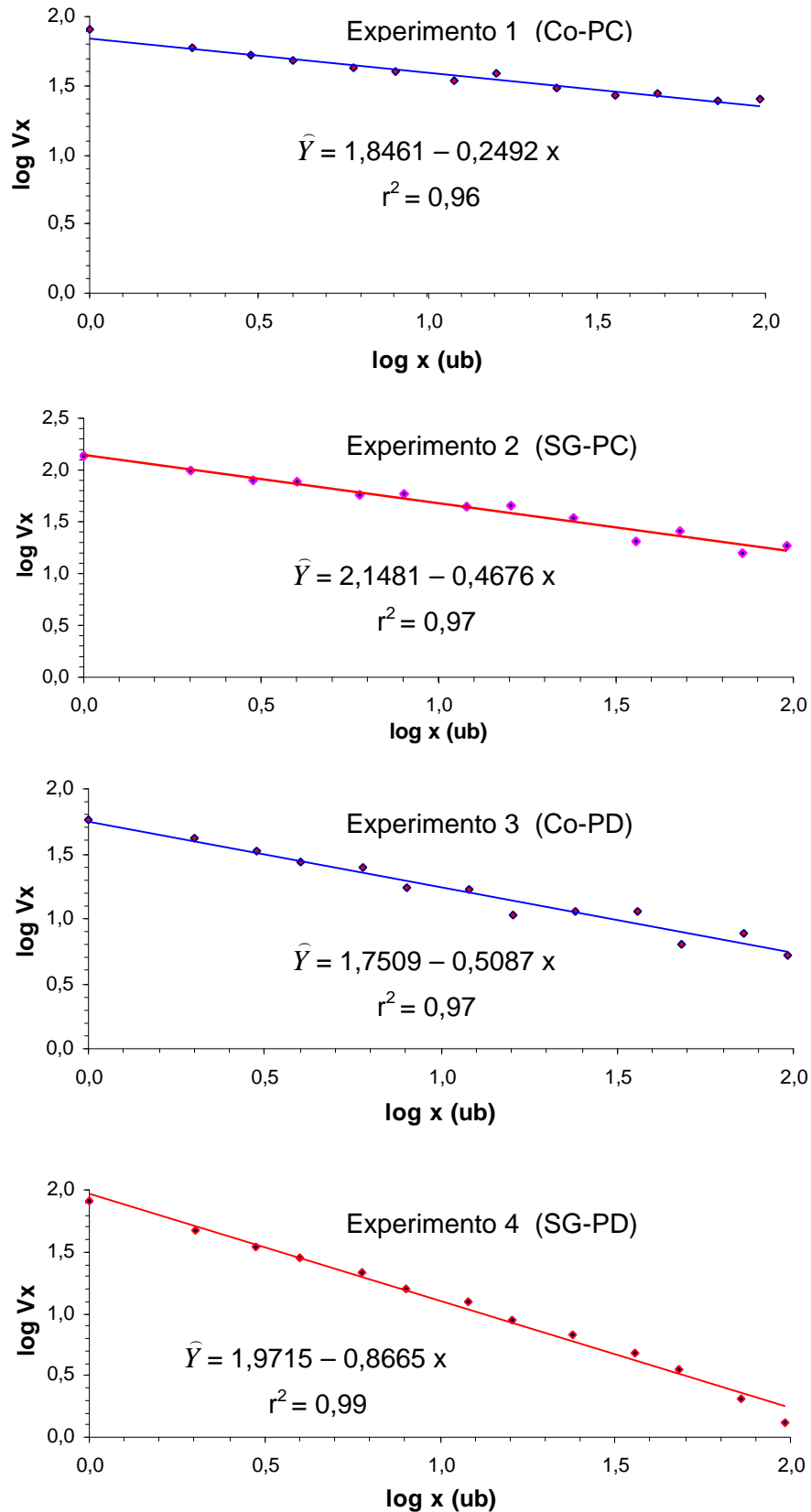


FIGURA 2. Equações de regressão entre logaritmo da variância e logaritmo do tamanho da parcela, em unidades básicas (x), para o rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv Aliança. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

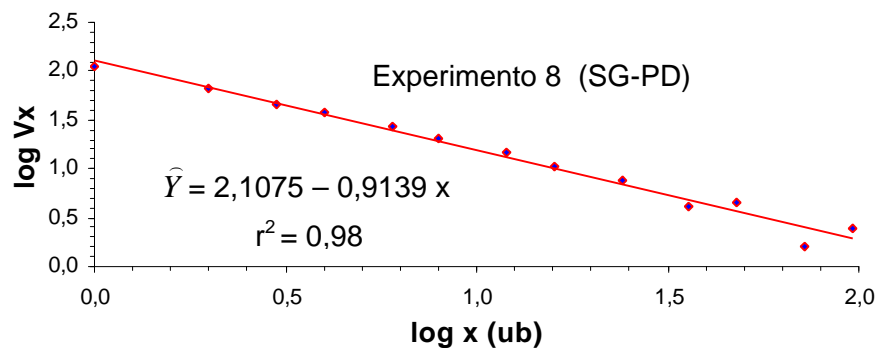
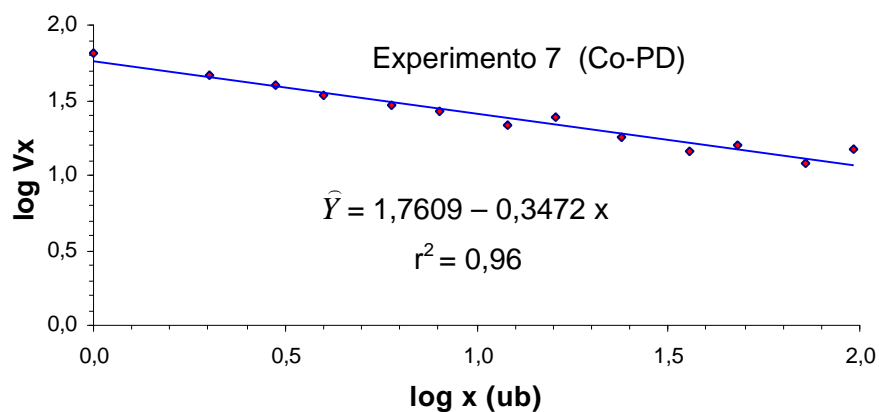
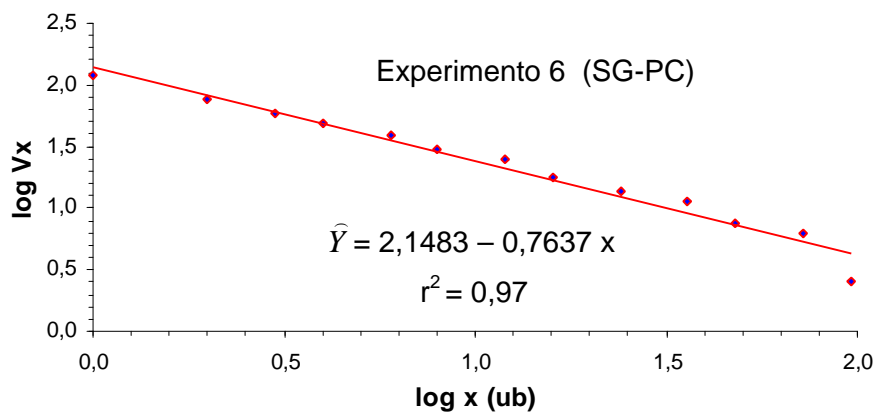
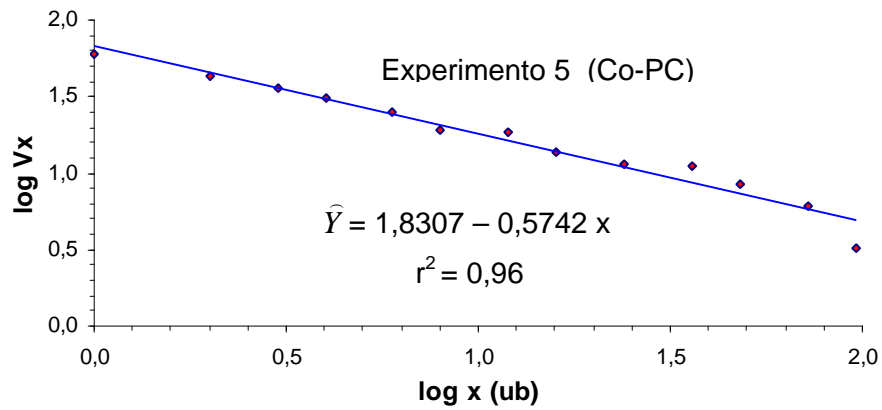


FIGURA 3. Equações de regressão entre logaritmo da variância e logaritmo do tamanho da parcela, em unidades básicas (x), para o rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv IAC 350. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

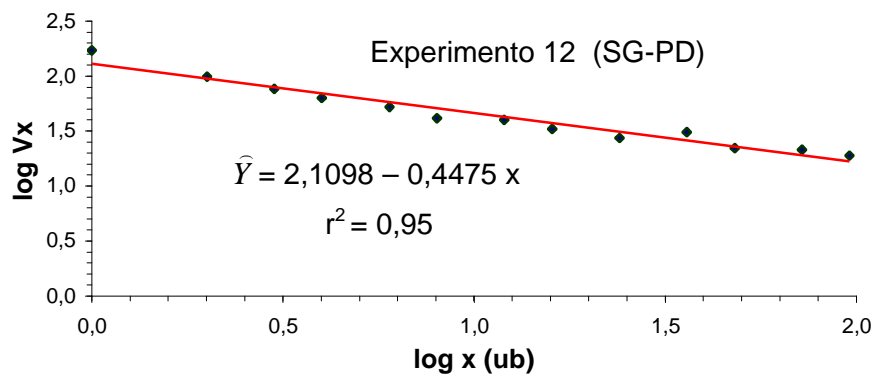
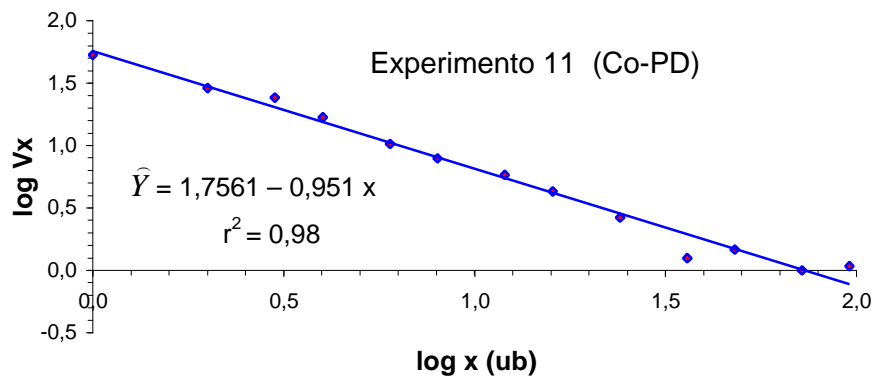
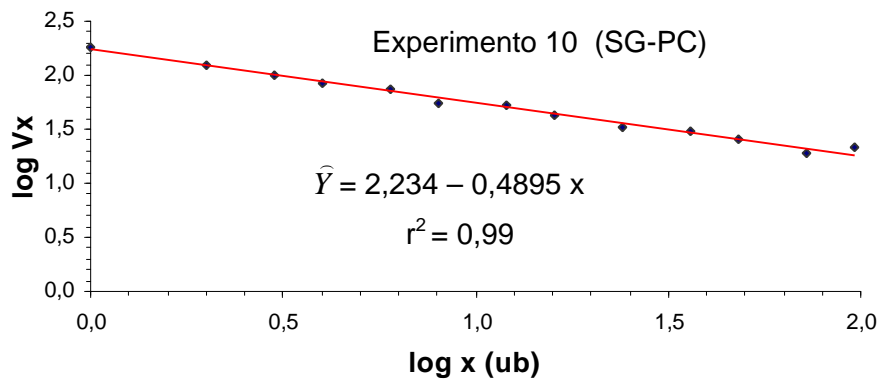
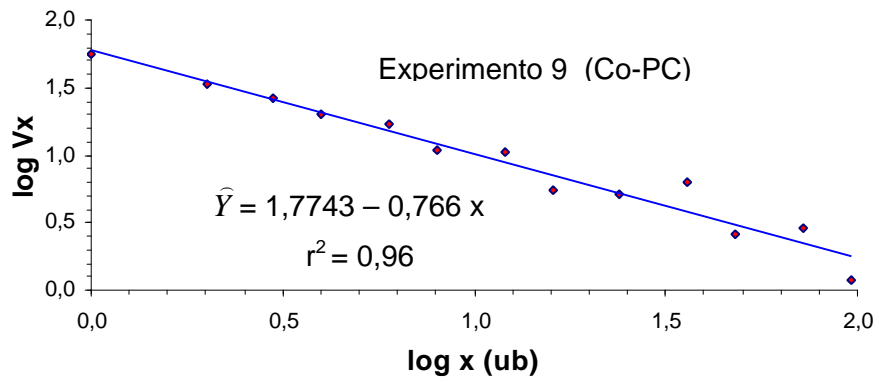


FIGURA 4. Equações de regressão entre logaritmo da variância e logaritmo do tamanho da parcela, em unidades básicas ( $x$ ), para o rendimento de grãos em trigo irrigado, cv IAC 289. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

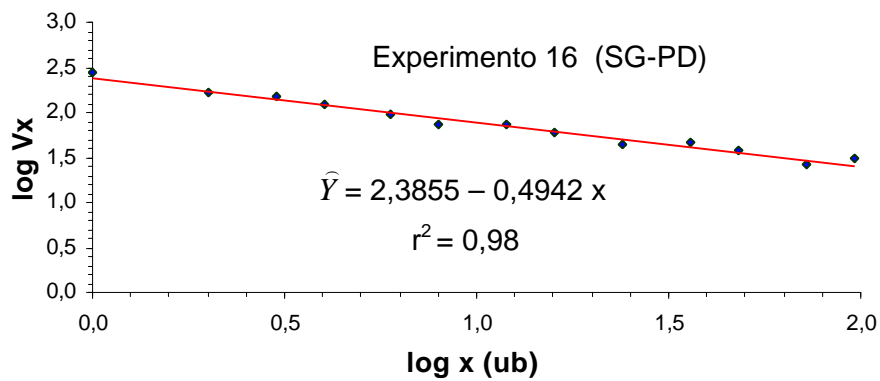
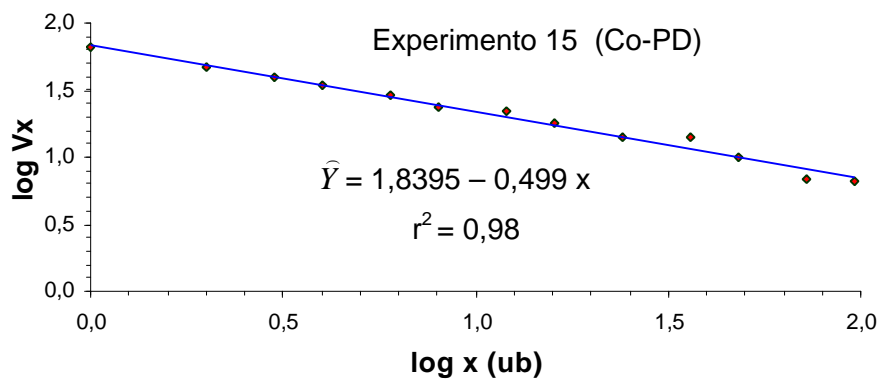
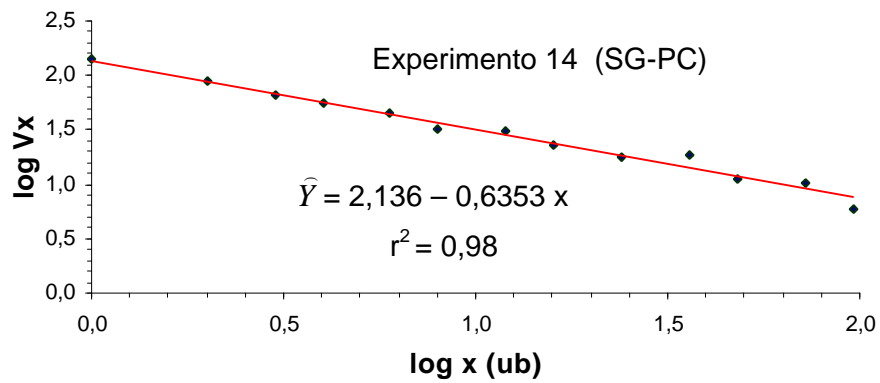
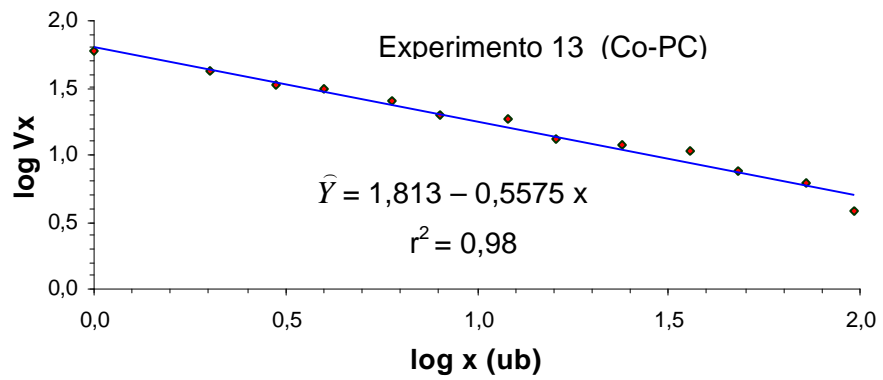


FIGURA 5. Equações de regressão entre logaritmo da variância e logaritmo do tamanho da parcela, em unidades básicas ( $x$ ), para o rendimento de grãos em trigo irrigado, cv BRS 207. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

A heterogeneidade do solo, segundo LE CLERG et al. (1962), é uma das maiores fontes de erro nos experimentos de campo. A importância deste fator na determinação do tamanho adequado da unidade experimental pode ser constatada analisando-se a fórmula original proposta por SMITH (1938), por meio da qual se estima esta característica. Este autor determinou empiricamente a existência de relação inversa entre tamanho da parcela e sua variância, propondo a seguinte fórmula para explicá-la:  $V_x = V_1/x^b$ , onde:  $V_x$  é a variância da produção por unidade de área entre parcelas de  $x$  unidades de tamanho;  $V_1$  é a variância entre parcelas de uma unidade de tamanho;  $x$  é o tamanho da parcela em unidades básicas e  $b$  é o índice de variabilidade do solo. Pode-se notar que, onde  $b = 1$  (solo completamente heterogêneo, sem correlação entre unidades adjacentes), então  $V_x = V_1/x$ . Neste caso é vantajoso o uso de parcelas maiores, pois a variância da parcela reduz-se à medida que se adicionam mais unidades ( $x$ ) de área. Por outro lado, quando as  $x$  unidades são perfeitamente correlacionadas (solo plenamente homogêneo), então  $b = 0$  e  $V_x = V_1$ , conseqüentemente, nenhum ganho deve ser obtido pelo uso de parcelas grandes (LE CLERG et al., 1962).

É importante ressaltar que, embora o índice  $b$  seja considerado uma medida da heterogeneidade do solo, ele é estimado indiretamente com base no padrão de produção da cultura, admitindo-se que a variabilidade da produção segue o mesmo comportamento do solo (MILLER et al., 1988), o que pode não ser plenamente verdadeiro, uma vez que a variabilidade inerente à própria cultura também é uma importante fonte de erro nas produtividades das parcelas (LE CLERG et al., 1962). No entanto, LE CLERG (1967) ressaltava que, em culturas de fecundação cruzada a variação genética entre plantas pode contribuir para o valor de  $b$ , enquanto que em culturas autógamas, que é o caso do trigo, o valor de  $b$  é, em grande parte, função do efeito da heterogeneidade do solo.

### 4. 3. Tamanho da parcela pelo método da máxima curvatura

Na estimação do tamanho de parcela, por este método, foram avaliados 41 tipos de parcelas, correspondendo a 13 diferentes tamanhos, cujos coeficientes de variação encontram-se nas Tabelas 17A a 32A. O coeficiente de variação de um determinado tamanho de parcela foi considerando como sendo a média aritmética dos CVs de todos os tipos (formas) de parcelas do mesmo tamanho, conforme procedimento adotado por BAKKE (1988).

Nas Figuras 6 a 9 encontram-se as representações gráficas das curvas obtidas da relação entre coeficiente de variação plotado contra seu respectivo tamanho de parcela, por meio das quais se estimou o tamanho ótimo de parcela para as diferentes condições experimentais.

Analisando-se a Figura 6, constata-se que o tamanho adequado da parcela para avaliação da produção de grãos, nas condições dos experimentos 1 e 2, foi de 6 unidades básicas ( $1,2 \text{ m}^2$ ), enquanto que nos experimentos 3 e 4 o melhor tamanho de parcela foi de 8 unidades básicas ( $1,6 \text{ m}^2$ ).

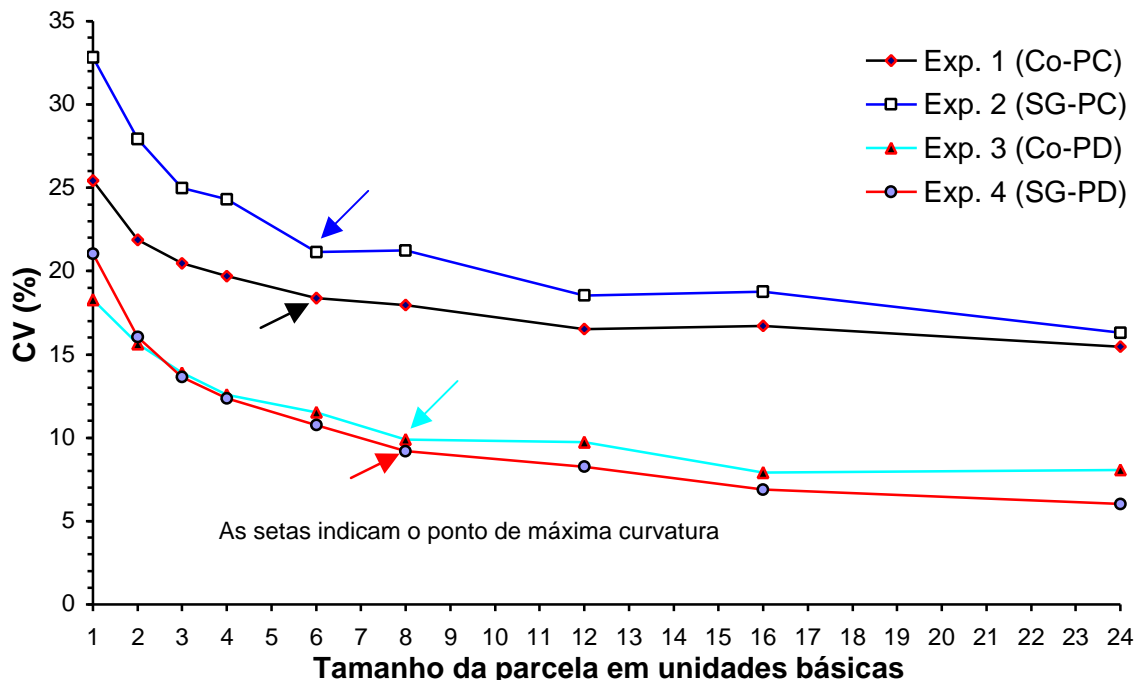


FIGURA 6. Relação entre coeficiente de variação do rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv Aliança, e tamanho de parcela. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

Os experimentos sob plantio convencional (1 e 2) apresentaram maiores valores de CV do que aqueles sob plantio direto (3 e 4). No entanto, este

comportamento inverteu-se em relação aos tamanhos de parcela estimados, os quais foram maiores nos ensaios sob plantio direto (PD). Isto evidencia que o tamanho da parcela estimado pelo método da máxima curvatura não depende da magnitude dos valores do CV, mas sim do comportamento deste índice em resposta aos incrementos no tamanho da unidade experimental, o que é uma importante característica deste método.

Os maiores valores dos CVs observados nos experimentos 1 e 2 devem-se, em parte, a problemas ocorridos na condução destes ensaios. No experimento 1 ocorreu ataque de ratos, talvez em função da sua localização adjacente a um cultivo de milho. No experimento 2 houve elevada infestação de capim marmelada, concentrada apenas numa porção da área experimental. Estes fatos, certamente, contribuíram para a redução da uniformidade nestes ensaios.

Em relação ao menor tamanho da parcela estimada nos experimentos 1 e 2, a despeito de terem apresentado maiores CVs que os experimentos sob PD (3 e 4), é importante lembrar que os valores do índice de heterogeneidade do solo (**b**) foram menores naqueles ensaios, indicando que os mesmos estavam localizados em áreas mais homogêneas, nas quais se espera uma estimativa de parcelas de menor tamanho, como foi observado.

O índice de heterogeneidade do solo tem sido considerado a variável mais importante na estimativa do tamanho de parcela (ROSSETTI e GOMES, 1983). Além disso, nos experimentos sob condições de sequeiro (1 a 8) não foi observada correlação significativa entre CV experimental e este índice ( $r = 0,348$ ), sugerindo que o CV não deve ser interpretado como indicador da variabilidade do solo.

Entre os experimentos 5, 6, 7 e 8 houve pequena amplitude de variação nos valores do coeficiente de variação, para um mesmo tamanho de parcela, nas diferentes condições estudadas (Figura 7).

O tamanho adequado da parcela para avaliação da produção de grãos, nestes ensaios, foi identificado como sendo 6 unidades básicas ( $1,2 \text{ m}^2$ ) no experimento 7, e oito unidades básicas ( $1,6 \text{ m}^2$ ) nos experimentos 5, 6 e 8.

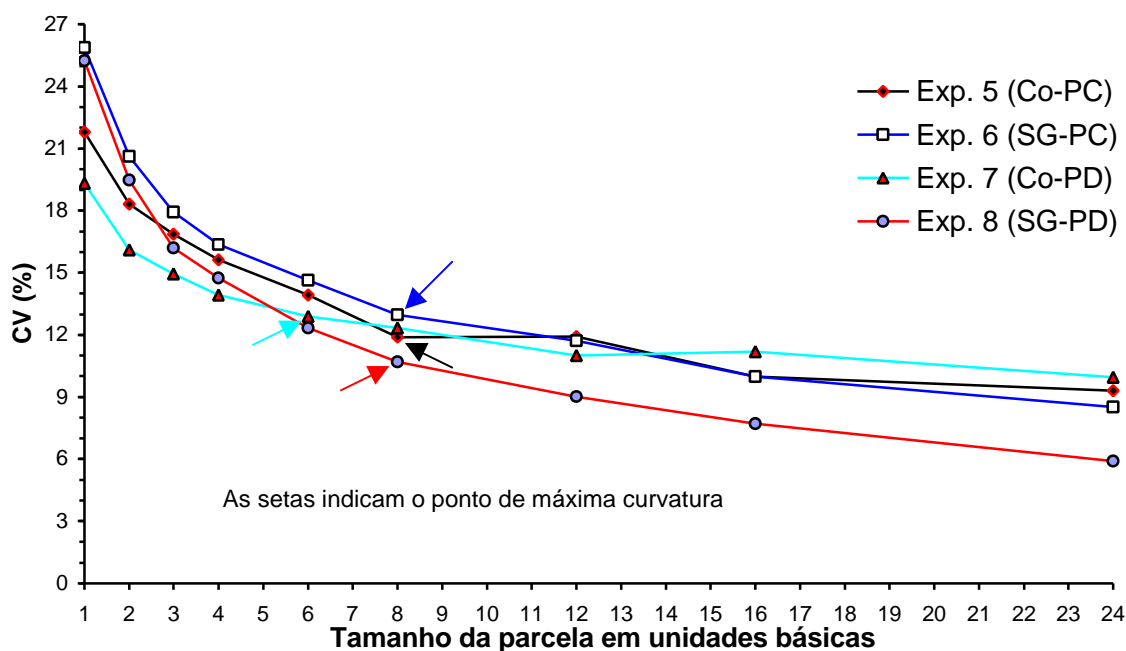


FIGURA 7. Relação entre coeficiente de variação do rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv IAC 350, e tamanho de parcela. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

Os resultados referentes aos experimentos 9 a 12 são apresentados na Figura 8. O melhor tamanho de parcela para as condições do experimento 11 foi aquele formado por 6 unidades básicas ( $1,2 \text{ m}^2$ ), enquanto que para os demais (experimentos 9, 10 e 12) foi de 8 unidades básicas, correspondendo a uma parcela de  $1,6 \text{ m}^2$  de área.

Observou-se comportamento diferenciado entre os locais experimentais, sendo que, entre os ensaios conduzidos em Coimbra (9 e 11), não houve influência perceptível dos sistemas de plantio (PC e PD) sobre a magnitude dos valores do coeficiente de variação de parcelas de mesmo tamanho, os quais apresentaram pequena variação. Já entre os ensaios realizados em São Gotardo (10 e 12), aquele sob plantio direto (experimento 12) apresentou valores de coeficiente de variação bem menores.

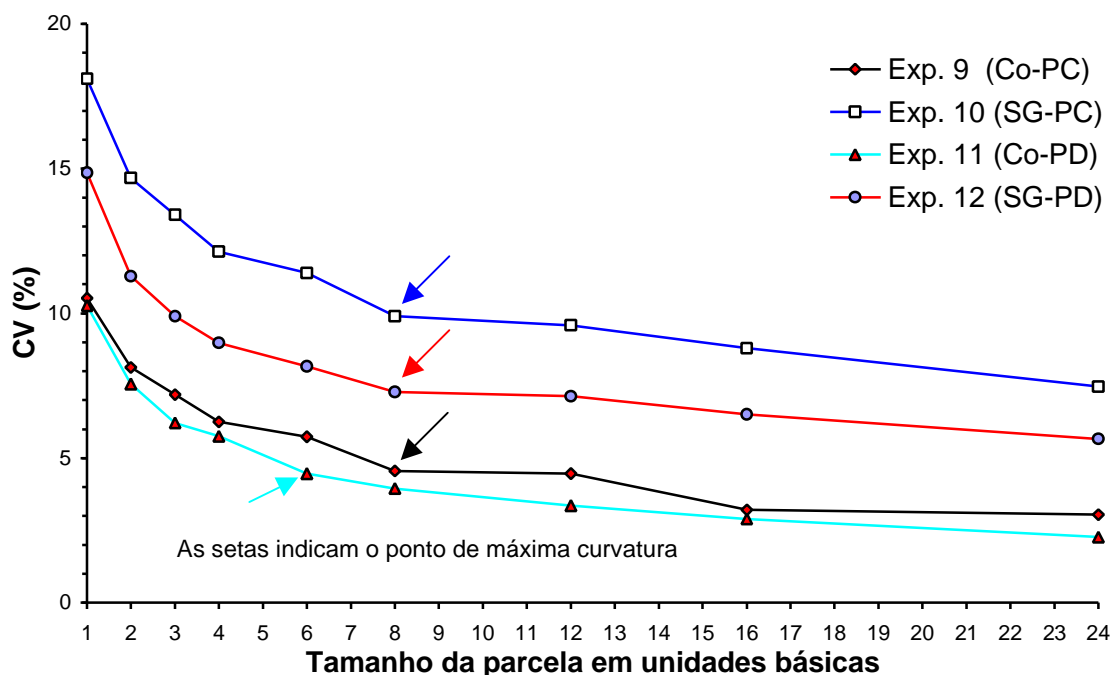


FIGURA 8. Relação entre coeficiente de variação do rendimento de grãos em trigo irrigado, cv IAC 289, e tamanho de parcela. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

Entre os experimentos 13, 14, 15 e 16 houve pequena variação nos valores dos coeficientes de variação de parcelas de mesmo tamanho sob diferentes sistemas de cultivo (13 e 14 vs 15 e 16), com os experimentos sob plantio direto (13 e 14) apresentando valores de menor magnitude (Figura 9). Por outro lado, para um mesmo sistema de cultivo, nos diferentes locais, os valores de coeficiente de variação foram semelhantes a partir do tamanho de parcela de quatro unidades básicas.

Para este grupo de experimentos obteve-se a mesma estimativa de tamanho de parcela, formada por 8 unidades básicas, correspondendo a 1,6 m<sup>2</sup> de área útil. Este tamanho de parcela apresentou-se como o melhor para avaliação da produção de grãos em trigo nas diferentes condições experimentais estudadas (Figura 9).

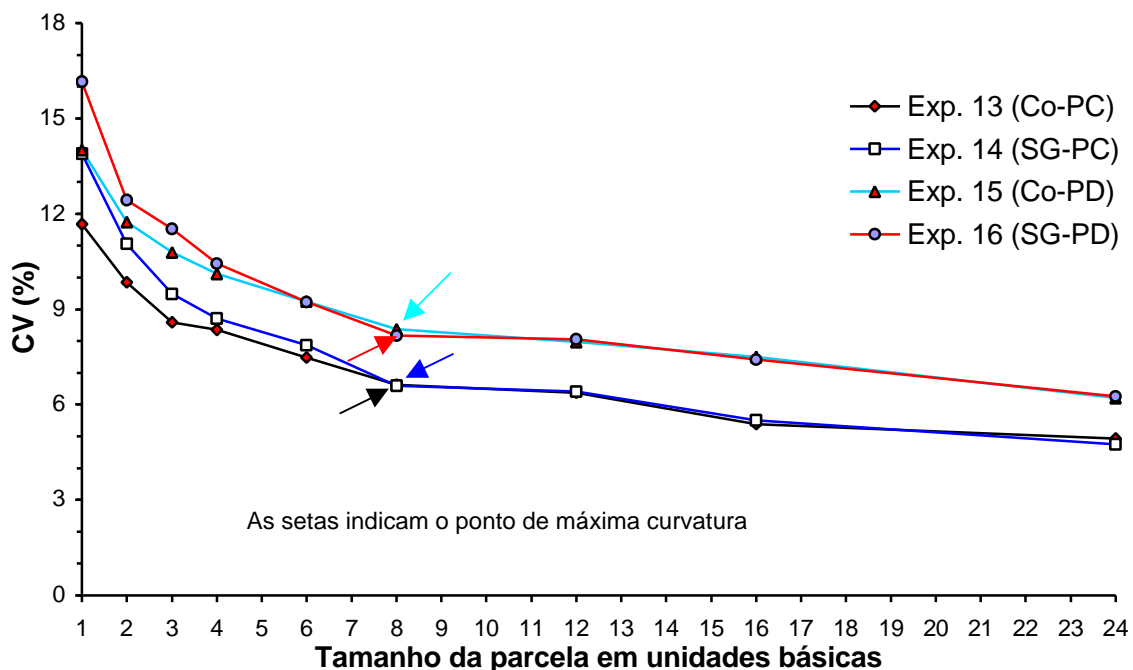


FIGURA 9. Relação entre coeficiente de variação do rendimento de grãos em trigo irrigado, cv BRS 207, e tamanho de parcela. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

Em todos os experimentos, o maior valor do coeficiente de variação foi observado no menor tamanho de parcela (parcela unitária), verificando-se redução contínua deste coeficiente de variabilidade com o aumento de tamanho da unidade experimental, porém com taxas diferenciadas de decréscimo. O ganho em precisão (redução do CV), pela adição de mais área, é expressivo quando se tem parcela pequena, mas depois que esta atinge tamanho adequado, pouco se ganha em precisão pelo incremento de mais área à parcela. Este comportamento tem sido observado por diversos autores. PARODI e NEBREDÁ (1997), por exemplo, avaliando 25 genótipos de trigo em cinco diferentes tipos de parcelas, relataram que a variância decrescia com o aumento de tamanho da parcela, mas logo que se atingia determinado tamanho ótimo, o diferencial de aumento de precisão reduzia-se rapidamente com incrementos adicionais de superfície.

#### 4. 4. Tamanho da parcela pelo método da máxima curvatura modificado

Como este método consiste de uma modificação do método da máxima curvatura, o seu princípio é o mesmo. O tamanho da parcela é estimado com base na relação entre coeficiente de variação e tamanho de parcela, porém mediante o estabelecimento de uma equação de regressão entre estas variáveis. As constantes dessa regressão são utilizadas no procedimento algébrico de determinação do ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ), o qual corresponde à estimativa de tamanho adequado da parcela.

Nas Figuras 10 a 15 são apresentadas as equações de regressão, ajustadas para o relacionamento entre CV e seu correspondente tamanho de parcela, com seus respectivos coeficientes de determinação ( $r^2$ ), bem como a estimativa do tamanho adequado da parcela ( $X_{MC}$ ) nas diferentes condições estudadas. Observa-se que os sistemas de plantio (PC e PD) não exerceram influência notória sobre os tamanhos de parcelas estimados, entretanto, o efeito da condição de cultivo (sequeiro ou irrigado) foi marcante.

Nos experimentos de sequeiro (1 a 8) houve maior variabilidade entre os tamanhos de parcela estimados, os quais variaram de 2,05 (experimento 7) a 5,43 unidades básicas (experimento 8), com tamanho médio de 3,73 **ub** (0,75  $m^2$ ). Além dos problemas enfrentados na condução de alguns destes ensaios, já mencionados anteriormente, a escassa precipitação pluvial durante o período experimental (Figura 1) resultou em baixa produtividade, o que deve ter contribuído para este comportamento. HUNSAKER e BUCKS (1992) constataram aumento no coeficiente de variação da característica produção de grãos com a redução dos níveis de produtividade em função da redução na disponibilidade de água para a cultura.

Sob condições irrigadas (experimentos 9 a 16), o tamanho apropriado da unidade experimental variou de 2,15 **ub**, no experimento 13, a 3,11 unidades básicas no experimento 11, com tamanho médio de 2,56 **ub** (0,51  $m^2$ ).

Segundo VIANA et al. (2002), o método da máxima curvatura modificado, embora tenha o mesmo princípio do método da máxima curvatura, fornece resultados mais precisos do que este, uma vez que a relação entre coeficiente de variação e tamanho de parcela é explicada por meio de equação de regressão. Não há dúvida de que isso é verdadeiro, entretanto, o valor da constante **a** (intercepto) dessa regressão corresponde ao coeficiente de

variação da parcela unitária ( $CVp_1$ ), neste caso, parece que a magnitude deste CV exerce influência no tamanho estimado da parcela, o que, no entanto, não significa, necessariamente, uma desvantagem.

Este aspecto ficou evidenciado no presente trabalho, onde os experimentos sob condições irrigadas, mesmo apresentando valores de heterogeneidade do solo (**b**), em média, mais elevados do que os ensaios de sequeiro, tiveram estimativas de tamanho de parcela bem menores, muito provavelmente em decorrência dos baixos valores de coeficiente de variação observados naquelas condições.

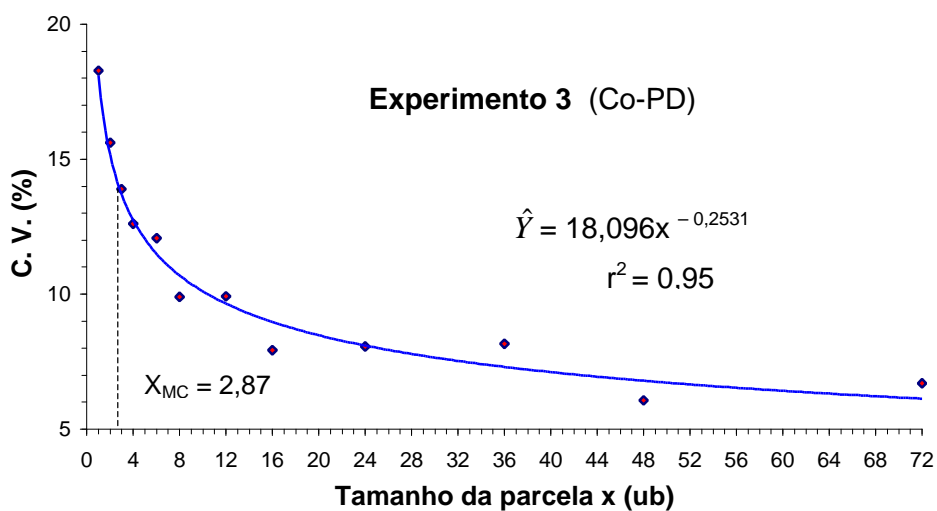
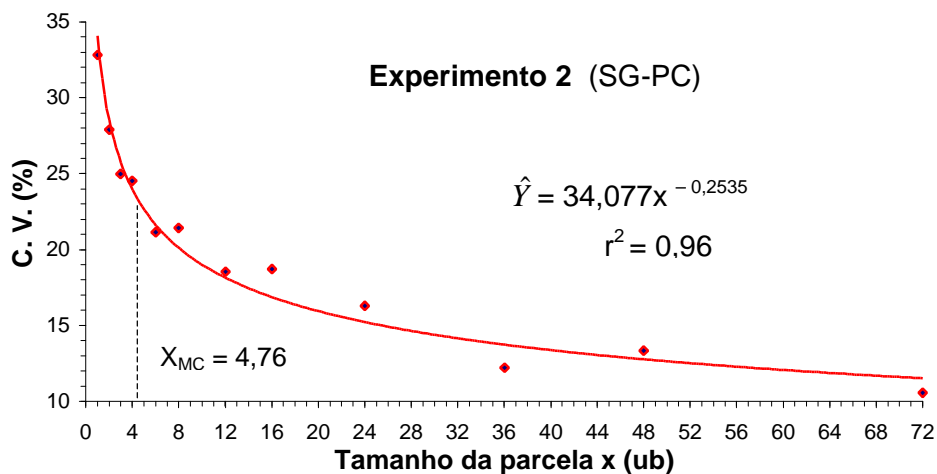
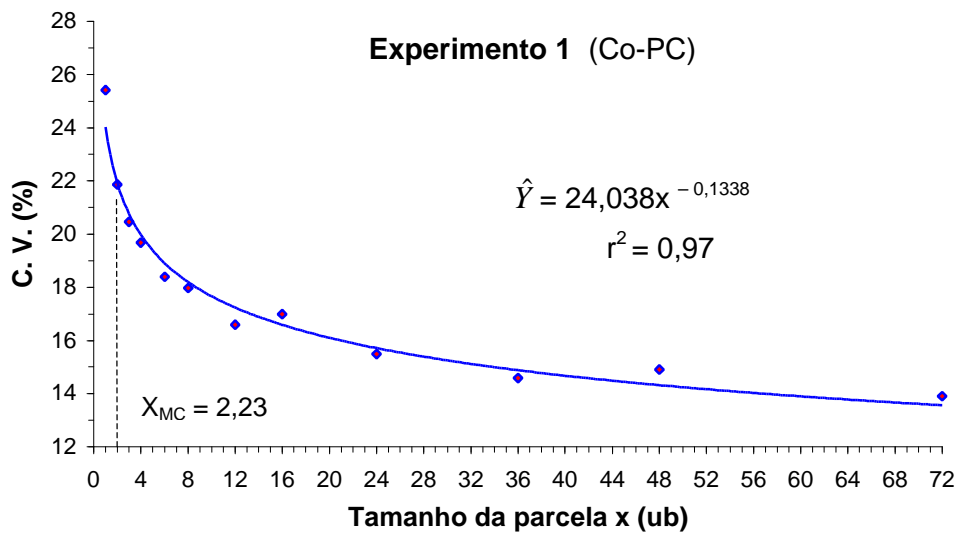


FIGURA 10. Relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho da parcela, e valor da abscissa no ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ) para o rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv Aliança. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

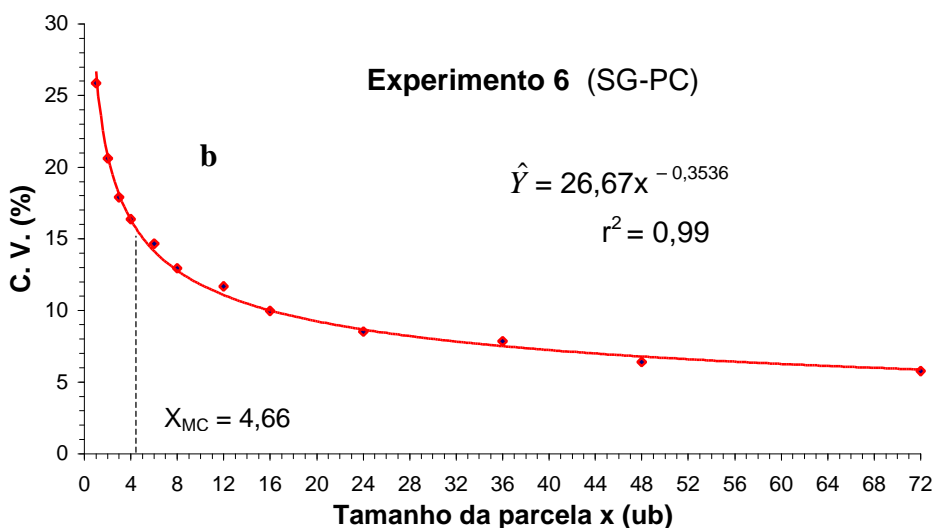
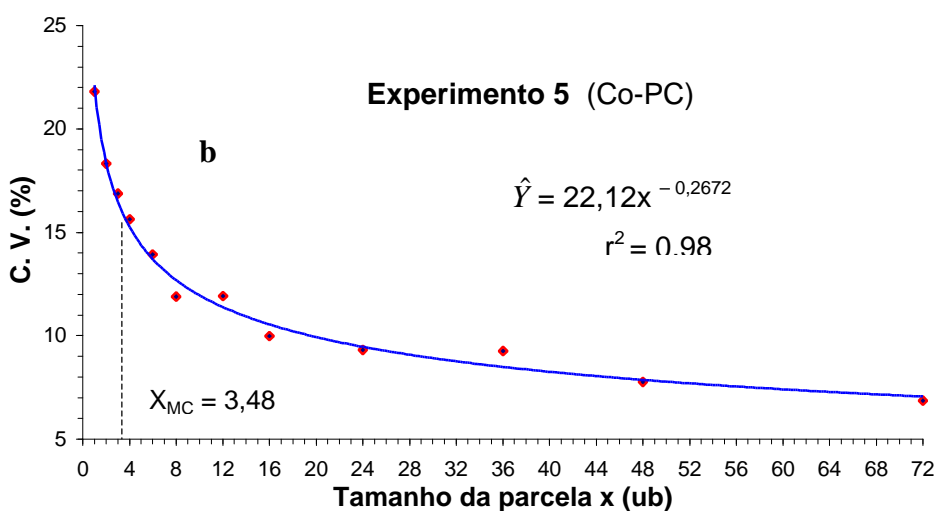
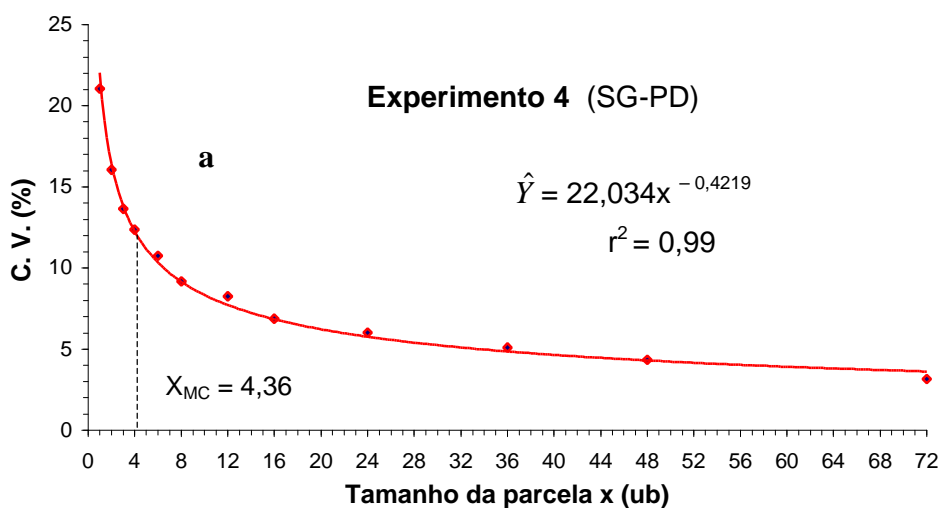


FIGURA 11. Relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho da parcela, e valor da abscissa no ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ) para o rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cvs Aliança (a) e IAC 350 (b). (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

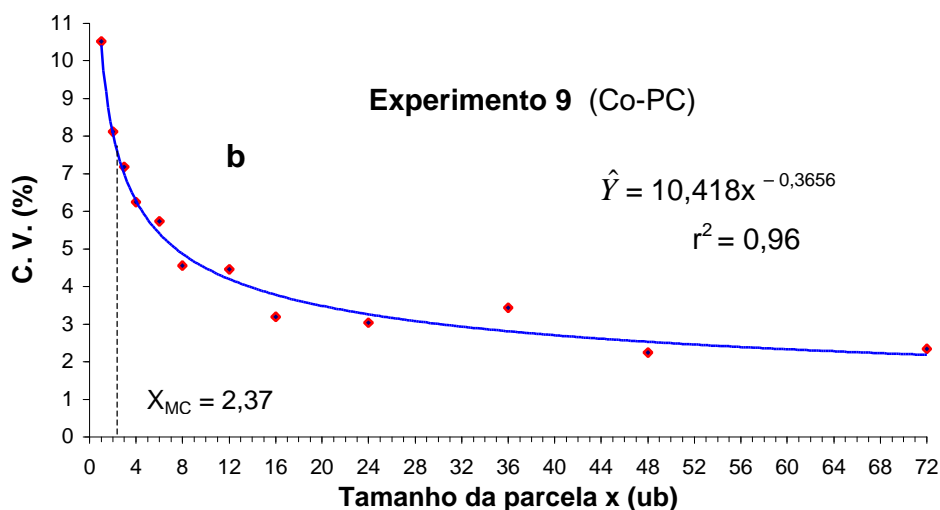
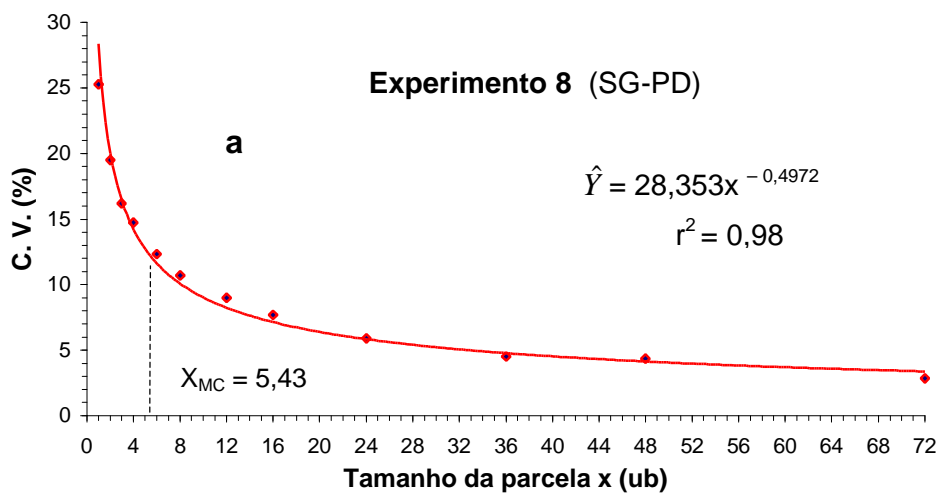
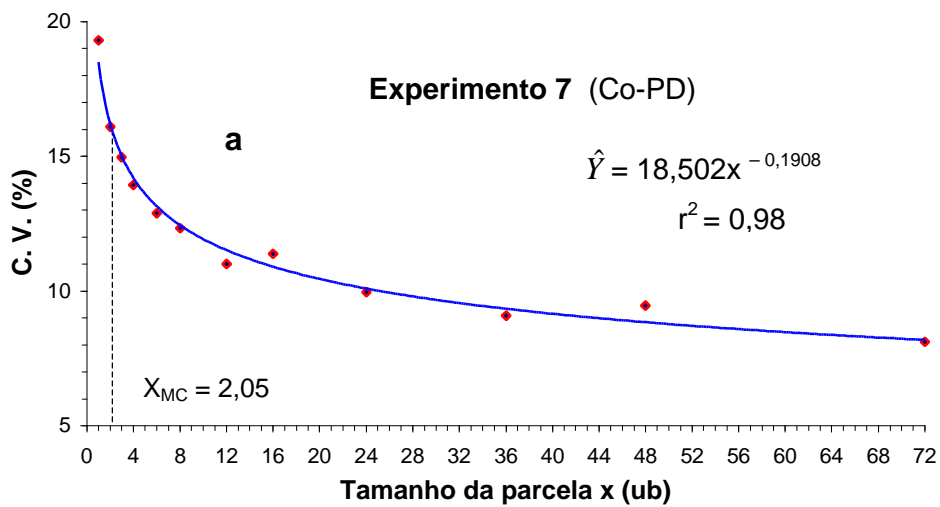


FIGURA 12. Relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho da parcela, e valor da abscissa no ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ) para o rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv IAC 350 (a), e irrigado, cv IAC 289 (b). (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

O comportamento diferenciado dos resultados em função das condições de suprimento hídrico foi evidente. Sob condições de sequeiro (experimentos 1 a 8) os tamanhos de parcela estimados refletiram consistentemente a heterogeneidade da área experimental (**b**), existindo correlação positiva e significativa ( $r = 0,824^{**}$ ) entre estas variáveis. Isso é notório ao constatar-se que os maiores tamanhos de parcela ocorreram sempre nos experimentos conduzidos em São Gotardo (2, 4, 6 e 8) os quais apresentaram, também, valores comparáveis de **b** mais elevados.

Nos experimentos sob condições irrigadas (9 a 16) a importância da heterogeneidade do solo (**b**) sobre o tamanho estimado da parcela foi menos acentuada, o que ficou evidenciada pela menor correlação ( $r = 0,514^{*}$ ) entre estas variáveis. Por outro lado, quando se comparam os experimentos 9 com o 6 e o 11 com o 8, percebe-se maior influência do CV sobre o tamanho adequado da unidade experimental.

O índice de heterogeneidade do solo nos ensaios 9 e 6 (ambos sob PC) foi igual ( $b = 0,76$ ), indicando que, teoricamente, o tamanho de parcela deveria ser semelhante em ambos os locais. No entanto, o tamanho adequado da unidade experimental foi de 2,73 e 4,66 unidades básicas, respectivamente. Porém, o  $CVp_1$  no experimento 9 (irrigado) foi de apenas 10,52% enquanto que o valor correspondente no ensaio de sequeiro (6) foi de 25,87%.

No caso dos experimentos 11 e 8 (ambos sob PD), os valores de **b** foram, respectivamente, 0,9510 e 0,9139, indicando a necessidade de parcelas aproximadamente iguais, ou um pouco maior no ensaio irrigado (11). Todavia, neste experimento (com  $CVp_1 = 10,26\%$ ) o tamanho apropriado da parcela foi de 3,11 unidades básicas, ao passo que no experimento de sequeiro (com  $CVp_1 = 25,26\%$ ) o valor correspondente foi de 5,43 unidades básicas.

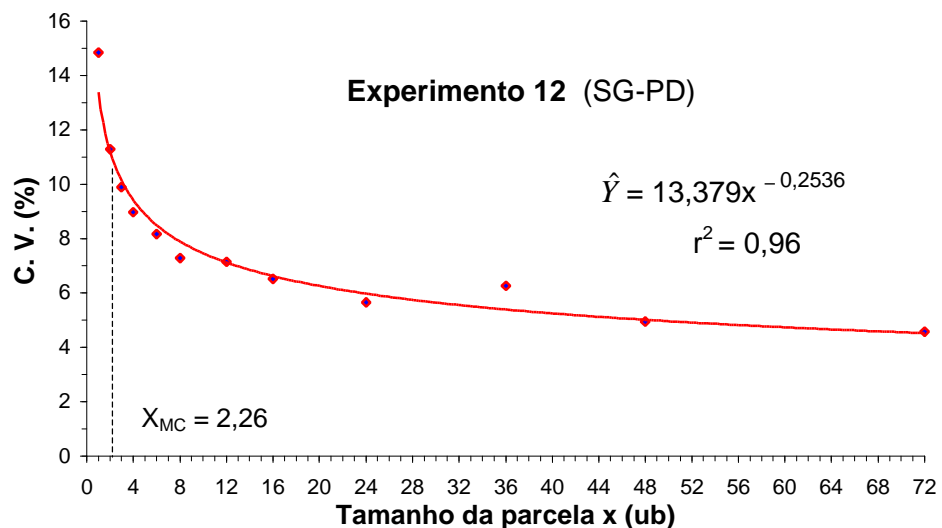
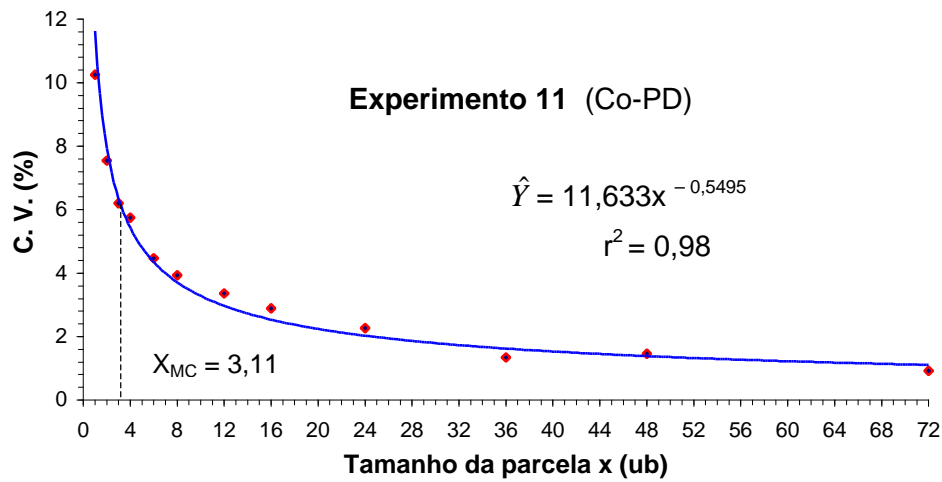
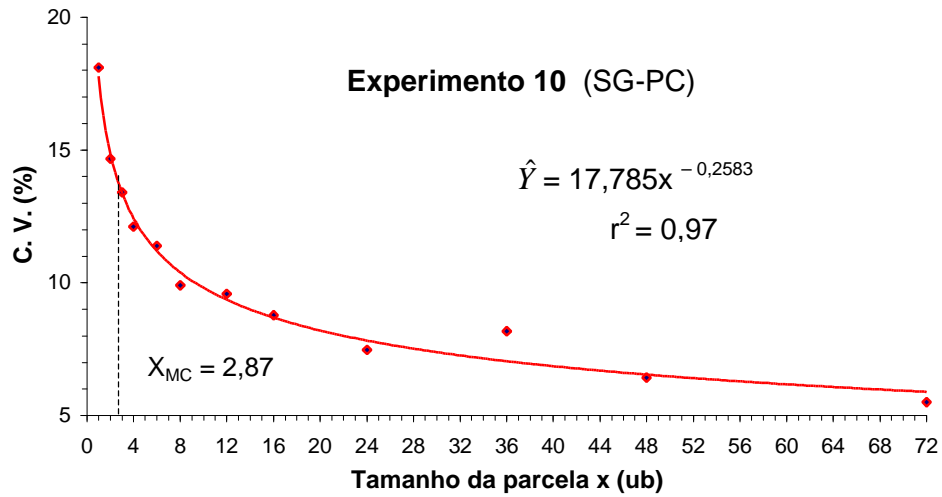


FIGURA 13. Relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho da parcela, e valor da abscissa no ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ) para o rendimento de grãos em trigo irrigado, cv IAC 289. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

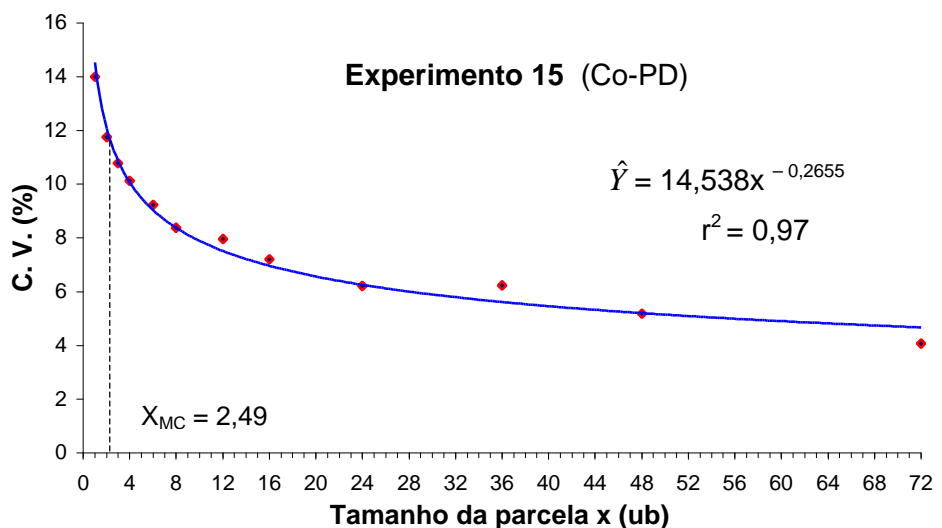
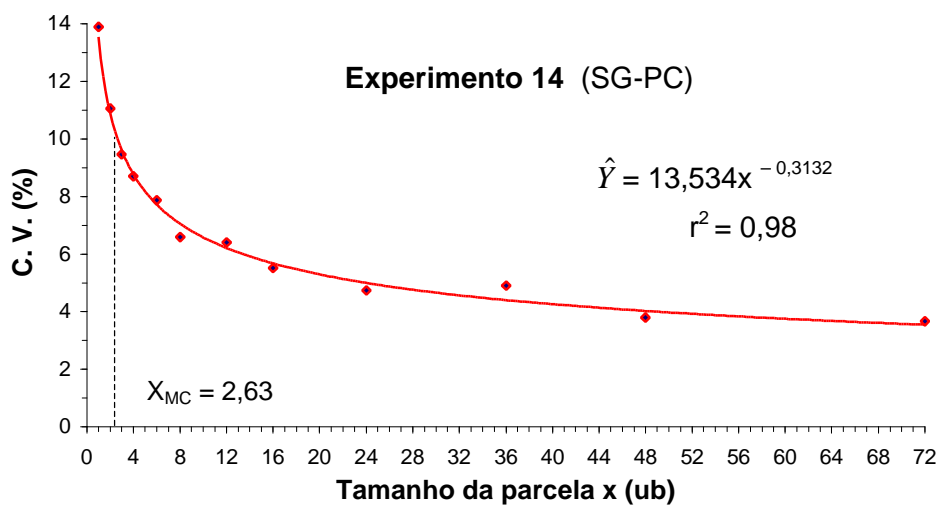
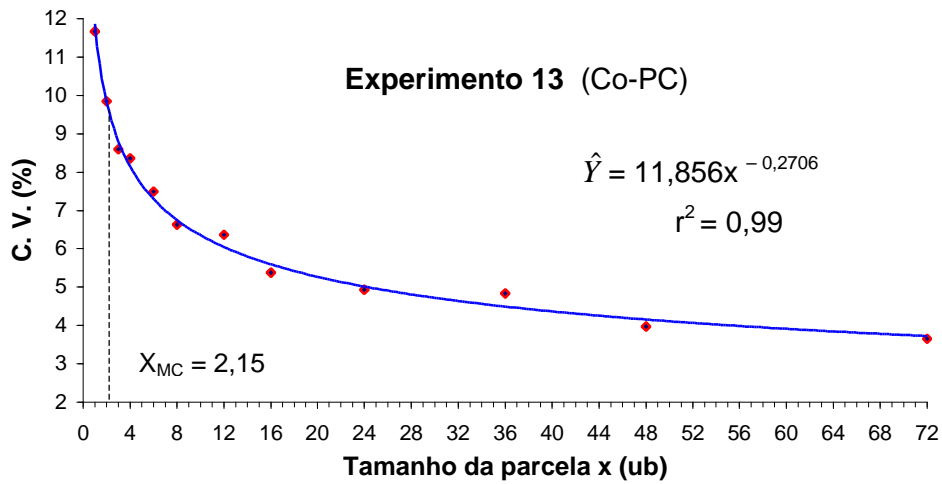


FIGURA 14. Relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho da parcela, e valor da abscissa no ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ) para o rendimento de grãos em trigo irrigado, cv BRS 207. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional; PD: plantio direto).

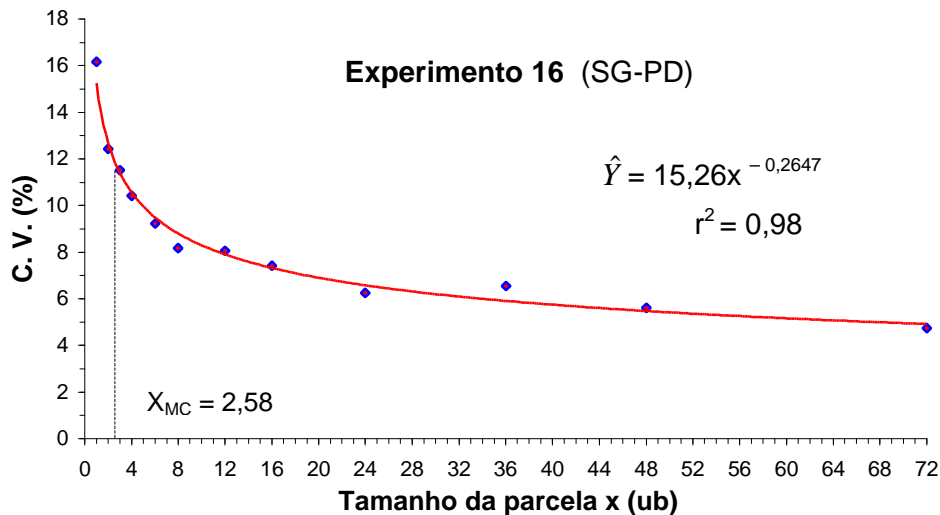


FIGURA 15. Relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho da parcela, e valor da abscissa no ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ) para o rendimento de grãos em trigo irrigado, cv BRS 207. (SG: São Gotardo; PD: plantio direto).

Diante dos resultados discutidos anteriormente, constata-se que, sob condições irrigadas, o suprimento adequado de água, embora não reduza a heterogeneidade da área experimental, ameniza seu efeito sobre a cultura e, conseqüentemente, sobre o tamanho exigido da unidade experimental. Nestas condições, mesmo existindo indicativo teórico da necessidade de parcelas grandes, como no experimento 11 ( $b = 0,9510$ ), os baixos valores de coeficientes de variação, resultantes sobretudo do aumento da produtividade média, tornam mais fácil de detectar diferenças significativas (ORTIZ, 1995). Em virtude disso, pode-se utilizar menor tamanho de parcela sem comprometimento da precisão experimental.

Os tamanhos de parcela estimados pelo método em discussão foram, de modo geral, pequenos, particularmente nos experimentos sob condições irrigadas. Observando-se as Figuras 10 a 15 verifica-se que, na região imediatamente superior ao ponto de máxima curvatura ( $X_{MC}$ ) ainda ocorre considerável redução nos valores do coeficiente de variação com o aumento de tamanho da parcela. Desta forma, conforme ressalta 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.

#### 4. 5. Tamanho da parcela pelo método da comparação de variâncias

As variâncias da produção média de grãos por unidade básica (variâncias reduzidas -  $\hat{V}(x_i)$ ) para cada tamanho de parcela nos diferentes sistemas de cultivo, em cada local, foram estimadas e são apresentadas nas Tabelas 9 a 12. Observa-se que as parcelas de tamanho unitário (uma ub) apresentaram maior variância da média, seguidas das parcelas de tamanho imediatamente superior, e assim por diante. Estes resultados confirmam a existência de relação inversa entre tamanho de parcela e sua respectiva variância, conforme tem sido mostrado por diversos autores (SMITH, 1938; HATHEWAY, 1961; LE CLERG, 1967; VALLEJO e MENDOZA, 1992; ZHANG et al., 1994; ORTIZ, 1995; STEEL et al., 1997; FERREIRA, 2000).

Aplicando-se consecutivos testes de homogeneidade de variâncias constatou-se que os tamanhos de parcela variando de 3 a 96 unidades básicas, nos experimentos 1 e 2, apresentaram variâncias estatisticamente iguais (Tabela 9). Neste caso, considerou-se a parcela formada por 3 ub (0,6 m<sup>2</sup>) como sendo o melhor tamanho para as condições destes ensaios, uma vez que as variâncias não foram reduzidas significativamente quando parcelas maiores foram utilizadas.

TABELA 9. Estimativas das variâncias da produção média de grãos em trigo de sequeiro, cv Aliança, para diferentes tamanhos de parcelas em ub (x)

Tamanho da parcela (x)	Estimativas das variâncias reduzidas - $\hat{V}(x_i)$			
	Experimento 1 (Co-PC)	Experimento 2 (SG-PC)	Experimento 3 (Co-PD)	Experimento 4 (SG-PC)
1	77,6803 a	137,5494 a	56,1014 a	82,2018 a
3	43,3187 b	82,0256 b	29,0775 b	34,5317 b
6	35,4245 b	60,6007 b	17,9669 c	24,7405 c
12	27,6598 b	52,9938 b	10,3326 c	15,2462 c
24	22,5867 b	43,6806 b	8,1134 c	8,3540 c
96	29,1607 b	36,6199 b	9,3358 c	2,1550 c

Valores seguidos de mesma letra, numa mesma coluna, não diferem entre si (Bartlett a 5%).

Adotando-se o mesmo procedimento, obteve-se um tamanho ótimo de parcela de 6 unidades básicas ( $1,2 \text{ m}^2$ ) para os experimentos 3 e 4, pois incrementos adicionais de área, além deste limiar, não proporcionaram ganhos significativos na precisão experimental (Tabela 9).

Pelos resultados da Tabela 10, constata-se que nos experimentos 5 e 6 as variâncias das parcelas formadas por 6, 12, 24 e 96 unidades básicas foram estatisticamente semelhantes, indicando que o melhor tamanho da parcela, para essas condições experimentais, foi aquele formado por 6 unidades básicas, correspondendo a uma área de  $1,2 \text{ m}^2$ . Para os experimentos 7 e 8, o tamanho apropriado da unidade experimental para avaliação da produção de grãos foi de 3 e 12 unidades básicas ( $0,6$  e  $2,4 \text{ m}^2$ ), respectivamente.

TABELA 10. Estimativas das variâncias da produção média de grãos em trigo de sequeiro, cv IAC 350, para diferentes tamanhos de parcelas em ub (x)

Tamanho da parcela (x)	Estimativas das variâncias reduzidas - $\hat{V}(x_i)$			
	Experimento 5 (Co-PC)	Experimento 6 (SG-PC)	Experimento 7 (Co-PD)	Experimento 8 (SG-PD)
1	60,6290 a	120,6179 a	65,5965 a	112,5572 a
3	30,8766 b	57,7831 b	36,8921 b	47,5922 b
6	14,8304 c	31,4825 c	25,1792 b	28,7069 c
12	9,3726 c	19,3143 c	16,2905 b	13,1399 d
24	5,7025 c	12,0459 c	13,7976 b	7,5464 d
96	6,1978 c	3,8979 c	14,7017 b	2,4632 d

Valores seguidos de mesma letra, numa mesma coluna, não diferem entre si (Bartlett a 5%).

De acordo com a Tabela 11, observa-se que as parcelas formadas por 12, 24 e 96 unidades básicas, nos experimentos 9, 10 e 11, apresentaram variâncias estatisticamente iguais. Desse modo, a parcela constituída por 12 unidades básicas ( $2,4 \text{ m}^2$ ) foi considerada como o tamanho adequado para estudo da produção de grãos naquelas condições experimentais. No experimento 12, apenas os dois maiores tamanhos de parcela apresentaram variâncias homogêneas, indicando que, neste caso, o tamanho apropriado da unidade experimental deve ser de 24 unidades básicas ( $4,8 \text{ m}^2$ ).

TABELA 11. Estimativas das variâncias da produção média de grãos em trigo irrigado, cv IAC 289, para diferentes tamanhos de parcelas em ub (x)

Tamanho da parcela (x)	Estimativas das variâncias reduzidas - $\hat{V}(x_i)$			
	Experimento 9 (Co-PC)	Experimento 10 (SG-PC)	Experimento 11 (Co-PD)	Experimento 12 (SG-PD)
1	56,0370 a	186,9466 a	53,3476 a	171,1160 a
3	22,8895 b	88,0868 b	16,1591 b	61,4750 b
6	9,8166 c	49,2610 c	8,9501 c	42,1534 c
12	3,1504 d	22,4546 d	3,8950 d	24,9929 d
24	2,0090 d	6,9800 d	2,2649 d	2,5578 e
96	1,8219 d	6,3868 d	0,3831 d	0,1735 e

Valores seguidos de mesma letra, numa mesma coluna, não diferem entre si (Bartlett a 5%).

O tamanho adequado da parcela nos experimentos 13 e 14 (Tabela 12) foi aquele formado por 12 unidades básicas, correspondendo a uma área de 2,4 m<sup>2</sup>. Para os experimentos 15 e 16, os resultados indicaram um tamanho de parcela de 24 unidades básicas (4,8 m<sup>2</sup>) como sendo o mais apropriado para estudo da variável produção de grãos.

TABELA 12. Estimativas das variâncias da produção média de grãos em trigo irrigado, cv BRS 207, para diferentes tamanhos de parcelas em ub (x)

Tamanho da parcela (x)	Estimativas das variâncias reduzidas - $\hat{V}(x_i)$			
	Experimento 13 (Co-PC)	Experimento 14 (SG-PC)	Experimento 15 (Co-PD)	Experimento 16 (SG-PD)
1	60,4104 a	138,6418 a	66,4326 a	281,2930 a
3	29,7050 b	54,6120 b	38,7051 b	100,2971 b
6	17,4022 c	30,1505 c	21,6313 c	58,4723 c
12	8,3166 d	12,1684 d	10,7223 d	41,2545 d
24	3,9216 d	7,5666 d	4,6181 e	10,4944 e
96	3,3878 d	4,5049 d	0,2011 e	5,6450 e

Valores seguidos de mesma letra, numa mesma coluna, não diferem entre si (Bartlett a 5%).

Considerando-se todas as condições experimentais (Tabelas 9 a 12), observa-se que os tamanhos de parcela estimados por este método variaram

de 3 a 24 unidades básicas (0,6 a 4,8 m<sup>2</sup>). Esta ampla variação deve-se, em grande parte, a limitações do próprio método que, em função da exigência de subdivisão hierárquica para fins de análise dos dados, não permite aumento gradual no tamanho das parcelas a serem avaliadas (o incremento de área ocorre em múltiplos) nem um amplo número de opções de tamanhos de parcela. Esta particularidade do método em estudo pode ser comprovada pela magnitude dos valores das variâncias estimadas para os diferentes tamanhos de parcela em cada experimento. Como exemplo, podemos citar os experimentos 8 e 16, cujos tamanhos de parcela estimados foram, respectivamente, 12 e 24 unidades básicas (Tabelas 10 e 12). A aplicação do teste de homogeneidade para os grupos de variâncias formados pelos quatro maiores tamanhos de parcela, no ensaio 8, e pelos três maiores no experimento 16, resultou em valor próximo ao limite de aceitação da hipótese de nulidade, indicando que, caso existissem tamanhos intermediários entre 6 e 12 e entre 12 e 24 ub, os melhores tamanhos de parcela para aqueles ensaios certamente não seriam os que foram estimados e, muito provavelmente, estariam próximos de 6 e de 12 ub, nos experimentos 8 e 16, respectivamente.

Comparando-se as condições de cultivo, constata-se que nos experimentos de sequeiro (Tabelas 9 e 10) o tamanho apropriado da parcela variou entre 3 ou 6 ub (0,6 ou 1,2 m<sup>2</sup>), excetuando-se o experimento 8 no qual o valor correspondente foi 12 unidades básicas (2,4 m<sup>2</sup>). O maior tamanho da parcela estimado neste ensaio pode ser explicado pela elevada heterogeneidade da área ( $b = 0,9139$ ) onde o mesmo se achava implantado. Já nos experimentos sob condições irrigadas (Tabelas 11 e 12), o melhor tamanho da parcela variou entre 12 ou 24 unidades básicas.

A necessidade de parcela de maior tamanho sob condições irrigadas não encontra uma justificativa agronomicamente plausível. Este comportamento não deve ser interpretado como indicativo de maior variabilidade nessas condições, mas sim o reflexo do maior nível de produtividade da cultura associado ao princípio utilizado pelo método da comparação de variâncias na estimativa do tamanho da parcela. Como o próprio nome indica, este método baseia-se nas estimativas de variâncias (do rendimento médio de grãos, no presente trabalho) de diferentes tamanhos de

parcelas, as quais são discriminadas por sucessivos testes de homogeneidade. Desse modo, para uma mesma variabilidade relativa, ocorrerá maior discrepância entre as variâncias provenientes de conjuntos de dados de maior grandeza absoluta, o que deve ter ocorrido no caso dos experimentos irrigados, os quais produziram, em média, o dobro dos ensaios de sequeiro.

Em relação aos sistemas de plantio, observou-se, em ambas as condições de cultivo (sequeiro e irrigado), forte tendência da necessidade de maior tamanho de parcela no sistema plantio direto. Este resultado sugere a existência de maior variabilidade nesse sistema de plantio, concordando com o que foi observado ao estudar-se o índice de variabilidade ou heterogeneidade do solo, quando se observou que os maiores valores deste índice ocorreram nos experimentos 11 ( $b = 0,9510$ ), 8 ( $b = 0,9139$ ) e 4 ( $b = 0,8665$ ), todos conduzidos no sistema plantio direto.

Resultados de estudos na área de solos confirmam a existência de maior variabilidade dos índices de fertilidade e das propriedades do solo no sistema plantio direto em relação ao preparo convencional (SOUZA et al., 1998; SCHLINDWEIN e ANGHINONI, 2000). Segundo ANGHINONI (2000), no sistema plantio direto a variabilidade do solo é maior do que no preparo convencional, tanto no sentido horizontal quanto em profundidade no perfil do solo, especialmente nos seus atributos químicos.

#### **4. 6. Tamanho da parcela pelo método de Hatheway**

Por este método não se tem a estimativa de um determinado tamanho ótimo da parcela a ser usada numa dada condição experimental, mas sim diversos tamanhos opcionais dentre os quais o pesquisador poderá escolher aquele que melhor lhe convier.

Estimativas de várias opções de tamanhos de parcelas para detectar, a 5% de probabilidade, diferenças entre médias de tratamentos (**d**), em experimentos em blocos casualizados, com diferentes números de tratamentos (**t**) e repetições (**r**), para cinco valores de coeficiente de variação (mais o CV observado em cada experimento), para as diferentes condições estudadas, são apresentadas nas Tabelas 13 a 28. Observa-se que o coeficiente de variação

foi o fator que mais influenciou o tamanho da parcela, constatando-se grandes aumentos no tamanho estimado da parcela com aumentos no valor do CV, mantidos constantes **d**, **t** e **r**. Este efeito pode ser visualizado comparando-se os resultados referentes aos experimentos 8 e 11 (Tabelas 20 e 23). Observa-se que os tamanhos da parcela, para uma dada combinação dos fatores **d**, **t**, **r** e CV, foram praticamente o mesmo, refletindo os valores semelhantes de heterogeneidade do solo em ambos os locais. Entretanto, quando se comparam os tamanhos de parcelas estimados, utilizando-se o CV observado em cada ensaio, verifica-se que eles foram bem maiores (para uma mesma combinação de **d**, **t** e **r**) no experimento 8, refletindo o seu maior coeficiente de variação (23,53%) em relação ao experimento 11, cujo CV foi 10,48%. Assim, para a combinação de **d = 15**, **t = 6** e **r = 3**, os tamanhos estimados das parcelas foram, respectivamente, 20,52 e 3,33 unidades básicas.

Analisando-se as Tabelas 13 a 28, observam-se, em todas as condições estudadas, reduções significativas nos tamanhos de parcela com o aumento do número de repetições, mantidos constantes **d**, **t** e CV. Isto confirma o marcante efeito deste fator sobre a precisão experimental (LE CLERG et al., 1962; LE CLERG, 1967; CAMPOS, 1974; PETERSEN, 1994), bem como a maior eficiência do uso de parcelas pequenas associadas a um maior número de repetições (ELLIOT et al., 1952; CREWS et al., 1963; SILVA, 1972; RIBEIRO et al., 1984; SILVA et al., 1987). O tamanho da parcela também decresce, consideravelmente, à medida que se admite menor precisão experimental (aumento no valor de **d**), mantendo-se fixos os valores de CV, **t** e **r**. Por outro lado, verifica-se que o tamanho da parcela altera-se relativamente pouco com a variação no número de tratamentos, mantendo-se constantes os valores de **d**, CV e **r**, indicando menor influência deste fator sobre o tamanho da unidade experimental, conforme tem sido observado por outros autores (SILVA, 1972; RIBEIRO et al., 1984; SILVA et al., 1987).

TABELA 13. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv. Aliança sob plantio convencional, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	11,30	8,20	7,10	5,56	2,67	2,17	1,99	1,89	0,95	0,82	0,76	0,73
	12	293,07	212,49	184,04	169,93	69,18	56,29	51,53	48,87	24,62	21,16	19,79	19,02
	16	2949,12	2137,61	1851,97	1709,91	696,16	566,46	518,52	491,79	247,74	212,97	199,19	191,50
	20	17679,21	12818,88	11102,05	10250,58	4173,18	3395,76	3108,55	2948,15	1485,14	1276,67	1194,03	1148,06
	24	76374,47	55377,07	49961,05	44283,48	18028,40	14669,98	13428,62	12735,78	6415,68	5515,23	5158,33	4959,61
	<b>20,47*</b>	<b>21302,57</b>	<b>15445,49</b>	<b>13377,24</b>	<b>12351,46</b>	<b>5028,50</b>	<b>4091,78</b>	<b>3745,41</b>	<b>3552,39</b>	<b>1789,52</b>	<b>1538,28</b>	<b>1438,77</b>	<b>1383,30</b>
20	8	1,12	0,82	0,71	0,65	0,27	0,22	0,19	0,19	0,09	0,08	0,08	0,07
	12	29,12	21,12	18,29	16,88	6,88	5,59	5,12	4,86	2,45	2,10	1,97	1,89
	16	293,07	212,49	184,04	169,93	69,18	56,29	51,53	48,87	24,62	21,16	19,79	19,02
	20	1756,86	1273,74	1103,28	1018,70	414,71	337,45	308,92	292,99	147,59	126,87	118,66	114,08
	24	7589,78	5451,63	4766,23	4400,66	1791,52	1457,81	1334,16	1265,67	637,59	548,05	512,58	492,85
	<b>20,47</b>	<b>2116,99</b>	<b>1534,91</b>	<b>1329,36</b>	<b>1227,71</b>	<b>499,72</b>	<b>406,62</b>	<b>372,21</b>	<b>353,01</b>	<b>177,82</b>	<b>152,86</b>	<b>142,97</b>	<b>137,47</b>
25	8	0,19	0,14	0,12	0,11	0,04	0,04	0,03	0,03	0,02	0,01	0,01	0,01
	12	4,86	3,52	3,05	2,82	1,15	0,93	0,85	0,81	0,41	0,35	0,33	0,32
	16	48,88	35,45	30,70	28,34	11,54	9,39	8,60	8,15	4,11	3,53	3,30	3,17
	20	293,07	212,49	184,04	169,93	69,18	56,29	51,53	48,87	24,62	21,16	17,79	19,02
	24	1266,10	917,97	795,08	734,09	298,86	243,19	222,61	211,13	106,35	91,42	85,51	82,21
	<b>20,47</b>	<b>353,47</b>	<b>256,05</b>	<b>221,75</b>	<b>204,76</b>	<b>83,36</b>	<b>67,82</b>	<b>62,09</b>	<b>58,88</b>	<b>29,67</b>	<b>25,50</b>	<b>23,85</b>	<b>22,93</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 1. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 14. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv. Aliança sob plantio convencional, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	3,64	3,07	2,84	2,72	1,69	1,51	1,44	1,40	0,97	0,90	0,87	0,85
	12	10,64	17,39	16,10	15,44	9,56	8,57	8,17	7,94	5,51	5,09	4,91	4,80
	16	70,65	59,53	55,13	52,84	32,73	29,33	27,98	27,20	18,87	17,41	16,80	16,45
	20	183,49	154,60	143,20	137,23	85,01	76,16	72,66	70,64	49,02	45,32	43,64	42,73
	24	400,21	337,20	312,32	299,32	185,41	166,12	158,45	154,07	106,91	99,28	95,17	93,68
	<b>25,64*</b>	<b>530,98</b>	<b>447,37</b>	<b>414,37</b>	<b>397,12</b>	<b>245,99</b>	<b>220,40</b>	<b>210,26</b>	<b>204,41</b>	<b>141,84</b>	<b>130,85</b>	<b>126,27</b>	<b>123,65</b>
20	8	1,06	0,90	0,83	0,78	0,49	0,44	0,42	0,41	0,28	0,26	0,25	0,25
	12	6,03	5,08	4,71	4,51	2,79	2,50	2,39	2,32	1,61	1,48	1,43	1,40
	16	20,64	17,39	16,10	15,44	9,56	8,57	8,17	7,94	5,51	5,09	4,91	4,80
	20	53,61	45,17	41,84	40,09	24,84	22,25	21,23	20,63	14,32	13,21	12,75	12,48
	24	116,92	98,51	91,25	87,45	54,17	48,53	46,30	45,01	31,23	28,81	27,80	27,23
	<b>25,64</b>	<b>155,13</b>	<b>130,70</b>	<b>121,06</b>	<b>116,02</b>	<b>71,87</b>	<b>64,39</b>	<b>61,43</b>	<b>59,72</b>	<b>41,44</b>	<b>38,23</b>	<b>36,89</b>	<b>36,13</b>
25	8	0,41	0,35	0,32	0,31	0,19	0,17	0,16	0,16	0,11	0,10	0,10	0,09
	12	2,32	1,96	1,81	1,74	1,08	0,96	0,92	0,89	0,62	0,57	0,55	0,54
	16	7,95	6,70	6,20	5,94	3,68	3,30	3,15	3,06	2,12	1,96	1,89	1,85
	20	20,64	17,39	16,10	15,44	9,56	8,57	8,17	7,94	5,51	5,09	4,91	4,80
	24	45,02	39,93	35,13	33,67	20,86	18,69	17,83	17,33	12,02	11,09	10,70	10,48
	<b>25,64</b>	<b>59,73</b>	<b>50,32</b>	<b>46,61</b>	<b>44,67</b>	<b>27,67</b>	<b>24,79</b>	<b>23,65</b>	<b>22,99</b>	<b>15,96</b>	<b>14,72</b>	<b>14,20</b>	<b>13,91</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 2. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 15. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv. Aliança sob plantio direto, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	3,29	2,80	2,61	2,51	1,62	1,46	1,40	1,36	0,98	0,91	0,88	0,86
	12	16,16	13,81	12,87	12,37	7,97	7,20	6,90	6,72	4,80	4,46	4,32	4,23
	16	50,09	42,79	39,88	38,35	24,69	22,32	21,37	20,83	14,88	13,82	13,37	13,19
	20	120,42	102,88	95,88	92,21	59,37	53,67	51,39	50,08	35,79	33,23	32,16	31,55
	24	246,63	210,69	196,36	188,83	121,59	109,91	105,25	102,55	73,29	68,06	65,87	64,61
	<b>15,51*</b>	<b>44,40</b>	<b>37,86</b>	<b>35,29</b>	<b>33,93</b>	<b>21,85</b>	<b>19,75</b>	<b>18,91</b>	<b>18,43</b>	<b>13,17</b>	<b>12,23</b>	<b>11,84</b>	<b>11,61</b>
20	8	1,06	0,90	0,84	0,81	0,52	0,47	0,45	0,44	0,31	0,29	0,28	0,27
	12	5,22	4,46	4,15	3,99	2,57	2,32	2,23	2,17	1,55	1,44	1,39	1,37
	16	16,16	13,81	12,87	12,37	7,97	7,20	6,90	6,72	4,80	4,46	4,32	4,23
	20	38,86	33,20	30,94	29,75	19,16	17,32	16,58	16,16	11,55	10,72	10,38	10,18
	24	79,58	69,99	63,36	60,93	39,23	35,47	33,96	33,09	23,65	21,96	21,25	20,85
	<b>15,51</b>	<b>14,30</b>	<b>12,22</b>	<b>11,39</b>	<b>10,95</b>	<b>7,05</b>	<b>6,37</b>	<b>6,10</b>	<b>5,95</b>	<b>4,25</b>	<b>3,95</b>	<b>3,82</b>	<b>3,75</b>
25	8	0,44	0,38	0,35	0,34	0,22	0,20	0,19	0,18	0,13	0,12	0,12	0,11
	12	2,17	1,85	1,73	1,66	1,07	0,97	0,92	0,90	0,64	0,60	0,58	0,57
	16	6,72	5,74	5,35	5,15	3,31	2,99	2,87	2,80	2,00	1,85	1,80	1,77
	20	16,16	13,81	12,87	12,37	7,97	7,20	6,90	6,72	4,80	4,46	4,32	4,23
	24	33,10	28,28	26,35	25,34	16,32	14,75	14,12	13,76	9,84	9,13	8,84	8,67
	<b>15,51</b>	<b>5,95</b>	<b>5,08</b>	<b>4,73</b>	<b>4,55</b>	<b>2,93</b>	<b>2,65</b>	<b>2,54</b>	<b>2,47</b>	<b>1,77</b>	<b>1,64</b>	<b>1,59</b>	<b>1,56</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 3. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 16. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv. Aliança sob plantio direto, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	2,01	1,83	1,76	1,72	1,33	1,25	1,22	1,20	0,99	0,94	0,92	0,91
	12	5,12	4,67	4,48	4,38	3,38	3,19	3,11	3,06	2,51	2,41	2,36	2,33
	16	9,95	9,07	8,70	8,51	6,57	6,19	6,04	5,94	4,88	4,67	4,58	4,53
	20	16,65	15,18	14,57	14,24	10,99	10,36	10,10	9,95	8,17	7,82	7,67	7,59
	24	25,37	23,13	22,19	21,69	16,75	15,78	15,39	15,15	12,44	11,91	11,69	11,55
	<b>19,65*</b>	<b>16,00</b>	<b>14,58</b>	<b>13,99</b>	<b>13,67</b>	<b>10,56</b>	<b>9,95</b>	<b>9,70</b>	<b>9,55</b>	<b>7,84</b>	<b>7,51</b>	<b>7,36</b>	<b>7,28</b>
20	8	1,03	0,94	0,90	0,88	0,68	0,64	0,63	0,62	0,51	0,49	0,48	0,47
	12	2,64	2,40	2,31	2,25	1,74	1,64	1,60	1,57	1,29	1,24	1,21	1,20
	16	5,12	4,67	4,48	4,38	3,38	3,19	3,11	3,06	2,51	2,41	2,36	2,33
	20	8,57	7,82	7,50	7,33	5,66	5,33	5,20	5,12	4,20	4,03	3,95	3,91
	24	13,06	11,90	11,42	11,16	8,62	8,13	7,92	7,80	6,41	6,13	6,02	5,95
	<b>19,65</b>	<b>8,23</b>	<b>7,50</b>	<b>7,20</b>	<b>7,03</b>	<b>5,43</b>	<b>5,12</b>	<b>4,99</b>	<b>4,92</b>	<b>4,04</b>	<b>3,87</b>	<b>3,79</b>	<b>3,75</b>
25	8	0,62	0,56	0,54	0,53	0,41	0,38	0,37	0,37	0,30	0,29	0,28	0,28
	12	1,57	1,44	1,38	1,35	1,04	0,98	0,96	0,94	0,77	0,74	0,72	0,72
	16	3,06	2,79	2,68	2,62	2,02	1,90	1,86	1,83	1,50	1,44	1,41	1,39
	20	5,12	4,67	4,48	4,38	3,38	3,19	3,11	3,06	2,51	2,41	2,36	2,33
	24	7,80	7,11	6,83	6,67	5,15	4,85	4,73	4,66	3,83	3,66	3,59	3,55
	<b>19,65</b>	<b>4,92</b>	<b>4,48</b>	<b>4,30</b>	<b>4,20</b>	<b>3,25</b>	<b>3,06</b>	<b>2,98</b>	<b>2,94</b>	<b>2,41</b>	<b>2,31</b>	<b>2,27</b>	<b>2,24</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 4. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 17. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv. IAC 350 sob plantio convencional, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	2,87	2,49	2,34	2,26	1,53	1,40	1,35	1,32	0,98	0,92	0,89	0,87
	12	11,77	10,23	9,62	9,29	6,29	5,75	5,53	5,41	4,02	3,76	3,65	3,59
	16	32,05	27,88	26,19	25,30	17,13	15,66	15,07	14,73	10,94	10,24	9,95	9,78
	20	69,72	60,64	56,97	55,03	37,26	34,07	32,79	32,05	23,80	22,28	21,65	21,28
	24	131,57	114,44	107,52	103,86	70,32	64,30	61,88	60,47	44,91	42,05	40,85	10,16
	<b>18,74</b>	<b>55,58</b>	<b>48,34</b>	<b>45,42</b>	<b>43,87</b>	<b>29,70</b>	<b>27,16</b>	<b>26,14</b>	<b>25,55</b>	<b>18,97</b>	<b>17,76</b>	<b>17,26</b>	<b>16,96</b>
20	8	1,05	0,91	0,86	0,83	0,56	0,51	0,49	0,48	0,36	0,34	0,33	0,32
	12	4,32	3,76	3,53	3,41	2,31	2,11	2,03	1,99	1,47	1,38	1,34	1,32
	16	11,77	10,23	9,62	9,29	6,29	5,75	5,53	5,41	4,02	3,76	3,65	3,59
	20	25,60	22,26	20,92	20,21	13,68	12,51	12,04	11,76	8,74	8,18	7,95	7,81
	24	48,30	42,02	39,47	38,13	25,82	23,61	22,72	22,20	16,49	15,44	15,00	14,74
	<b>18,74</b>	<b>20,41</b>	<b>17,75</b>	<b>16,67</b>	<b>16,11</b>	<b>10,91</b>	<b>9,97</b>	<b>9,60</b>	<b>9,38</b>	<b>6,96</b>	<b>6,52</b>	<b>6,34</b>	<b>6,23</b>
25	8	0,48	0,42	0,39	0,38	0,26	0,24	0,23	0,22	0,17	0,15	0,15	0,15
	12	1,99	1,73	1,62	1,57	1,06	0,97	0,93	0,91	0,68	0,63	0,62	0,61
	16	5,41	4,70	4,42	4,28	2,89	2,64	2,54	2,48	1,85	1,73	1,68	1,65
	20	11,77	10,23	9,62	9,29	6,29	5,75	5,53	5,41	4,02	3,76	3,65	3,59
	24	22,20	19,31	18,14	17,53	11,87	10,85	10,44	10,21	7,58	7,10	6,89	6,78
	<b>18,74</b>	<b>9,38</b>	<b>8,16</b>	<b>7,66</b>	<b>7,40</b>	<b>5,01</b>	<b>4,58</b>	<b>4,41</b>	<b>4,31</b>	<b>3,20</b>	<b>3,00</b>	<b>2,91</b>	<b>2,86</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 5. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 18. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv. IAC 350 sob plantio convencional, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	2,21	1,99	1,90	1,85	1,38	1,29	1,25	1,23	0,98	0,94	0,92	0,90
	12	6,38	5,75	5,48	5,34	3,98	3,73	3,62	3,56	2,84	2,71	2,65	2,62
	16	13,56	12,21	11,64	11,35	8,46	7,91	7,69	7,56	6,04	5,75	5,63	5,56
	20	24,32	21,90	20,89	20,36	15,18	14,20	13,79	13,56	10,84	10,32	10,09	9,97
	24	39,20	35,30	33,68	32,82	24,48	22,88	22,23	21,85	17,47	16,63	16,27	16,06
	<b>22,90*</b>	<b>34,67</b>	<b>31,22</b>	<b>29,79</b>	<b>29,02</b>	<b>21,65</b>	<b>20,23</b>	<b>19,66</b>	<b>19,32</b>	<b>15,45</b>	<b>14,71</b>	<b>14,39</b>	<b>14,21</b>
20	8	1,04	0,93	0,89	0,87	0,65	0,61	0,59	0,58	0,46	0,44	0,43	0,43
	12	3,00	2,71	2,58	2,51	1,88	1,75	1,70	1,67	1,34	1,27	1,25	1,23
	16	6,38	5,75	5,48	5,34	3,98	3,73	3,62	3,56	2,84	2,71	2,65	2,62
	20	11,45	10,31	9,84	9,58	7,15	6,68	6,49	6,38	5,10	4,86	4,75	4,69
	24	18,46	16,62	15,86	15,45	11,52	10,77	10,47	10,29	8,23	7,83	7,66	7,56
	<b>22,90</b>	<b>16,32</b>	<b>14,70</b>	<b>14,02</b>	<b>13,66</b>	<b>10,19</b>	<b>9,53</b>	<b>9,25</b>	<b>9,10</b>	<b>7,27</b>	<b>6,92</b>	<b>6,77</b>	<b>6,69</b>
25	8	0,58	0,52	0,50	0,48	0,36	0,34	0,33	0,32	0,26	0,25	0,24	0,24
	12	1,68	1,51	1,44	1,40	1,05	0,98	0,95	0,93	0,75	0,71	0,69	0,69
	16	3,56	3,20	3,06	2,98	2,22	2,08	2,02	1,98	1,59	1,51	1,48	1,46
	20	6,38	5,75	5,48	5,34	3,98	3,73	3,62	3,56	2,84	2,71	2,65	2,62
	24	10,29	9,26	8,84	8,61	6,42	6,00	5,83	5,73	4,59	4,36	4,27	4,22
	<b>22,90</b>	<b>9,10</b>	<b>8,19</b>	<b>7,82</b>	<b>7,62</b>	<b>5,68</b>	<b>5,31</b>	<b>5,16</b>	<b>5,07</b>	<b>4,05</b>	<b>3,86</b>	<b>3,78</b>	<b>3,73</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 6. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 19. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv. IAC 350 sob plantio direto, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	5,71	4,53	4,08	3,86	2,02	1,75	1,64	1,58	0,96	0,87	0,82	0,80
	12	58,97	46,82	42,23	39,88	20,92	18,04	16,94	16,30	9,97	8,94	8,52	8,28
	16	309,27	245,55	221,47	209,14	109,73	94,64	88,82	85,51	52,27	46,89	44,70	43,45
	20	1118,36	887,92	800,85	756,28	396,79	342,22	321,18	309,20	189,02	169,57	161,62	157,13
	24	3196,66	2537,97	2289,12	2161,73	1134,17	978,18	918,04	883,79	540,28	484,70	461,98	449,14
	<b>15,66*</b>	<b>273,28</b>	<b>216,97</b>	<b>195,69</b>	<b>180,76</b>	<b>96,96</b>	<b>83,62</b>	<b>78,48</b>	<b>75,55</b>	<b>46,19</b>	<b>41,44</b>	<b>39,49</b>	<b>38,40</b>
20	8	1,09	0,86	0,78	0,74	0,39	0,33	0,31	0,22	0,18	0,16	0,16	0,15
	12	11,24	8,93	8,05	7,60	3,99	3,44	3,23	3,11	1,90	1,70	1,62	1,58
	16	58,97	46,82	42,23	39,88	20,92	18,04	16,94	16,30	9,97	8,94	8,52	8,28
	20	213,25	169,31	152,71	144,21	75,66	65,25	61,24	58,96	36,04	32,30	30,82	29,96
	24	609,54	483,94	436,49	412,20	216,26	186,62	175,06	168,52	103,02	92,42	88,08	85,64
	<b>15,66</b>	<b>52,11</b>	<b>41,37</b>	<b>37,32</b>	<b>35,24</b>	<b>18,49</b>	<b>15,94</b>	<b>14,96</b>	<b>14,41</b>	<b>8,81</b>	<b>7,90</b>	<b>7,53</b>	<b>7,32</b>
25	8	0,30	0,24	0,22	0,20	0,11	0,09	0,09	0,08	0,05	0,05	0,04	0,04
	12	3,11	2,47	2,23	2,10	1,10	0,95	0,89	0,86	0,53	0,47	0,45	0,44
	16	16,31	12,95	11,68	11,03	5,79	4,99	4,68	4,51	2,76	2,47	2,36	2,29
	20	58,97	46,82	42,23	39,88	20,92	18,04	16,94	16,30	9,97	8,94	8,52	8,28
	24	168,56	133,83	120,71	113,99	59,80	51,58	48,41	46,60	28,49	25,56	24,36	23,68
	<b>15,66</b>	<b>14,41</b>	<b>11,44</b>	<b>10,32</b>	<b>9,74</b>	<b>5,11</b>	<b>4,41</b>	<b>4,14</b>	<b>3,98</b>	<b>2,44</b>	<b>2,19</b>	<b>2,08</b>	<b>2,02</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 7. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 20. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv. IAC 350 sob plantio direto, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	1,94	1,78	1,71	1,67	1,31	1,24	1,21	1,19	0,99	0,95	0,93	0,92
	12	4,71	4,31	4,15	4,06	3,17	3,00	2,93	2,89	2,40	2,30	2,26	2,23
	16	8,83	8,09	7,78	7,61	5,96	5,63	5,50	5,42	4,50	4,31	4,24	4,19
	20	14,39	13,19	12,68	12,41	9,71	9,18	8,96	8,83	7,33	7,03	6,90	6,83
	24	21,45	19,65	18,90	18,49	14,47	13,68	13,35	13,16	10,92	10,48	10,29	10,18
	<b>23,52*</b>	<b>20,52</b>	<b>18,80</b>	<b>18,08</b>	<b>17,69</b>	<b>13,85</b>	<b>13,09</b>	<b>12,78</b>	<b>12,59</b>	<b>10,45</b>	<b>10,02</b>	<b>9,84</b>	<b>9,74</b>
20	8	1,03	0,95	0,91	0,89	0,70	0,66	0,64	0,63	0,52	0,50	0,49	0,49
	12	2,51	2,30	2,21	2,16	1,69	1,60	1,56	1,54	1,28	1,22	1,20	1,19
	16	4,71	4,31	4,15	4,06	3,17	3,00	2,93	2,89	2,40	2,30	2,26	2,23
	20	7,67	7,03	6,76	6,61	5,17	4,89	4,77	4,71	3,90	3,75	3,68	3,64
	24	11,44	10,47	10,07	9,85	7,71	7,29	7,12	7,01	5,82	5,58	5,48	5,42
	<b>23,52</b>	<b>10,94</b>	<b>10,02</b>	<b>9,63</b>	<b>9,43</b>	<b>7,38</b>	<b>6,97</b>	<b>6,81</b>	<b>6,71</b>	<b>5,57</b>	<b>5,34</b>	<b>5,24</b>	<b>5,19</b>
25	8	0,69	0,58	0,56	0,55	0,43	0,40	0,39	0,39	0,32	0,31	0,30	0,30
	12	1,68	1,41	1,36	1,33	1,05	0,98	0,96	0,94	0,78	0,75	0,74	0,73
	16	3,16	2,65	2,54	2,49	2,01	1,84	1,80	1,77	1,47	1,41	1,38	1,37
	20	4,71	4,31	4,15	4,06	3,17	3,00	2,93	2,89	2,40	2,30	2,26	2,23
	24	7,67	6,43	6,18	6,04	4,73	4,47	4,37	4,30	3,57	3,43	3,39	3,33
	<b>23,52</b>	<b>7,34</b>	<b>6,15</b>	<b>5,91</b>	<b>5,78</b>	<b>4,53</b>	<b>4,28</b>	<b>4,18</b>	<b>4,12</b>	<b>3,42</b>	<b>3,28</b>	<b>3,22</b>	<b>3,18</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 8. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 21. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo irrigado, cv. IAC 289 sob plantio convencional, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	2,20	1,98	1,89	1,84	1,38	1,29	1,25	1,23	0,98	0,94	0,92	0,90
	12	6,35	5,72	5,46	5,32	3,97	3,71	3,61	3,54	2,84	2,70	2,64	2,61
	16	13,45	12,12	11,56	11,27	8,41	7,86	7,64	7,51	6,01	5,72	5,60	5,53
	20	24,09	21,70	20,71	20,17	15,06	14,08	13,68	13,45	10,76	10,24	10,02	9,90
	24	38,77	34,92	33,33	32,47	24,24	22,67	22,03	21,65	17,32	16,49	16,15	15,93
	<b>9,92*</b>	<b>3,86</b>	<b>3,48</b>	<b>3,32</b>	<b>3,23</b>	<b>2,41</b>	<b>2,26</b>	<b>2,19</b>	<b>2,16</b>	<b>1,72</b>	<b>1,64</b>	<b>1,61</b>	<b>1,57</b>
20	8	1,04	0,94	0,89	0,87	0,65	0,61	0,59	0,58	0,46	0,44	0,43	0,43
	12	2,99	2,70	2,57	2,51	1,87	1,75	1,70	1,67	1,34	1,27	1,25	1,23
	16	6,35	5,72	5,46	5,32	3,97	3,71	3,61	3,54	2,84	2,70	2,64	2,61
	20	11,37	10,24	9,77	9,52	7,11	6,64	6,46	6,35	5,08	4,83	4,73	4,67
	24	18,30	16,48	15,73	15,32	11,44	10,70	10,39	10,22	8,17	7,78	7,61	7,47
	<b>9,92</b>	<b>1,82</b>	<b>1,64</b>	<b>1,57</b>	<b>1,53</b>	<b>1,14</b>	<b>1,07</b>	<b>1,03</b>	<b>1,02</b>	<b>0,81</b>	<b>0,77</b>	<b>0,76</b>	<b>0,75</b>
25	8	0,58	0,52	0,50	0,49	0,36	0,34	0,33	0,32	0,26	0,25	0,24	0,24
	12	1,67	1,51	1,44	1,40	1,06	0,98	0,95	0,93	0,75	0,71	0,70	0,69
	16	3,54	3,19	3,05	2,97	2,22	2,07	2,01	1,98	1,58	1,50	1,47	1,46
	20	6,35	5,72	5,46	5,32	3,97	3,71	3,61	3,54	2,84	2,70	2,64	2,61
	24	10,22	9,20	8,78	8,56	6,39	5,97	5,80	5,70	4,56	4,34	4,25	4,20
	<b>9,92</b>	<b>1,02</b>	<b>0,92</b>	<b>0,87</b>	<b>0,85</b>	<b>0,64</b>	<b>0,59</b>	<b>0,58</b>	<b>0,57</b>	<b>0,45</b>	<b>0,43</b>	<b>0,42</b>	<b>0,42</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 9. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 22. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo irrigado, cv. IAC 289 sob plantio convencional, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	3,44	2,92	2,71	2,61	1,65	1,48	1,42	1,40	0,97	0,90	0,87	0,85
	12	18,03	15,30	14,22	13,66	8,64	7,78	7,44	7,24	5,11	4,73	4,57	4,48
	16	58,40	49,58	46,08	44,25	28,00	25,21	24,10	23,46	16,55	15,32	14,81	14,51
	20	145,33	123,39	114,68	110,11	69,69	62,74	59,98	58,39	41,18	38,13	36,85	36,12
	24	306,10	259,89	241,54	231,93	146,78	132,16	126,34	122,98	86,74	80,31	77,62	76,09
	<b>16,31*</b>	<b>63,16</b>	<b>53,62</b>	<b>49,84</b>	<b>47,85</b>	<b>30,29</b>	<b>27,27</b>	<b>26,07</b>	<b>25,38</b>	<b>17,90</b>	<b>16,57</b>	<b>16,02</b>	<b>15,70</b>
20	8	1,06	0,90	0,84	0,80	0,51	0,46	0,44	0,43	0,30	0,28	0,27	0,26
	12	5,56	4,72	4,39	4,22	2,67	2,40	2,30	2,24	1,58	1,46	1,41	1,38
	16	18,03	15,30	14,22	13,66	8,64	7,78	7,44	7,24	5,11	4,73	4,57	4,48
	20	44,86	38,09	35,40	33,99	21,51	19,37	18,52	18,02	12,71	11,77	11,38	11,15
	24	94,49	80,22	74,56	71,59	45,31	40,79	39,00	37,96	26,78	24,79	23,96	23,49
	<b>16,31</b>	<b>19,50</b>	<b>16,55</b>	<b>15,38</b>	<b>14,77</b>	<b>9,35</b>	<b>8,42</b>	<b>8,05</b>	<b>7,83</b>	<b>5,52</b>	<b>5,12</b>	<b>4,94</b>	<b>4,85</b>
25	8	0,43	0,36	0,34	0,32	0,20	0,18	0,18	0,17	0,12	0,11	0,11	0,11
	12	2,24	1,90	1,76	1,69	1,07	0,97	0,92	0,90	0,63	0,59	0,57	0,55
	16	7,24	6,15	5,72	5,49	3,47	3,13	2,99	2,91	2,05	1,90	1,84	1,80
	20	18,03	15,30	14,22	13,66	8,64	7,78	7,44	7,24	5,11	4,73	4,57	4,48
	24	37,97	32,24	29,96	28,77	18,21	16,39	15,67	15,25	10,76	9,96	9,63	9,44
	<b>16,31</b>	<b>7,83</b>	<b>6,65</b>	<b>6,18</b>	<b>5,94</b>	<b>3,76</b>	<b>3,38</b>	<b>3,23</b>	<b>3,15</b>	<b>2,22</b>	<b>2,06</b>	<b>1,99</b>	<b>1,95</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 10. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 23. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo irrigado, cv. IAC 289 sob plantio direto, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	1,89	1,74	1,67	1,64	1,29	1,23	1,20	1,18	0,99	0,95	0,93	0,92
	12	4,43	4,07	3,92	3,84	3,03	2,88	2,81	2,77	2,32	2,23	2,19	2,16
	16	8,11	7,46	7,18	7,03	5,56	5,27	5,14	5,07	4,24	4,07	4,00	3,96
	20	12,97	11,92	11,48	11,25	8,89	8,42	8,23	8,11	6,78	6,52	6,40	6,34
	24	19,03	17,50	16,85	16,50	13,04	12,35	12,07	11,90	9,95	9,56	9,39	9,30
	<b>10,48*</b>	<b>3,33</b>	<b>3,06</b>	<b>2,95</b>	<b>2,89</b>	<b>2,28</b>	<b>2,16</b>	<b>2,11</b>	<b>2,08</b>	<b>1,74</b>	<b>1,67</b>	<b>1,64</b>	<b>1,63</b>
20	8	1,03	0,95	0,91	0,89	0,71	0,67	0,65	0,64	0,54	0,52	0,51	0,50
	12	2,42	2,22	2,14	2,10	1,66	1,57	1,53	1,51	1,26	1,22	1,19	1,18
	16	4,43	4,07	3,92	3,84	3,03	2,88	2,81	2,77	2,32	2,23	2,16	2,16
	20	7,08	6,51	6,27	6,14	4,85	4,60	4,49	4,43	3,70	3,56	3,50	3,46
	24	10,39	9,55	9,20	9,01	7,12	6,75	6,59	6,50	5,43	5,22	5,13	5,08
	<b>10,48</b>	<b>1,82</b>	<b>1,67</b>	<b>1,61</b>	<b>1,58</b>	<b>1,25</b>	<b>1,18</b>	<b>1,15</b>	<b>1,14</b>	<b>0,95</b>	<b>0,91</b>	<b>0,90</b>	<b>0,89</b>
25	8	0,64	0,59	0,57	0,56	0,44	0,42	0,41	0,40	0,34	0,32	0,32	0,32
	12	1,51	1,39	1,34	1,31	1,04	0,98	0,96	0,95	0,79	0,76	0,75	0,74
	16	2,77	2,55	2,45	2,40	1,90	1,80	1,76	1,73	1,45	1,39	1,37	1,35
	20	4,43	4,07	3,92	3,84	3,03	2,88	2,81	2,77	2,32	2,23	2,19	2,16
	24	6,50	5,98	5,75	5,63	4,45	4,22	4,12	4,06	3,40	3,26	3,21	3,18
	<b>10,48</b>	<b>1,14</b>	<b>1,04</b>	<b>1,01</b>	<b>0,99</b>	<b>0,78</b>	<b>0,74</b>	<b>0,72</b>	<b>0,71</b>	<b>0,59</b>	<b>0,57</b>	<b>0,56</b>	<b>0,56</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 11. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 24. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo irrigado, cv. IAC 289 sob plantio direto, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	3,86	3,23	2,98	2,85	1,73	1,54	1,47	1,42	0,97	0,89	0,86	0,84
	12	23,65	19,77	18,25	17,46	10,58	9,44	8,98	8,72	5,95	5,47	5,27	5,16
	16	85,54	71,52	66,01	63,15	38,28	34,13	32,49	31,55	21,53	19,79	19,07	18,66
	20	231,89	193,88	178,96	171,19	103,78	92,53	88,08	85,52	58,38	53,66	51,70	50,58
	24	523,81	437,95	404,25	386,69	234,43	209,01	198,97	193,18	131,87	121,22	116,78	114,26
	<b>14,56*</b>	<b>56,12</b>	<b>46,92</b>	<b>43,31</b>	<b>41,43</b>	<b>25,12</b>	<b>22,39</b>	<b>21,32</b>	<b>20,70</b>	<b>14,13</b>	<b>12,99</b>	<b>12,51</b>	<b>12,24</b>
20	8	1,07	0,89	0,82	0,79	0,48	0,43	0,41	0,39	0,27	0,25	0,24	0,23
	12	6,54	5,47	5,04	4,83	2,93	2,61	2,48	2,41	1,65	1,51	1,46	1,43
	16	23,65	19,77	18,25	17,46	10,58	9,44	8,98	8,72	5,95	5,47	5,27	5,16
	20	64,11	52,60	49,47	47,32	28,69	25,58	24,35	23,64	16,14	14,84	14,29	13,98
	24	144,81	121,07	111,75	106,90	64,81	57,78	55,00	53,40	36,46	33,51	32,28	31,59
	<b>14,56</b>	<b>15,51</b>	<b>12,97</b>	<b>11,97</b>	<b>11,45</b>	<b>6,94</b>	<b>6,19</b>	<b>5,89</b>	<b>5,72</b>	<b>3,91</b>	<b>3,59</b>	<b>3,46</b>	<b>3,38</b>
25	8	0,39	0,33	0,30	0,29	0,18	0,16	0,15	0,14	0,10	0,09	0,09	0,08
	12	2,41	2,02	1,86	1,78	1,08	0,96	0,92	0,89	0,61	0,56	0,54	0,53
	16	8,72	7,29	6,73	6,44	3,90	3,48	3,31	3,22	2,20	2,02	1,94	1,90
	20	23,65	19,77	18,25	17,46	10,58	9,44	8,98	8,72	5,95	5,47	5,27	5,16
	24	53,42	44,66	41,22	39,43	23,91	21,31	20,29	19,70	13,45	12,36	11,91	11,65
	<b>14,56</b>	<b>5,72</b>	<b>4,78</b>	<b>4,42</b>	<b>4,22</b>	<b>2,56</b>	<b>2,28</b>	<b>2,17</b>	<b>2,11</b>	<b>1,44</b>	<b>1,32</b>	<b>1,28</b>	<b>1,25</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 12. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 25. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo irrigado, cv. BRS 207 sob plantio convencional, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	2,96	2,56	2,40	2,32	1,55	1,41	1,36	1,33	0,98	0,91	0,89	0,87
	12	12,67	10,97	10,29	9,93	6,64	6,07	5,82	5,69	4,19	3,91	3,80	3,73
	16	35,56	30,80	28,88	27,87	18,65	17,01	16,35	15,97	11,75	10,98	10,66	10,47
	20	79,18	68,58	64,31	62,06	41,53	37,87	36,40	35,55	26,17	24,46	23,74	23,32
	24	152,28	131,90	123,69	119,36	79,87	72,84	70,02	68,38	50,33	47,04	45,65	44,86
	<b>10,20*</b>	<b>7,07</b>	<b>6,12</b>	<b>5,74</b>	<b>5,54</b>	<b>3,71</b>	<b>3,38</b>	<b>3,25</b>	<b>3,18</b>	<b>2,34</b>	<b>2,18</b>	<b>2,12</b>	<b>2,08</b>
20	8	1,05	0,91	0,86	0,83	0,55	0,50	0,48	0,47	0,35	0,33	0,32	0,31
	12	4,51	3,91	3,67	3,54	2,37	2,16	2,08	2,03	1,49	1,39	1,35	1,33
	16	12,67	10,97	10,29	9,93	6,64	6,07	5,82	5,69	4,19	3,19	3,80	3,73
	20	28,21	24,43	22,91	22,11	14,79	13,49	12,97	12,67	9,32	8,71	8,46	8,31
	24	54,25	46,99	44,07	42,52	28,46	25,95	24,94	24,36	17,93	16,76	16,26	15,98
	<b>10,20</b>	<b>2,52</b>	<b>2,18</b>	<b>2,05</b>	<b>1,97</b>	<b>1,32</b>	<b>1,21</b>	<b>1,16</b>	<b>1,13</b>	<b>0,83</b>	<b>0,78</b>	<b>0,76</b>	<b>0,74</b>
25	8	0,47	0,41	0,38	0,37	0,25	0,23	0,22	0,21	0,16	0,15	0,14	0,14
	12	2,03	1,76	1,64	1,59	1,06	0,97	0,93	0,91	0,67	0,63	0,61	0,60
	16	5,69	4,93	4,62	4,46	2,98	2,72	2,62	2,55	1,88	1,76	1,71	1,68
	20	12,67	10,97	10,29	9,93	6,64	6,07	5,82	5,69	4,19	3,91	3,80	3,73
	24	24,37	21,10	19,79	19,10	12,78	11,65	11,20	10,94	8,05	7,53	7,30	7,18
	<b>10,20</b>	<b>1,13</b>	<b>0,98</b>	<b>0,92</b>	<b>0,89</b>	<b>0,59</b>	<b>0,54</b>	<b>0,52</b>	<b>0,51</b>	<b>0,37</b>	<b>0,35</b>	<b>0,34</b>	<b>0,33</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 13. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 26. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo irrigado, cv. BRS 207 sob plantio convencional, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	2,59	2,28	2,16	2,09	1,47	1,36	1,31	1,28	0,98	0,92	0,90	0,89
	12	9,28	8,18	7,73	7,50	5,27	4,86	4,69	4,60	3,51	3,31	3,23	3,18
	16	22,96	20,24	19,13	18,54	13,03	12,02	11,61	11,37	8,69	8,19	7,98	7,86
	20	46,35	40,86	38,62	37,43	26,31	24,27	23,44	22,96	17,54	16,53	16,11	15,86
	24	82,29	72,54	68,56	66,45	46,71	43,08	41,61	40,76	31,15	29,35	28,59	28,15
	<b>13,21*</b>	<b>12,53</b>	<b>11,05</b>	<b>10,44</b>	<b>10,12</b>	<b>7,11</b>	<b>6,56</b>	<b>6,34</b>	<b>6,21</b>	<b>4,74</b>	<b>4,47</b>	<b>4,35</b>	<b>4,29</b>
20	8	1,05	0,92	0,87	0,85	0,59	0,55	0,53	0,52	0,40	0,37	0,36	0,36
	12	3,75	3,31	3,13	3,03	2,13	1,96	1,90	1,86	1,42	1,34	1,30	1,28
	16	9,28	8,18	7,73	7,50	5,27	4,86	4,69	4,60	3,51	3,31	3,23	3,18
	20	18,74	16,52	15,61	15,13	10,64	9,81	9,48	9,28	7,09	6,68	6,51	6,41
	24	33,27	29,33	27,72	26,86	18,88	17,42	16,82	16,48	12,59	11,87	11,56	11,38
	<b>13,21</b>	<b>5,07</b>	<b>4,47</b>	<b>4,22</b>	<b>4,09</b>	<b>2,88</b>	<b>2,65</b>	<b>2,56</b>	<b>2,51</b>	<b>1,92</b>	<b>1,81</b>	<b>1,76</b>	<b>1,73</b>
25	8	0,52	0,46	0,43	0,42	0,29	0,27	0,26	0,26	0,20	0,18	0,18	0,18
	12	1,86	1,64	1,55	1,50	1,06	0,97	0,94	0,92	0,70	0,66	0,65	0,64
	16	4,60	4,05	3,83	3,71	2,61	2,41	2,35	2,28	1,74	1,64	1,60	1,57
	20	9,28	8,18	7,73	7,50	5,27	4,86	4,69	4,60	3,51	3,31	3,23	3,18
	24	16,48	14,53	13,73	13,31	9,35	8,63	8,33	8,16	6,24	5,88	5,73	5,64
	<b>13,21</b>	<b>2,51</b>	<b>2,21</b>	<b>2,09</b>	<b>2,03</b>	<b>1,42</b>	<b>1,31</b>	<b>1,27</b>	<b>1,24</b>	<b>0,95</b>	<b>0,90</b>	<b>0,87</b>	<b>0,86</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 14. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 27. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo irrigado, cv. BRS 207 sob plantio direto, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	3,36	2,86	2,66	2,56	1,63	1,47	1,41	1,37	0,98	0,90	0,87	0,86
	12	17,06	14,53	13,52	12,99	8,30	7,48	7,16	6,97	4,95	4,59	4,44	4,35
	16	54,04	46,03	42,84	41,17	26,28	23,71	22,68	22,09	15,69	14,55	14,07	13,79
	20	132,18	112,58	104,78	100,68	64,28	57,99	55,49	54,04	38,37	35,58	34,41	33,74
	24	274,50	233,78	217,58	209,09	133,48	120,42	115,22	112,21	79,68	73,88	71,45	70,06
	<b>11,12*</b>	<b>12,57</b>	<b>10,71</b>	<b>9,97</b>	<b>9,58</b>	<b>6,11</b>	<b>5,52</b>	<b>5,27</b>	<b>5,14</b>	<b>3,65</b>	<b>3,38</b>	<b>3,27</b>	<b>3,21</b>
20	8	1,06	0,90	0,84	0,81	0,52	0,46	0,45	0,43	0,31	0,29	0,28	0,27
	12	5,39	4,59	4,27	4,10	2,62	2,36	2,26	2,20	1,56	1,45	1,40	1,37
	16	17,06	14,53	13,53	12,99	8,30	7,48	7,16	6,97	4,95	4,59	4,44	4,35
	20	41,73	35,54	33,08	31,78	20,29	18,30	17,52	17,06	12,11	11,23	10,86	10,65
	24	86,65	73,80	68,69	66,00	42,14	38,01	36,37	35,42	25,15	23,32	22,56	22,12
	<b>11,12</b>	<b>3,97</b>	<b>3,38</b>	<b>3,15</b>	<b>3,02</b>	<b>1,93</b>	<b>1,74</b>	<b>1,67</b>	<b>1,62</b>	<b>1,15</b>	<b>1,07</b>	<b>1,03</b>	<b>1,01</b>
25	8	0,43	0,37	0,34	0,33	0,21	0,19	0,18	0,18	0,13	0,12	0,11	0,11
	12	2,20	1,88	1,75	1,68	1,07	0,97	0,92	0,90	0,64	0,59	0,57	0,56
	16	6,98	5,94	5,53	5,31	3,39	3,06	2,93	2,85	2,02	1,88	1,82	1,78
	20	17,06	14,53	13,52	12,99	8,30	7,48	7,16	6,97	4,95	4,59	4,44	4,35
	24	35,43	30,17	28,08	26,99	17,23	15,54	14,87	14,48	10,28	9,54	9,22	9,04
	<b>11,12</b>	<b>1,62</b>	<b>1,38</b>	<b>1,29</b>	<b>1,24</b>	<b>0,79</b>	<b>0,71</b>	<b>0,68</b>	<b>0,66</b>	<b>0,47</b>	<b>0,44</b>	<b>0,42</b>	<b>0,41</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 15. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

TABELA 28. Estimativas do tamanho de parcela, em unidades básicas, para avaliação do rendimento de grãos em trigo irrigado, cv. BRS 207 sob plantio direto, para diversas combinações de número de repetição (r), tratamento (t), diferença percentual da média a ser detectada (d) e valores de coeficiente de variação (CV) <sup>1/</sup>

d	CV (%)	r = 3				r = 4				r = 5			
		t				t				t			
		6	9	12	15	6	9	12	15	6	9	12	15
15	8	3,40	2,89	2,69	2,58	1,64	1,48	1,41	1,38	0,97	0,90	0,87	0,86
	12	17,53	14,91	13,87	13,32	8,47	7,63	7,30	7,11	5,03	4,66	4,51	4,42
	16	56,18	47,77	44,43	42,68	27,13	24,45	23,38	22,77	16,11	14,93	14,43	14,15
	20	138,60	117,86	109,62	105,30	66,93	60,32	57,69	56,17	39,75	36,83	35,61	34,91
	24	289,88	246,50	229,26	220,22	139,98	126,16	120,66	117,48	83,14	77,03	74,48	73,02
	<b>15,87*</b>	<b>54,36</b>	<b>46,22</b>	<b>42,99</b>	<b>41,29</b>	<b>26,25</b>	<b>23,65</b>	<b>22,63</b>	<b>22,03</b>	<b>15,59</b>	<b>14,44</b>	<b>13,97</b>	<b>13,69</b>
20	8	1,06	0,90	0,84	0,81	0,51	0,46	0,44	0,43	0,30	0,28	0,27	0,27
	12	5,47	4,66	4,33	4,16	2,64	2,38	2,28	2,23	1,57	1,45	1,41	1,38
	16	17,53	14,91	13,87	13,32	8,47	7,63	7,30	7,11	5,03	4,66	4,51	4,42
	20	43,27	36,79	34,22	32,87	20,89	18,83	18,01	17,54	12,41	11,50	11,12	10,90
	24	90,49	76,95	71,57	68,74	43,69	39,38	37,66	36,67	25,95	24,05	23,25	22,79
	<b>15,87</b>	<b>16,97</b>	<b>14,43</b>	<b>13,42</b>	<b>12,89</b>	<b>8,19</b>	<b>7,38</b>	<b>7,06</b>	<b>6,88</b>	<b>4,87</b>	<b>4,51</b>	<b>4,36</b>	<b>4,27</b>
25	8	0,43	0,37	0,34	0,33	0,21	0,19	0,18	0,17	0,12	0,11	0,11	0,11
	12	2,23	1,89	1,75	1,69	1,10	0,97	0,92	0,90	0,64	0,59	0,57	0,56
	16	7,11	6,04	5,62	5,40	3,43	3,09	2,96	2,88	2,04	1,89	1,83	1,79
	20	17,53	14,91	13,87	13,32	8,47	7,63	7,30	7,11	5,03	4,66	4,51	4,42
	24	36,68	31,19	29,01	27,86	17,71	15,96	15,27	14,86	10,52	9,75	9,42	9,24
	<b>15,87</b>	<b>6,88</b>	<b>5,85</b>	<b>5,44</b>	<b>5,22</b>	<b>3,32</b>	<b>2,99</b>	<b>2,86</b>	<b>2,79</b>	<b>1,97</b>	<b>1,83</b>	<b>1,77</b>	<b>1,73</b>

<sup>1/</sup> Resultados referentes ao experimento 16. \* Coeficiente de variação do referido experimento.

Segundo LIN e BINNS (1986), o aumento no número de repetições e/ou no tamanho das parcelas irá reduzir as diferenças de estimativas de variâncias dos tratamentos. No entanto, os recursos para a experimentação de campo são freqüentemente limitados, de modo que, raramente o pesquisador pode aumentar ambos os fatores tanto quanto gostaria. Usualmente apenas um dos fatores é aumentado, enquanto o outro é mantido inalterado ou reduzido, de modo que os custos globais não se elevem significativamente. Ainda de acordo com aqueles autores, a influência do número de repetições e do tamanho da parcela sobre a precisão experimental não é independente. Se um fator é efetivo, então o outro tende a ser bem menos, por causa da complementaridade entre eles. Assim, é necessário identificar, primeiramente, qual destes fatores é mais importante para um dado campo, e então procurar uma combinação ótima entre ambos. Diante disso, sugerem o seguinte critério na tomada de decisão, baseado no valor do índice de heterogeneidade do solo:

a) Se  $b < 0,2$  – o aumento no número de repetições é mais efetivo do que no tamanho da parcela; b) Se  $b > 0,7$  – o aumento no tamanho da parcela é mais efetivo do que no número de repetições; c) Se  $0,7 > b > 0,2$  – o aumento em ambos os fatores deve ser útil em combinação.

O critério apresentado por LIN e BINNS (1986) é simples quando o valor de  $b$  é menor que 0,2 ou maior que 0,7. No entanto, quando  $b$  está entre estes dois valores a decisão a ser tomada é mais difícil, pois requer ponderação conjunta de vários fatores. No presente trabalho, na maior parte das condições estudadas (75% dos experimentos), os valores de  $b$  situaram-se dentro do intervalo acima mencionado, indicando ser necessária uma combinação adequada dos fatores tamanho de parcela e número de repetições, no planejamento de experimentos para aquelas condições. De qualquer forma, para cada condição experimental, foram estimados 216 diferentes tamanhos de parcela, correspondendo a várias combinações de CV,  $d$ ,  $t$  e  $r$ . Portanto, acredita-se que essas informações deverão representar bom subsídio na escolha do tamanho conveniente da parcela a ser usada em futuras pesquisas com a cultura do trigo, particularmente nas condições do Brasil-Central.

#### 4. 7. Diferença detectável entre médias de tratamentos

Dispondo-se dos valores de CV e **b** determinados anteriormente para cada condição experimental, utilizou-se o procedimento proposto por HATHEWAY (1961) para estimar a verdadeira diferença (**d**) detectável entre médias de tratamentos, a 5% de probabilidade, para tamanhos de parcelas variando de 1 a 40 ub (0,2 a 8,0 m<sup>2</sup>), considerando-se experimentos em blocos casualizados com 9 tratamentos e 3, 4 e 5 repetições.

Os valores das estimativas de **d** são apresentados nas Tabelas 29 a 32. Os dados destas tabelas encontram-se representados graficamente nas Figuras 16 a 23, as quais possibilitam melhor e mais fácil visualização dos resultados. Observam-se ganhos expressivos em precisão experimental (redução dos valores de **d**) com aumentos no tamanho de parcelas pequenas, porém após atingir certo limiar de tamanho satisfatório, o aumento de precisão torna-se insignificante com incrementos adicionais de área à parcela. Esse comportamento tem sido relatado por diversos autores (CAMPOS, 1972; STORCK e UITDEWILLIGEN, 1980; PARODI e NEBREDA, 1997) e é semelhante àquele observado para a 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 (SMITH, 1938; HATHEWAY, 1961; LE CLERG et al., 1962; LE CLERG, 1967; STEEL et al., 1997).

De modo geral, a partir de 12 unidades básicas verificou-se pequena redução nos valores de **d** com aumentos posteriores no tamanho da parcela (Tabelas 29 a 32), indicando que, nas condições do presente trabalho, pouco se ganha em precisão com o uso de parcelas maiores do que 12 ub (2,4 m<sup>2</sup>). É importante notar que, em quase todas as condições estudadas, seria possível detectar-se diferença de 15% (da média), entre médias de tratamentos, utilizando-se parcela formada por 18 unidades básicas, que corresponde a área de 3,6 m<sup>2</sup>. Este tem sido o tamanho da parcela utilizada pela maioria dos pesquisadores que trabalha com a cultura do trigo, indicando que os mesmos têm adotado tamanho de parcela estatisticamente satisfatório para avaliação da produção de grãos nesta cultura.

TABELA 29. Estimativas da diferença (**d**) detectável (% da média) entre dois tratamentos, para o rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv Aliança, para vários tamanhos de parcela e número de repetição ( *r* ), em experimentos com nove tratamentos

	<i>r</i>	Tamanho da parcela em unidades básicas																
		1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18	20	24	28	32	36	40
Experimento 1	3	49,86	45,76	43,51	41,98	39,91	38,50	37,45	36,61	35,91	35,32	34,80	34,35	33,58	32,94	32,39	31,92	31,51
	4	42,28	38,78	36,87	35,57	33,82	32,63	31,73	31,02	30,43	29,93	29,49	29,11	28,46	27,91	27,45	27,05	26,70
	5	37,43	34,33	32,64	31,49	29,94	28,88	28,09	27,46	26,94	26,49	26,11	25,77	25,19	24,71	24,30	23,95	23,64
Experimento 2	3	62,49	53,14	48,34	45,19	41,10	38,43	36,48	34,95	33,72	32,68	31,79	31,02	29,73	28,67	27,79	27,04	26,38
	4	52,96	45,04	40,96	38,30	34,83	32,57	30,91	29,62	28,57	27,70	26,94	26,29	25,19	24,30	23,55	22,91	22,35
	5	46,88	39,87	36,26	33,90	30,84	28,83	27,37	26,22	25,29	24,52	23,85	23,27	22,30	21,51	20,85	20,28	19,79
Experimento 3	3	37,80	31,69	28,59	26,57	23,97	22,27	21,05	20,09	19,32	18,67	18,12	17,64	16,84	16,20	15,66	15,19	14,79
	4	32,04	26,86	24,23	22,52	20,31	18,88	17,84	17,03	16,37	15,83	15,36	14,95	14,27	13,73	13,27	12,88	12,54
	5	28,36	23,78	21,45	19,93	17,98	16,71	15,79	15,07	14,49	14,01	13,60	13,24	12,64	12,15	11,75	11,40	11,10
Experimento 4	3	47,89	35,47	29,75	26,27	22,04	19,45	17,66	16,32	15,27	14,41	13,69	13,08	12,09	11,31	10,67	10,14	9,69
	4	40,59	30,06	25,22	22,26	18,67	16,49	14,97	13,83	12,94	12,21	11,60	11,08	10,24	9,58	9,04	8,59	8,21
	5	35,93	26,61	22,32	19,71	16,53	14,59	13,25	12,24	11,45	10,81	10,27	9,81	9,07	8,48	8,00	7,61	7,27

TABELA 30. Estimativas da diferença (**d**) detectável (% da média) entre dois tratamentos, para o rendimento de grãos em trigo de sequeiro, cv IAC 350, para vários tamanhos de parcela e número de repetição ( *r* ), em experimentos com nove tratamentos

	<i>r</i>	Tamanho da parcela em unidades básicas																
		1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18	20	24	28	32	36	40
Experimento 5	3	45,67	37,43	33,32	30,68	27,31	25,14	23,58	22,38	21,41	20,60	19,92	19,33	18,34	17,55	16,89	16,33	15,84
	4	38,71	31,72	28,24	26,00	23,14	21,31	19,98	18,97	18,14	17,46	16,88	16,38	15,54	14,87	14,31	13,83	13,42
	5	34,26	28,08	25,00	23,01	20,49	18,86	17,69	16,79	16,06	15,46	14,94	14,50	13,76	13,16	12,67	12,25	11,88
Experimento 6	3	55,81	42,83	36,69	32,87	28,16	25,23	23,17	21,61	20,37	19,36	18,51	17,78	16,58	15,64	14,86	14,21	13,65
	4	47,30	36,30	31,09	27,86	23,86	21,38	19,63	18,31	17,27	16,41	15,69	15,07	14,05	13,25	12,59	12,04	11,56
	5	41,87	32,13	27,52	24,66	21,12	18,93	17,38	16,21	15,28	14,53	13,89	13,34	12,44	11,73	11,15	10,66	10,24
Experimento 7	3	38,17	33,84	31,54	30,00	27,96	26,60	25,59	24,79	24,14	23,59	23,11	22,69	21,98	21,40	20,91	20,49	20,12
	4	32,35	28,68	26,73	25,43	23,70	22,54	21,69	21,01	20,46	19,99	19,58	19,23	18,63	18,14	17,72	17,36	17,05
	5	28,63	25,39	23,66	22,51	20,98	19,96	19,20	18,60	18,11	17,69	17,34	17,02	16,49	16,06	15,69	15,37	15,09
Experimento 8	3	57,32	41,76	34,70	30,42	25,28	22,17	20,02	18,42	17,16	16,15	15,30	14,58	13,42	12,50	11,76	11,15	10,62
	4	48,58	35,39	29,41	25,78	21,42	18,78	16,96	15,61	14,55	13,68	12,97	12,36	11,37	10,60	9,97	9,45	9,00
	5	43,00	31,33	26,03	22,82	18,96	16,63	15,02	13,82	12,88	12,11	11,48	10,94	10,07	9,38	8,83	8,36	7,97

TABELA 31. Estimativas da diferença (**d**) detectável (% da média) entre dois tratamentos, para o rendimento de grãos em trigo irrigado, cv IAC 289, para vários tamanhos de parcela e número de repetição ( *r* ), em experimentos com nove tratamentos

	<i>r</i>	Tamanho da parcela em unidades básicas																
		1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18	20	24	28	32	36	40
Experimento 9	3	24,18	18,54	15,87	14,22	12,17	10,90	10,01	9,33	8,80	8,36	7,99	7,68	7,16	6,75	6,41	6,13	5,89
	4	20,49	15,71	13,45	12,05	10,32	9,24	8,48	7,91	7,46	7,09	6,77	6,50	6,07	5,72	5,43	5,19	4,99
	5	18,14	13,91	11,91	10,67	9,13	8,18	7,51	7,00	6,60	6,27	6,00	5,76	5,37	5,06	4,81	4,60	4,42
Experimento 10	3	39,75	33,55	30,38	28,31	25,64	23,90	22,63	21,64	20,84	20,17	19,59	19,10	18,26	17,59	17,02	16,54	16,12
	4	33,69	28,43	25,75	23,99	21,73	20,25	19,17	18,34	17,66	17,09	16,61	16,18	15,48	14,90	14,42	14,01	13,66
	5	29,82	25,17	22,79	21,24	19,23	17,93	16,97	16,23	15,63	15,13	14,70	14,33	13,70	13,19	12,77	12,41	12,09
Experimento 11	3	25,54	18,37	15,15	13,21	10,90	9,50	8,55	7,84	7,28	6,83	6,46	6,15	5,64	5,24	4,92	4,65	4,42
	4	21,65	15,57	12,84	11,20	9,23	8,05	7,24	6,64	6,17	5,79	5,48	5,21	4,78	4,44	4,17	3,94	3,75
	5	19,16	13,78	11,36	9,91	8,17	7,13	6,41	5,88	5,46	5,13	4,85	4,61	4,23	3,93	3,69	3,49	3,32
Experimento 12	3	35,49	30,39	27,75	26,02	23,77	22,28	21,20	20,35	19,66	19,08	18,59	18,15	17,43	16,84	16,34	15,92	15,55
	4	30,07	25,75	23,52	22,05	20,14	18,88	17,97	17,25	16,66	16,17	15,75	15,38	14,77	14,27	13,85	13,49	13,17
	5	26,62	22,80	20,82	19,52	17,83	16,72	15,90	15,27	14,75	14,32	13,94	13,62	13,07	12,63	12,26	11,94	11,66

TABELA 32. Estimativas da diferença (**d**) detectável (% da média) entre dois tratamentos, para o rendimento de grãos em trigo irrigado, cv BRS 207, para vários tamanhos de parcela e número de repetição ( **r** ), em experimentos com nove tratamentos

	r	Tamanho da parcela em unidades básicas																
		1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18	20	24	28	32	36	40
Experimento 13	3	24,86	20,49	18,30	16,89	15,09	13,92	13,08	12,44	11,91	11,48	11,11	10,79	10,25	9,82	9,46	9,16	8,89
	4	21,07	17,37	15,51	14,32	12,79	11,80	11,09	10,54	10,10	9,73	9,41	9,14	8,69	8,32	8,02	7,76	7,53
	5	18,65	15,37	13,73	12,67	11,32	10,45	9,82	9,33	8,94	8,61	8,33	8,09	7,69	7,37	7,10	6,87	6,67
Experimento 14	3	32,20	25,83	22,71	20,73	18,22	16,63	15,49	14,62	13,92	13,34	12,85	12,43	11,73	11,17	10,71	10,31	9,97
	4	27,28	21,89	19,25	17,57	15,44	14,09	13,13	12,39	11,80	11,31	10,89	10,54	9,94	9,47	9,07	8,74	8,45
	5	24,15	19,38	17,04	15,55	13,67	12,48	11,62	10,97	10,45	10,01	9,64	9,33	8,80	8,38	8,03	7,74	7,48
Experimento 15	3	27,10	22,80	20,60	19,18	17,33	16,13	15,26	14,58	14,03	13,57	13,18	12,84	12,26	11,80	11,41	11,08	10,80
	4	22,97	19,32	17,46	16,25	14,69	13,67	12,93	12,36	11,89	11,50	11,17	10,88	10,39	10,00	9,67	9,39	9,15
	5	20,33	17,10	15,46	14,39	13,00	12,10	11,45	10,94	10,53	10,18	9,89	9,63	9,20	8,85	8,56	8,32	8,10
Experimento 16	3	38,68	32,59	29,48	27,46	24,84	23,14	21,90	20,93	20,15	19,50	18,94	18,45	17,64	16,98	16,43	15,96	15,55
	4	32,78	27,62	24,99	23,27	21,05	19,61	18,56	17,74	17,08	16,52	16,05	15,64	14,95	14,39	13,92	13,52	13,17
	5	29,02	24,45	22,12	20,60	18,64	17,36	16,43	15,70	15,12	14,63	14,21	13,84	13,23	12,74	12,32	11,97	11,66

As estimativas da verdadeira diferença (**d**) detectável entre médias de tratamentos foram fortemente influenciadas pelo coeficiente de variação experimental, igualmente ao observado na estimativa de tamanho de parcela pelo método de Hatheway, uma vez que ambas as variáveis são estimadas a partir da mesma fórmula (HATHEWAY, 1961). Desse modo, para um mesmo tamanho de parcela, obteve-se menores estimativas de **d** nos experimentos conduzidos sob condições irrigadas (9 a 16), refletindo os menores CVs observados naqueles ensaios.

A precisão experimental, representada pela magnitude dos valores de **d**, em cada condição estudada, pode ser avaliada inspecionando-se as Figuras 16 a 23; onde se encontra, também, uma representação gráfica ilustrativa que permite visualizar o tamanho da parcela necessária para se detectar diferença de 15 % da média, para cada uma das três opções de número de repetições. Observa-se que nos experimentos sob condições de sequeiro (1 a 9), em três deles (1, 2 e 7) não seria possível detectar diferença de 15% da média, mesmo que se utilizasse cinco repetições e o maior tamanho de parcela proposto (40 ub ou 8,0 m<sup>2</sup>). Por outro lado, sob condições irrigadas (experimentos 9 a 16) detectar-se-ia diferença de 15% da média em todos os casos, sendo que, na maioria dos ensaios, isso seria possível utilizando-se apenas três repetições e tamanhos de parcela relativamente pequenos.

Na determinação do tamanho de parcela pelo método de Hatheway constatou-se pouca influência do número de tratamentos sobre o tamanho estimado da parcela. Diante disso, embora as estimativas de **d** tenham sido determinadas considerando-se apenas experimentos com nove tratamentos, os resultados obtidos no presente trabalho deverão ser úteis nas futuras pesquisas a serem conduzidas com a cultura do trigo nas mesmas localidades. Por meio das Figuras 16 a 23 o pesquisador poderá obter facilmente (com o auxílio de uma régua) bom indicativo da melhor combinação entre tamanho de parcela e número de repetições que lhe possibilitará atingir determinado nível de precisão pretendido.

Outra informação importante que se pode obter da relação entre tamanho de parcela, diferença detectável (**d**) e número de repetições diz respeito à eficiência de uso da área experimental. Esta característica foi

calculada para todas as condições experimentais que possibilitaram a obtenção de diferença (**d**) de 15% da média, considerando-se os tamanhos de parcela e números de repetições propostos.

De acordo com as Figuras 17 a 23, observa-se que o uso de maior número de repetições, embora represente maior quantidade de parcelas no experimento, possibilitou, em todos os casos, a obtenção da mesma precisão (15% da média) com menor área experimental. Isso indica que o aumento do número de parcelas, resultante do uso de maior número de repetições, seria compensado vantajosamente pelo menor tamanho da parcela necessária para se alcançar uma mesma precisão quando se utilizam mais repetições. Este resultado evidencia a maior eficiência das parcelas menores, quando associadas a maior número de repetições, em termos de uso da área experimental, conforme tem sido observado por outros autores (ELLIOT et al., 1952; CREWS et al., 1963; SILVA et al., 1987).

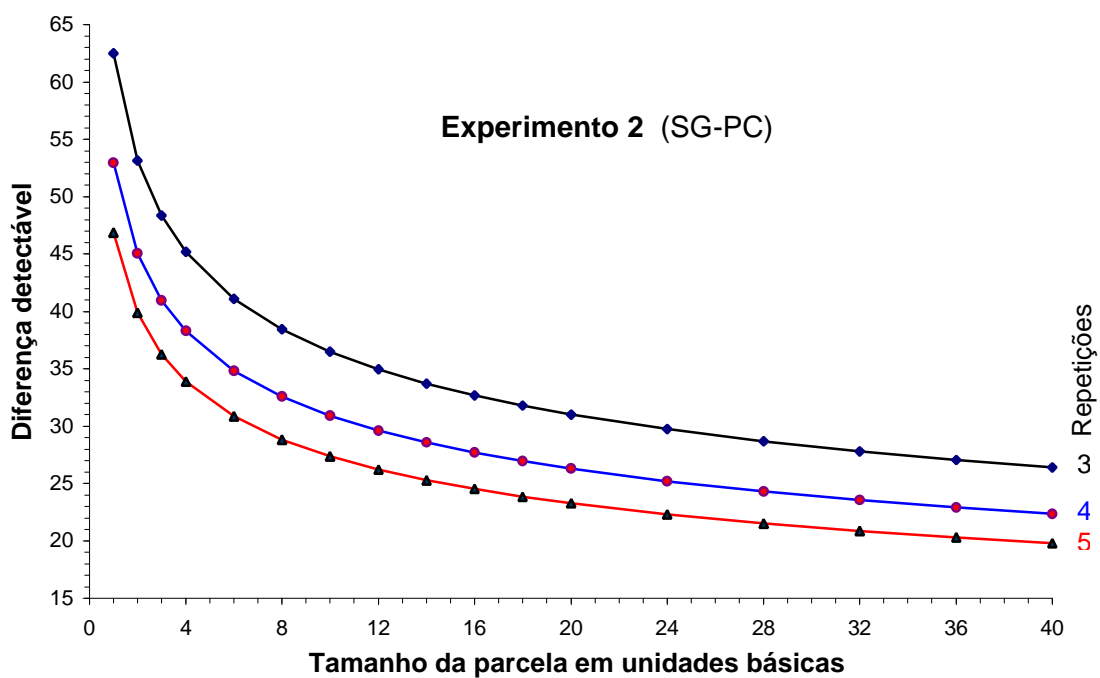
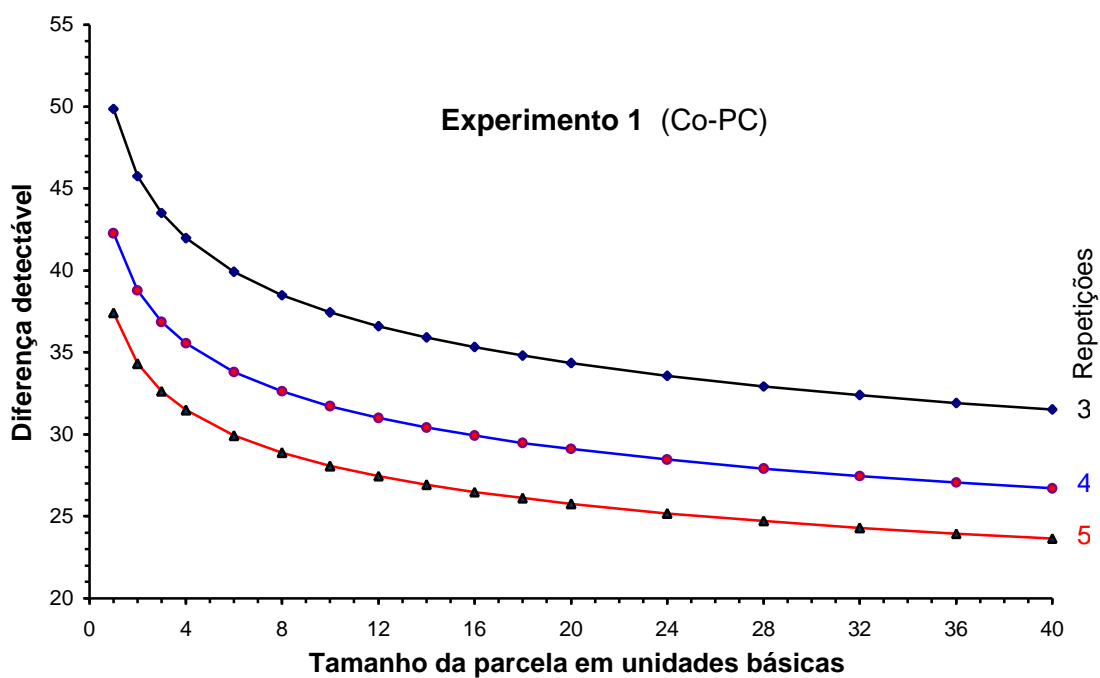


FIGURA 16. Relação entre tamanho de parcela e diferença detectável (% da média) entre dois tratamentos, para três opções de repetições, em trigo de sequeiro cv Aliança. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional).

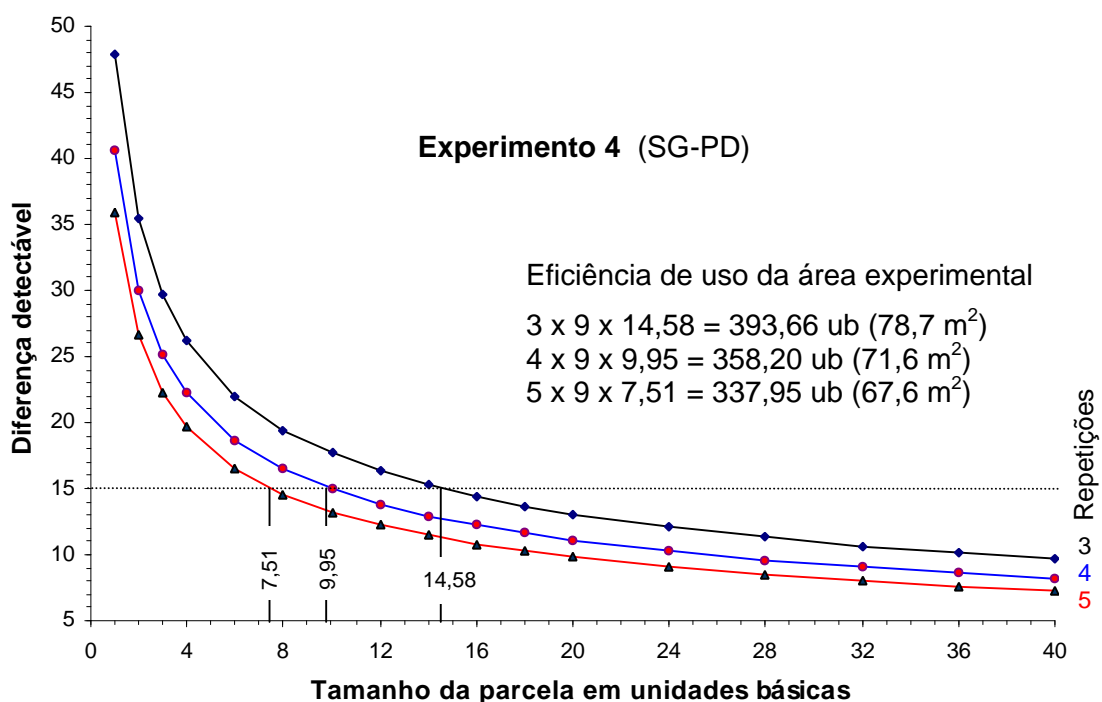
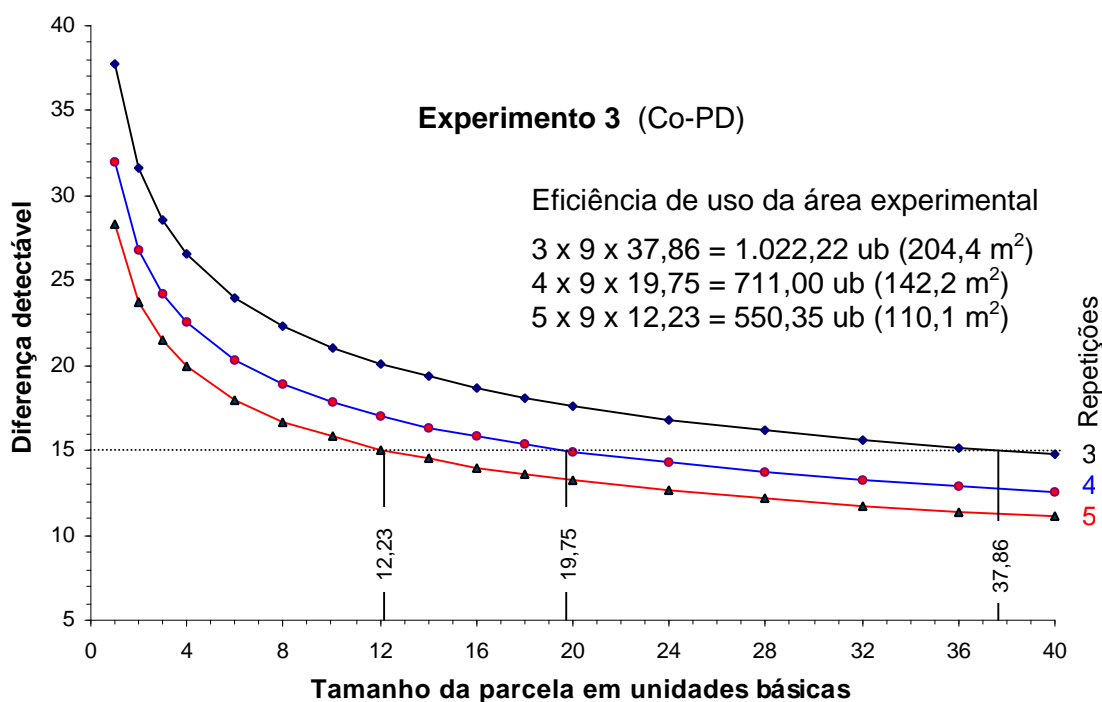


FIGURA 17. Relação entre tamanho de parcela e diferença detectável (% da média) entre dois tratamentos, para três opções de repetições, em trigo de sequeiro cv Aliança. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PD: plantio direto).

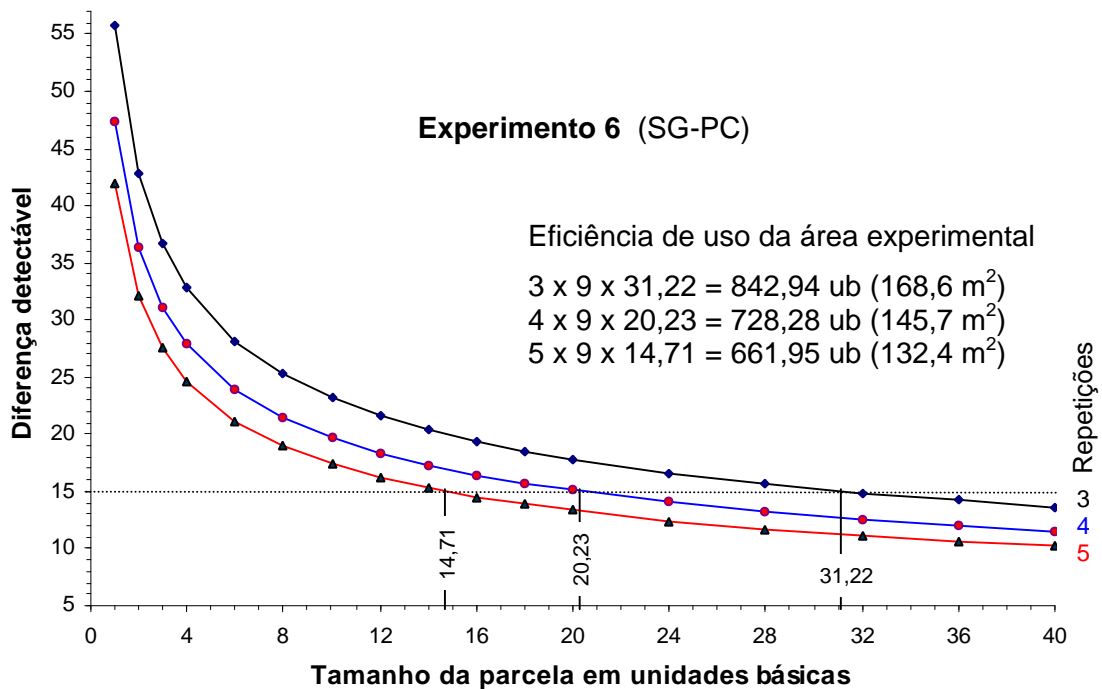
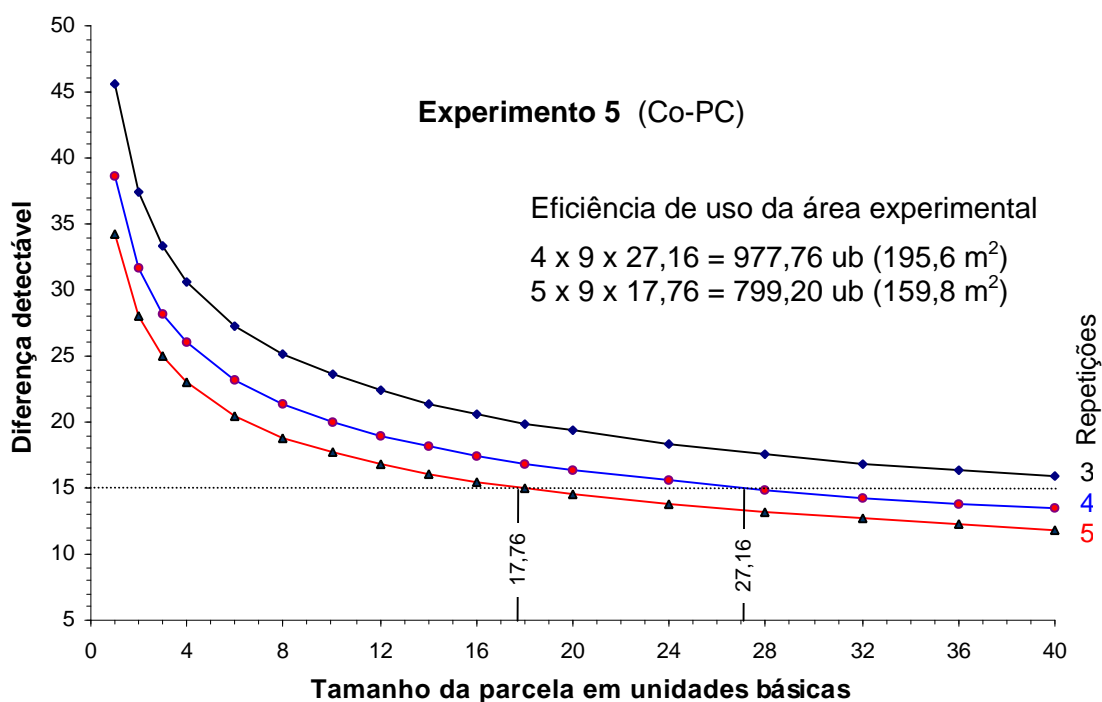


FIGURA 18. Relação entre tamanho de parcela e diferença detectável (% da média) entre dois tratamentos, para três opções de repetições, em trigo de sequeiro cv IAC 350. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional).

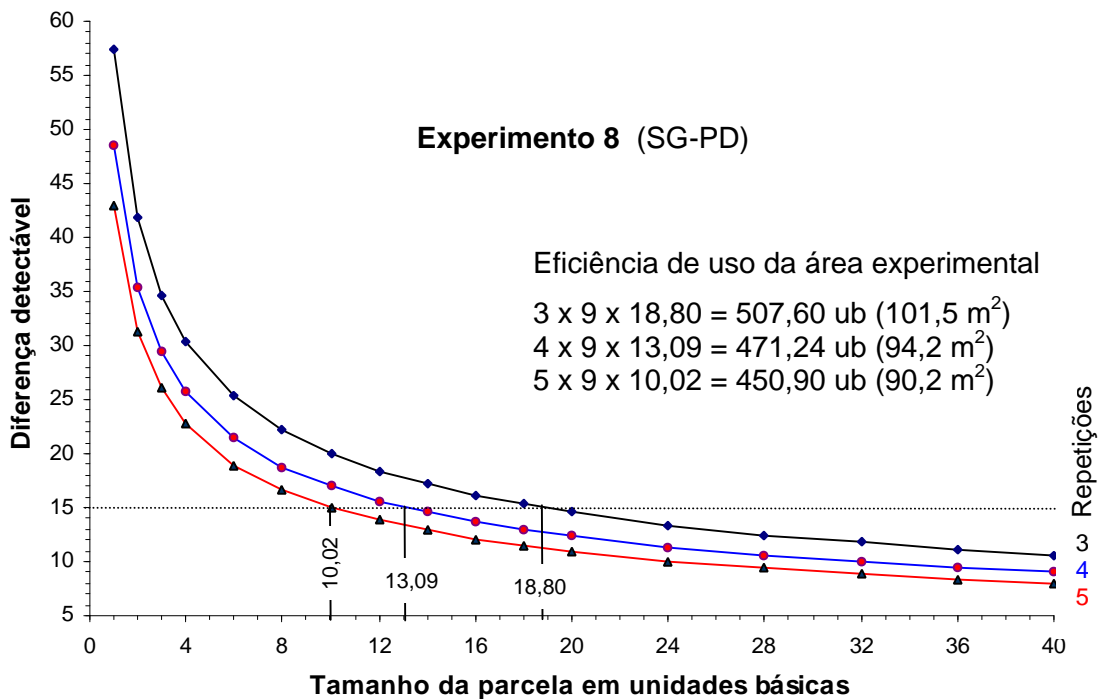
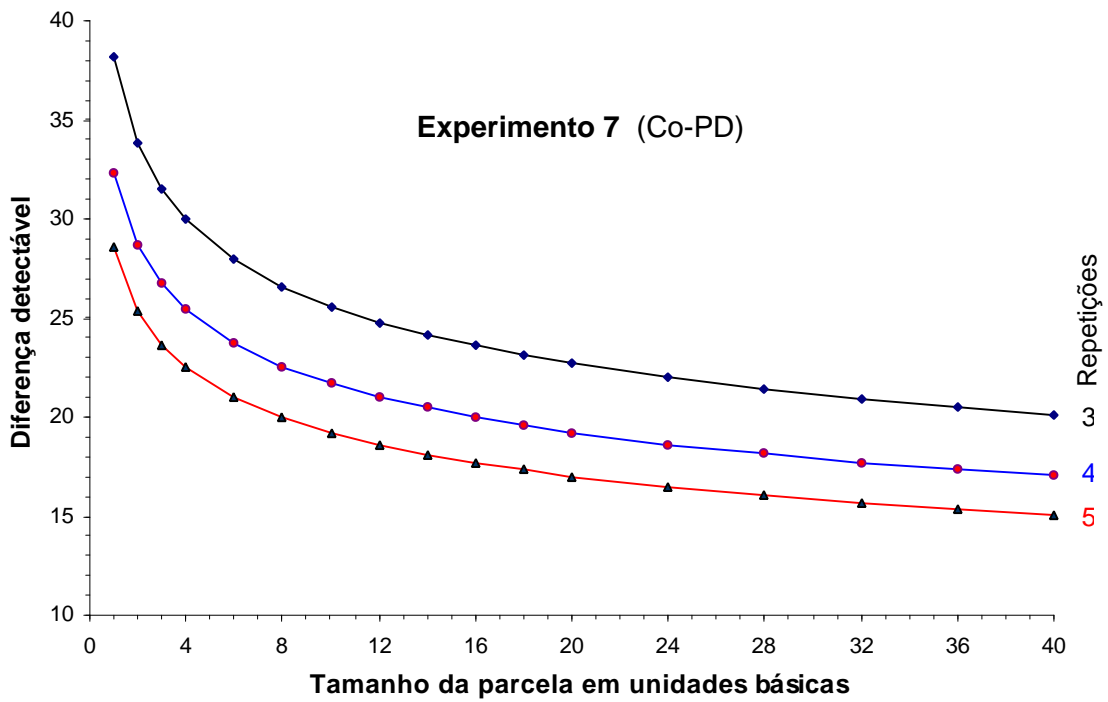


FIGURA 19. Relação entre tamanho de parcela e diferença detectável (% da média) entre dois tratamentos, para três opções de repetições, em trigo de sequeiro cv IAC 350. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PD: plantio direto).

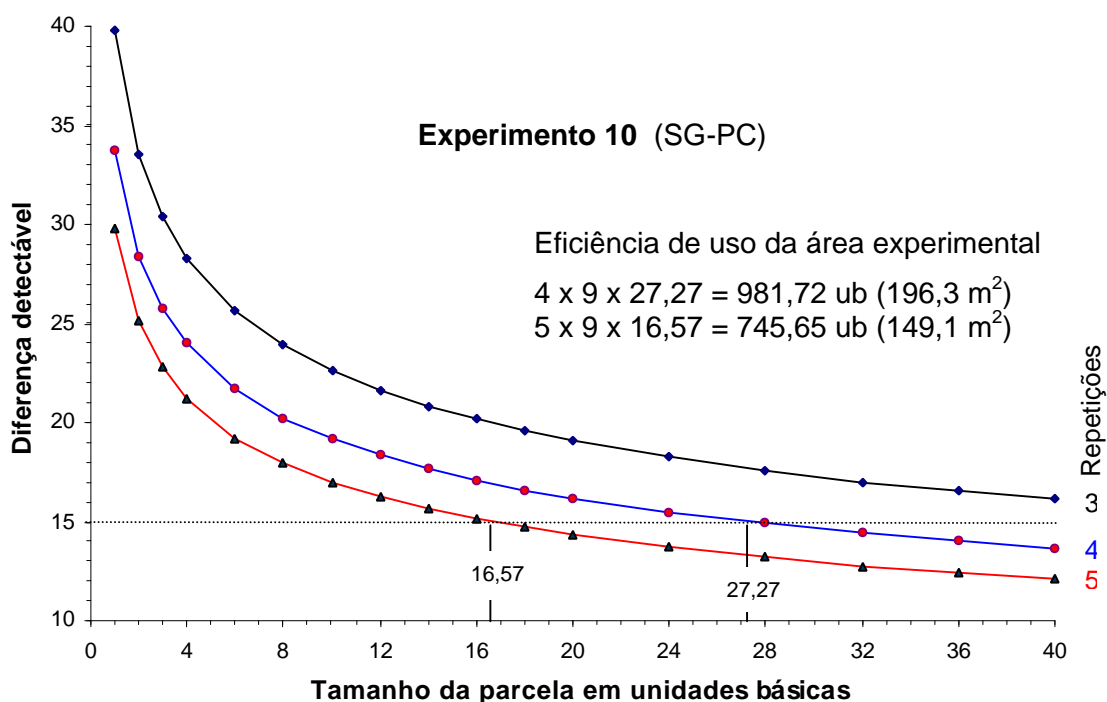
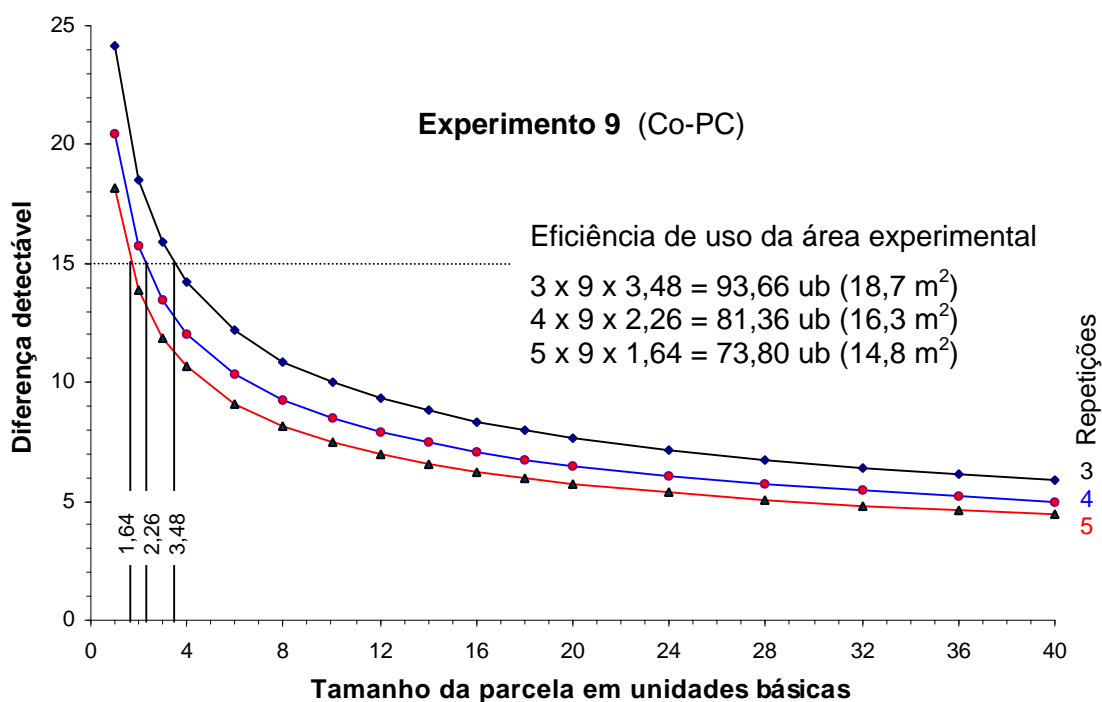


FIGURA 20. Relação entre tamanho de parcela e diferença detectável (% da média) entre dois tratamentos, para três opções de repetições, em trigo irrigado cv IAC 289. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional).

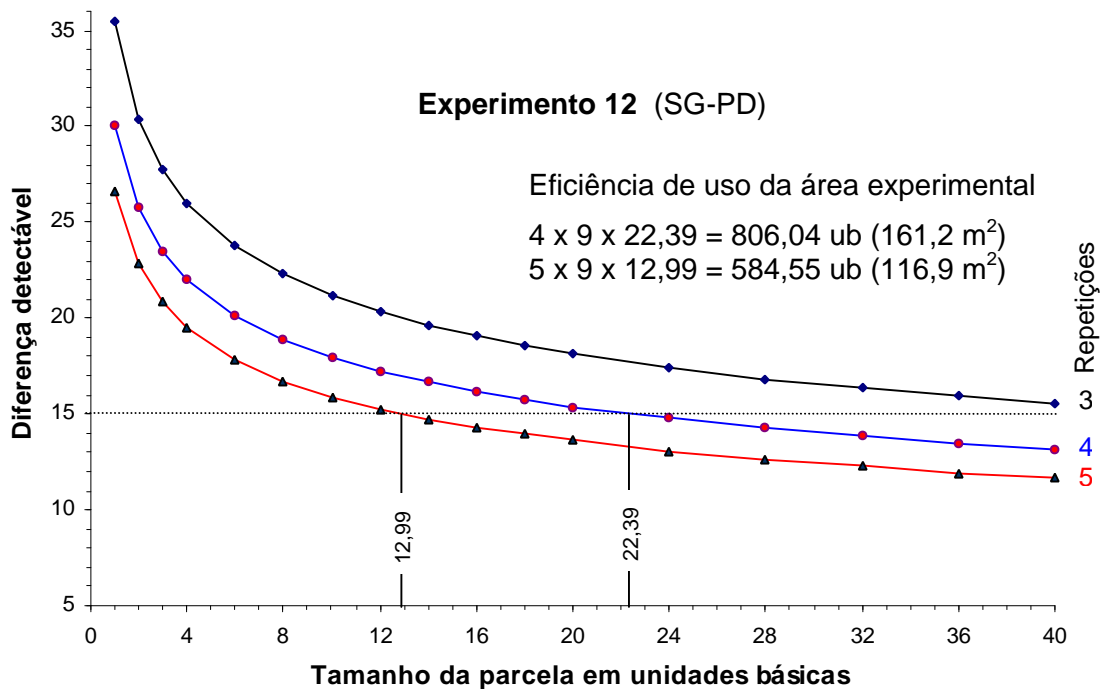
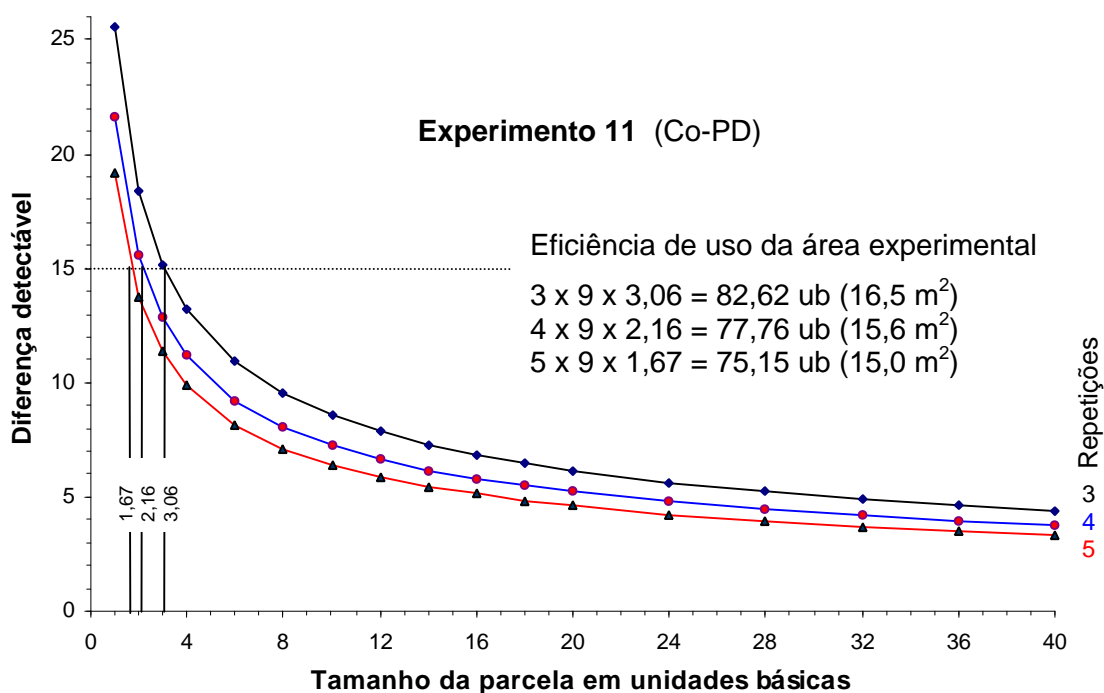


FIGURA 21. Relação entre tamanho de parcela e diferença detectável (% da média) entre dois tratamentos, para três opções de repetições, em trigo irrigado cv IAC 289. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PD: plantio direto).

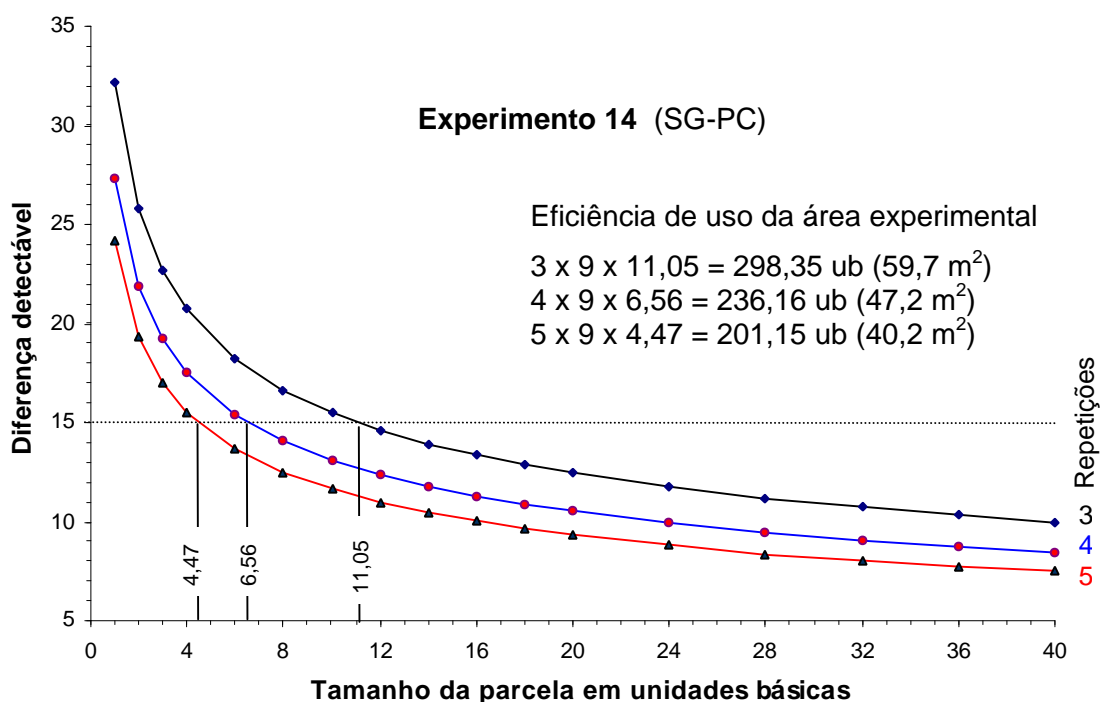
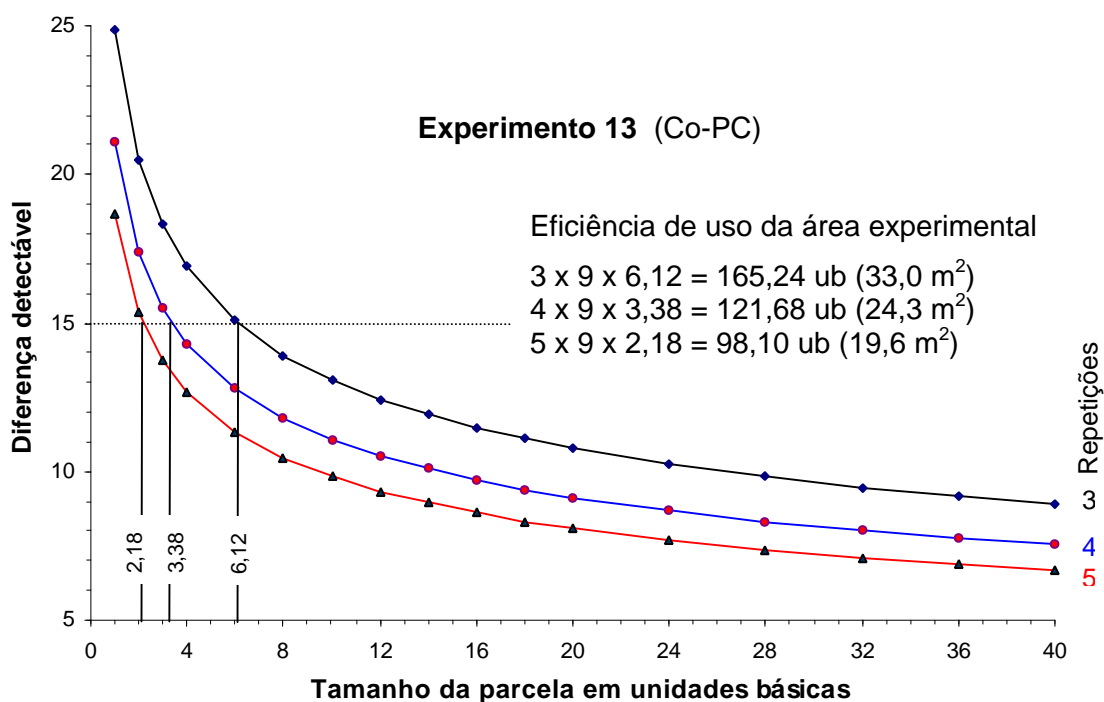


FIGURA 22. Relação entre tamanho de parcela e diferença detectável (% da média) entre dois tratamentos, para três opções de repetições, em trigo irrigado cv BRS 207. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PC: plantio convencional).

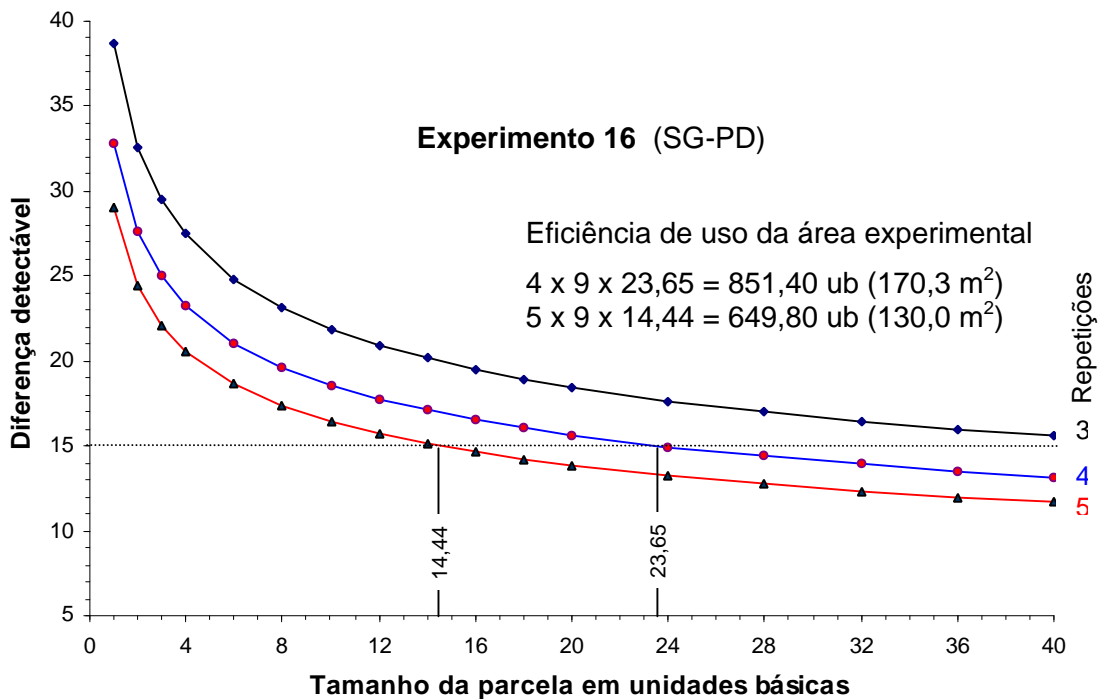
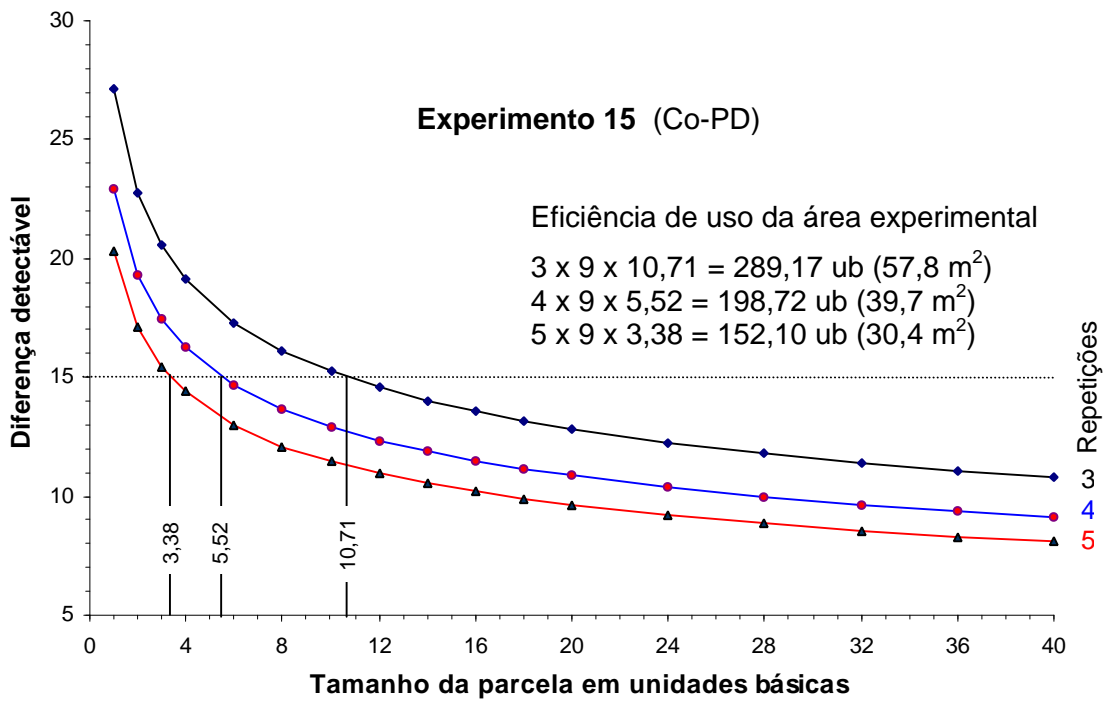


FIGURA 23. Relação entre tamanho de parcela e diferença detectável (% da média) entre dois tratamentos, para três opções de repetições, em trigo irrigado cv BRS 207. (Co: Coimbra; SG: São Gotardo; PD: plantio direto).

#### 4. 8. Comparação entre os tamanhos de parcelas estimados

Um resumo das estimativas de tamanho de parcela para avaliação da produção de grãos nas diversas condições estudadas, obtidas pelos diferentes métodos utilizados, encontra-se na Tabela 33. Observa-se pequena variação entre os tamanhos de parcela estimados pelo método da máxima curvatura; o que se deve, em parte, ao procedimento adotado para determinação do ponto de máxima curvatura, que não permite encontrar tamanhos intermediários de parcela entre aqueles pré-estabelecidos. Por este método, o tamanho adequado da unidade experimental foi de 1,60 m<sup>2</sup> em 75% das condições experimentais, e de 1,20 m<sup>2</sup> nas demais.

TABELA 33. Tamanho estimado da parcela (m<sup>2</sup>), para avaliação da produção de grãos em trigo, pelos métodos da máxima curvatura (MMC), máxima curvatura modificado (MMCM) e da comparação de variâncias (MCV), nas diferentes condições estudadas

Experimentos		Métodos estatísticos			
		MMC	MMCM	MCV	
Sob condições de sequeiro	1 (Co-PC)	cv. Aliança	1,20	0,45	0,60
	2 (SG-PC)		1,20	0,95	0,60
	3 (Co-PD)		1,60	0,57	1,20
	4 (SG-PD)		1,60	0,87	1,60
	5 (Co-PC)	cv. IAC 350	1,60	0,70	1,60
	6 (SG-PC)		1,60	0,93	1,60
	7 (Co-PD)		1,20	0,41	0,60
	8 (SG-PD)		1,60	1,09	2,40
Sob condições irrigadas	9 (Co-PC)	cv. IAC 289	1,60	0,47	2,40
	10 (SG-PC)		1,60	0,57	2,40
	11 (Co-PD)		1,20	0,62	2,40
	12 (SG-PD)		1,60	0,45	4,80
	13 (Co-PC)	cv. BRS 207	1,60	0,43	2,40
	14 (SG-PC)		1,60	0,53	2,40
	15 (Co-PD)		1,60	0,50	4,80
	16 (SG-PD)		1,60	0,52	4,80

Os tamanhos de parcela estimados pelo método da máxima curvatura modificado variaram entre 0,41 e 1,09 m<sup>2</sup>. Embora este método não apresente as limitações do método da máxima curvatura e forneça estimativas de maior confiabilidade, uma vez que se utiliza procedimento algébrico, os tamanhos de parcela aqui estimados foram, de modo geral, bem menores do que aqueles obtidos pelos demais métodos. Estudando o tamanho de parcelas em experimentos com mandioca, VIANA (1999), utilizando os mesmos métodos estatísticos, encontrou forte tendência de estimativas de menores tamanhos pelo método da máxima curvatura modificado.

Pelo método da comparação de variâncias observou-se maior discrepância entre os tamanhos de parcela estimados; os quais variaram entre 0,60 e 2,80 m<sup>2</sup> (Tabela 33). Este método, além de não permitir a obtenção de valores intermediários entre as unidades básicas, é muito limitado em termos de opções de tamanho de parcela a serem avaliados, o que explica grande parte do comportamento acima descrito.

Analisando-se a Tabela 33, observa-se coerência entre os métodos da máxima curvatura e da comparação de variâncias em relação aos tamanhos de parcelas estimados para as condições de sequeiro (experimentos 1 a 8); constatando-se, inclusive, coincidência entre eles no caso dos experimentos 4, 5 e 6. No entanto, sob condições irrigadas (ensaios 9 a 16) não se vislumbra qualquer similaridade de comportamento entre os métodos, verificando-se a obtenção de estimativas de parcelas de tamanho bem superior pelo método da comparação de variâncias.

Pelo método desenvolvido por HATHEWAY (1961), obteve-se diversas estimativas de tamanho de parcela para cada condição experimental. Em alguns ensaios verificaram-se estimativas de parcelas muito grandes ou muito pequenas, dependendo da combinação entre as variáveis envolvidas na determinação do tamanho de parcela por este método. Os tamanhos de parcela estimados variaram principalmente em função dos valores de coeficiente de variação e do nível de precisão experimental pretendido. Este comportamento é uma característica intrínseca do método de Hatheway e tem sido observado por outros autores (SILVA et al., 1987; VIANA, 1999).

É importante ressaltar que o método de Hatheway, além de fornecer várias opções de tamanho de parcela, possibilita ao pesquisador ponderar outros fatores relevantes no planejamento de experimentos, como precisão experimental desejada e número de tratamentos e de repetições; informações que não são consideradas pelos outros métodos. Outra opção interessante diz respeito à possibilidade de estimativa da verdadeira diferença detectável entre médias de tratamentos, desde que se conheçam os valores de CV e de heterogeneidade do solo (**b**), conforme foi apresentado no tópico anterior.

Diversos autores incluem os custos relativos à parcela como um dos fatores importantes que deve ser considerado na determinação do tamanho da unidade experimental (SMITH, 1938; KOCH e RIGNEY, 1951; WEBER e HORNER, 1957; BRIM e MASON, 1959; FEDERER, 1963). Esta informação não foi considerada no presente trabalho, uma vez que os métodos aqui utilizados não levam em conta fatores de custos na determinação do tamanho adequado da parcela. A esse respeito, HATHEWAY (1961) considera que o interesse básico do pesquisador deve ser com a precisão experimental e, neste caso, os fatores de custos podem ser considerados menos relevantes na escolha do tamanho da parcela quando se objetiva obter a máxima precisão.

Vários estudos sobre tamanho de parcelas têm sido conduzidos, no Brasil, com diversas culturas. Entretanto, informações sobre este assunto, para a cultura do trigo, são escassas. Trabalhos realizados em outros países indicam tamanhos ótimos de parcelas para avaliação da produção de grãos de 0,74 m<sup>2</sup> (ELLIOT et al., 1952), 2,0 m<sup>2</sup> (PARODI e NEBREDA, 1997) e 120 m<sup>2</sup> (KATYAL e GANGWAR, 2000).

Os tamanhos das parcelas estimados no presente trabalho variaram de 0,41 a 4,8 m<sup>2</sup> (Tabela 28), os quais estão dentro de limites aceitáveis em comparação com os valores encontrados na literatura, bem como em relação aos tamanhos de parcela utilizados na prática (TAYLOR et al., 1999). Estes autores reuniram dados de 142 experimentos de competição de cultivares e constataram que o tamanho da parcela utilizada variou de 0,31 a 19,1 m<sup>2</sup>, com tamanho médio de 3,49 m<sup>2</sup>.

Nos experimentos conduzidos no Brasil, notadamente na última década, tem se utilizado, freqüentemente, parcelas de 3,6 m<sup>2</sup> (área útil) para avaliação

da produção de grãos nesta cultura. De acordo com os resultados obtidos no presente trabalho, esse tamanho da unidade experimental poderia ser reduzido consideravelmente sem comprometimento da confiabilidade das informações a serem obtidas, uma vez que tamanhos de parcela entre 1,60 e 2,40 m<sup>2</sup> de área útil mostraram-se plenamente adequados para avaliação do rendimento de grãos nas diferentes condições estudadas.

#### **4. 9. Forma da parcela ou unidade experimental**

A influência da forma da parcela sobre a variabilidade dos dados de produção de grãos foi avaliada por meio da variância comparável ( $V_C$ ), informação relativa (IR) e coeficiente de variação ( $CV_{CxL}$ ); cujos resultados encontram-se nas Tabelas 18A a 33A. De modo geral, observa-se que a variância comparável aumenta e a informação relativa decresce com o aumento de tamanho da parcela, ratificando o comportamento encontrado por KELLER (1949) para o relacionamento entre estas variáveis. De acordo com este autor, a variância comparável e a informação relativa apresentam interpretação similar a respeito da melhor forma da parcela, a qual pode ser escolhida considerando-se apenas esta última.

Comparando-se os índices de variabilidade ( $V_C$ , IR e CV) entre unidades experimentais de mesmo tamanho constata-se, em todos os casos, a existência de influência da forma da parcela sobre a precisão experimental (Tabelas 18A a 33A). Entretanto, o efeito desta característica da parcela sobre a variância da produção de grãos foi pouco evidente entre parcelas pequenas, tornando-se mais evidente nos maiores tamanhos de parcela avaliados. Este comportamento corrobora com FEDERER (1963) ao afirmar que a forma pode ter pequeno ou nenhum efeito quando se trata de parcelas de pequeno tamanho, enquanto que para parcelas amplas o efeito da forma pode ser considerável. CAMPOS (1972) trabalhando com girassol, também encontrou que a forma da parcela teve pouca ou nenhuma influência sobre o erro experimental, no caso de parcelas pequenas, enquanto que em parcelas grandes esta característica teve influência marcante.

Analisando-se as parcelas formadas por oito e doze unidades básicas (1,6 e 2,4 m<sup>2</sup>), que foram os melhores tamanhos estimados para avaliação da produção de grãos, apenas em 37,5% dos experimentos (ensaios 3, 5, 9, 10, 13 e 14) constatou-se efeito significativo da forma da unidade experimental sobre os índices de variabilidade estudados. Estes tamanhos de parcela podem ser considerados relativamente pequenos, justificando a ausência de efeito significativo desta característica, na maioria dos casos (FEDERER, 1963; CAMPOS, 1972). Além disso, é amplamente aceito que a forma da parcela assume maior importância em ambientes mais heterogêneos, quando se tem qualquer gradiente de variabilidade (GOMEZ e GOMEZ, 1984; PETERSEN, 1994). No presente trabalho, os dados de produção de grãos de unidades básicas adjacentes não revelaram nenhum gradiente consistente de variação, indicando que a variabilidade da área, nas diversas condições estudadas, ocorria de modo ao acaso. Por outro lado, os valores do índice de heterogeneidade do solo (**b**) também indicaram que a maior parte dos ensaios estava localizada em área com heterogeneidade intermediária.

Considerando-se todos os experimentos (Tabelas 18A a 33A), os resultados não permitem identificar uma única forma de parcela como sendo a mais indicada para todas as condições estudadas. Na maioria dos casos parcelas com menor relação comprimento-largura foram mais eficientes no controle da variabilidade. Esse comportamento foi muito consistente nos experimentos sob condições irrigadas, nos quais a redução no número de fileiras e o aumento simultâneo no comprimento destas, promoveu redução na percentagem de informação relativa e aumento no coeficiente de variação (Tabelas 26A a 33A), indicando que, nestas condições, parcelas longas e estreitas são indesejáveis.

Sob condições de sequeiro os resultados foram pouco consistentes. Em alguns casos parcelas longas e estreitas tiveram melhor desempenho no controle da variabilidade. Em outras situações parcelas tendendo a quadradas foram mais eficientes (Tabelas 18A a 25A). Estes resultados reforçam o conflito existente na literatura sobre a melhor forma da unidade experimental e, ao mesmo tempo, ratificam a necessidade de determinação desta característica da parcela para cada local em que ocorram condições edafoclimáticas

diferentes daquelas para as quais já tenham sido estabelecidas, conforme ressaltam OLIVEIRA e ESTEFANEL (1995).

Sumariando os resultados obtidos no presente trabalho, para os melhores tamanhos de parcela anteriormente estimados (1,6 e 2,4 m<sup>2</sup> de área útil), pode-se afirmar que as parcelas formadas, respectivamente, por oito e doze fileiras de 1,0 m de comprimento, foram os dois melhores tipos de unidade experimental para avaliação da produção de grãos na maior parte das condições estudadas, incluindo todos os experimentos conduzidos sob irrigação. No entanto, nos cultivos de sequeiro, outras formas de parcelas foram mais apropriadas em determinados casos. Nos experimentos 4 e 8, por exemplo, as parcelas formadas, respectivamente, por duas e três fileiras de 4,0 m de comprimento apresentaram-se como as formas mais eficientes no controle da variabilidade.

## 5. RESUMO E CONCLUSÕES

Objetivando estimar o tamanho e a forma da parcela experimental para avaliação do rendimento de grãos em trigo foram conduzidos 16 experimentos de uniformidade, sob diferentes condições de cultivo, nas localidades de Coimbra e São Gotardo, estado de Minas Gerais, no ano agrícola de 2002.

Em todos os ensaios o trigo foi semeado mecanicamente, com espaçamento de 20 cm entre fileiras e densidade de semeio de 380 sementes viáveis por metro quadrado; sendo cada experimento formado por 30 fileiras de 30 m, com área total de 180 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, em cada ensaio, uma área útil de 57,6 m<sup>2</sup>, correspondendo aos 12,0 m centrais das 24 fileiras centrais; totalizando 288 unidades básicas. A produção de grãos de unidades básicas adjacentes foi agrupada para formar os diferentes tamanhos e formas de parcelas avaliadas.

Na estimativa do tamanho da parcela utilizou-se o método da máxima curvatura, método da máxima curvatura modificado, método da comparação de variâncias e o método de Hatheway. A melhor forma da parcela foi determinada pelo método da informação relativa. Estimativas da diferença detectável entre médias de tratamentos também foram calculadas para cada condição experimental estudada.

Os resultados obtidos permitem as seguintes conclusões:

A estimativa do índice de variabilidade ou heterogeneidade de Smith (**b**) indicou que o solo, na maior parte das áreas experimentais utilizadas, apresenta heterogeneidade intermediária.

As estimativas de tamanho adequado de parcela para avaliação da produção de grãos em experimentos com trigo variam em função do método utilizado na sua determinação.

O método da máxima curvatura modificado conduz a menores estimativas de tamanho de parcela, as quais não representam o tamanho apropriado para estudo da produção de grãos em experimentos com trigo.

O método da comparação de variâncias é limitado em termos de opções de tamanho de parcela a serem avaliados e resulta, geralmente, em maiores estimativas de tamanho adequado de parcela.

Experimentos sob condições irrigadas ou de sequeiro não requerem tamanho diferenciado de parcela para avaliação da variável produção de grãos em trigo.

Existe forte tendência da necessidade de maior tamanho de parcela no sistema plantio direto, em relação ao convencional, para se obter um mesmo nível de precisão experimental.

Parcelas com tamanho entre 1,6 e 2,4 m<sup>2</sup> de área útil possibilitam adequada avaliação da produção de grãos nas diferentes condições estudadas, e são menores que aquelas tradicionalmente utilizadas nas pesquisas com a cultura do trigo.

Para uma mesma diferença a ser detectada entre médias de tratamentos, parcelas menores, com maior número de repetições, demandam menos área experimental do que parcelas maiores com menor número de repetições.

Parcelas com menor relação comprimento-largura são mais eficientes no controle da variação experimental nos cultivos sob condições irrigadas.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGRIANUAL 2003. São Paulo: FNP, 2003. p.523-531.

ANGHINONI, I. Amostragem do solo no sistema plantio direto. In: SIMPÓSIO SOBRE FERTILIDADE DO SOLO E NUTRIÇÃO DE PLANTAS NO SISTEMA PLANTIO DIRETO. 2000, Ponta Grossa. Anais... Ponta Grossa: 2000. 147p. p.17-25.

BAKKE, O. A. **Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais**. 1988. 142f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agrônômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1988.

BANZATTO, D. A.; KRONKA, S. N. Experimentação Agrícola. 3.ed. Jaboticabal: FUNEP/FCAV/ Universidade Estadual Paulista, 1995. 247p.

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, Lavras, v.15, n.3, p.295-305, 1991.

BRIM, C. A.; MASON, D. D. Estimates of optimum plot size for soybean yield trials. **Agronomy Journal**, Madison, v.51, n.2, p 331-334, 1959.

BUENO, A.; GOMES, F. P. Estimativa do tamanho de parcela em experimentos de mandioca. **Revista Brasileira de Mandioca**, Cruz das Almas, v.2, n.2, p.39-44, 1983.

CAMARGO, C. E. O. Ocorrência de chochamento em espigas de trigo no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.35, n.10, p.107-113, 1976.

CAMARGO, C. E. O.; ALCOVER, M.; ISSA, E. Comportamento de cultivares de trigo em condições de sequeiro no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.33, n.5, p.43-53, 1974.

- CAMARGO, C. E. O.; FELÍCIO, J. C.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; BARROS, B. C.; PEREIRA, J. C. N. A.; PETTINELLI JÚNIOR, A. Comportamento agrônômico de linhagens de trigo no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.60, n.1, p.35-44, 2001.
- CAMARGO, C. E. O.; FELÍCIO, J. C.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; BARROS, B. C.; FREITAS, J. G.; PETTINELLI JÚNIOR, A.; GALLO, P. B.; KANTHACK, R. A. Melhoramento do Trigo: XXV. Avaliação de genótipos oriundos de populações híbridas introduzidas de Oregon (EUA) no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.50, n.2, p.225-246, 1991.
- CAMARGO, C. E. O.; FELÍCIO, J. C.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; FREITAS, J. G.; BARROS, B. C.; CASTRO, J. L.; SABINO, J. C.; ROCHA JÚNIOR, L. S. Melhoramento do Trigo: XXI. Avaliação de linhagens em diferentes regiões paulistas. **Bragantia**, Campinas, v.48, n.1, p.53-71, 1989.
- CAMARGO, C. E. O.; FELÍCIO, J. C.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; FREITAS, J. G.; RAMOS, V. J.; KANTHACK, R. A.; CASTRO, J. L. Melhoramento do Trigo: XXX. Avaliação de linhagens com tolerância a toxicidade de alumínio, manganês e ferro em condições de campo. **Bragantia**, Campinas, v.54, n.1, p.81-93, 1995a.
- CAMARGO, C. E. O.; FELÍCIO, J. C.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; FREITAS, J. G.; BARROS, B. C.; CASTRO, J. L.; SABINO, J. C.; KANTHACK, R. A. Melhoramento do trigo: XXIII. Avaliação de linhagens na região do Vale do Paranapanema, em Capão Bonito e em Tietê, em 1984-88. **Bragantia**, Campinas, v.49, n.1, p.43-67, 1990.
- CAMARGO, C. E. O.; FELÍCIO, J. C.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; GALLO, P. B.; PETTINELLI JÚNIOR, A.; SANTOS, R. R.; SABINO, J. C. Melhoramento do Trigo: XXIX. Avaliação de linhagens da espécie *Triticum durum* L. no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.54, n.1, p.67-79, 1995.
- CAMARGO, C. E. O.; FELÍCIO, J. C.; FREITAS, J. G.; BARROS, B. C.; CASTRO, J. L.; SABINO, J. C. Melhoramento do Trigo: XII. Comportamento de novas linhagens e cultivares no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.44, n.2, p.669-685, 1985.
- CAMARGO, C. E. O.; FELÍCIO, J. C.; FREITAS, J. G.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; BARROS, B. C.; PETTINELLI JÚNIOR, A.; SANTOS, R. R.; KANTHACK, R. A.; ROCHA JÚNIOR, L. S. Melhoramento do Trigo: XVII. Comportamento de linhagens de origem mexicana no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.47, n.1, p.25-41, 1988.
- CAMARGO, C. E. O.; FELÍCIO, J. C.; SANTOS, R. L.; FERREIRA FILHO, A. W. P. Trigo duro: comportamento de genótipos no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.54, n.2, p.305-317, 1995b.
- CAMARGO, C. E. O.; RAMOS, L. C. S.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; FELÍCIO, J. C.; PETTINELLI JÚNIOR, A.; CASTRO, J. L.; YOKOO, E. Y. Linhagens

diplóides de trigo: Produção de grãos, características agronômicas e tolerância à toxicidade de alumínio. **Bragantia**, Campinas, v.58, n.2, p.235-246, 1999.

CAMARGO, C. E. O.; SANTOS, R. B.; PETTINELLI JÚNIOR, A. Trigo duro: Tolerância à toxicidade do alumínio em solução nutritiva e no solo. **Bragantia**, Campinas, v.51, n.1, p.69-76, 1992.

CAMPOS, G. M. Determinação do tamanho e forma das parcelas para uso em experimentos de girassol (*Helianthus annuus* L.). 1972. 133f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1972.

CAMPOS, G. M. O erro experimental e sua influência na precisão dos experimentos. Fortaleza: MINTER-DNOCS, 1974. 25p. (REVISÃO).

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

COCHRAN, W. G.; COX, G. M. **Experimental designs**. 2.ed. New York: John Wiley, 1957. 611p.

COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO DO ESTADO DE MINAS GERAIS – CFSEMG. **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais – 5ª aproximação**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1999. 359p.

COQUEIRO, E. P.; ANDRADE, J. M. V. Densidade de semeadura na cultura do trigo irrigado. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.7, tomo único, p.177-180, 1972.

CORDEIRO, C. M. T.; MIRANDA, J. E. C. Tamanho da parcela e eficiência experimental em batata-doce usando a potência do teste F. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.18, n.7, p. 707-713, 1983.

CREWS, J. W.; JONES, G. L.; MASON, D. D. Field plot technique studies with flue-cured tobacco. I. Optimum plot size and shape. *Agronomy Journal*, Madison, v.55, n.2, p.197-199, 1963.

DOLL, E. T.; SALES JÚNIOR, S. G.; VIANA, A. E. S. Estimativa do tamanho de parcelas em experimentos com cafeeiros na região de Vitória da Conquista-BA. In: CONGRESSO DE PESQUISA E EXTENSÃO DA UESB-CONPEX, 5., 2000, Vitória da Conquista, Anais... Vitória da Conquista: Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia, 2000. 306p.

DURNER, E. F. OPS: a computer program for estimating optimum plot size for field research. *Hortscience*, Alexandria, v.24, n.6, p.1040, 1989.

ELLIOTT, F. C.; DARROCH, J. G.; WANG, H. L. Uniformity trials with spring wheat. *Agronomy Journal*, v.44, n.10, p.524-529, 1952.

FEDERER, W. T. Experimental design; theory and application. New York: Macmillan, 1963. 544p.

FELÍCIO, J. C. Densidade de semeadura em três cultivares de trigo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.19, n.4, p.455-460, 1984.

FELÍCIO, J. C.; BARROS, B. C.; CAMARGO, C. E. O.; BAR, W. H. Maracai (IAC - 17) e Xavantes (IAC – 18): Cultivares de trigo para o estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.42, p.15-25, 1983.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; BARROS, B. C., Estudo comparativo de cultivares de trigo em Latossolo Roxo no estado de São Paulo em 1974. **Bragantia**, Campinas, v.35, n.13, p.147-154, 1976.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; BARROS, B. C.; VITTI, P. Iguaçu (IAC - 21) e Araguaia (IAC – 22): Cultivares de trigo de sequeiro para o estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.44, n.1, p.115-128, 1985.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; CAMARGO, M. B. P.; CASTRO, J. L.; BARROS, B. C. Trigo: Três épocas de semeadura em Capão Bonito, SP, no período de 1981 – 85. **Bragantia**, Campinas, v.47, n.2, p.255-275, 1988a.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; FREITAS, J. G.; BARROS, B. C.; VITTI, P. Tocantins (IAC - 23) e Tucuruí (IAC – 24): Novos cultivares de trigo. **Bragantia**, Campinas, v.47, n.1, p.93-107, 1988.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; GALLO, P. B.; RAMOS, V. J.; VITTI, P. IAC 60 Centenário e IAC 162 Tuiuiu: Cultivares de trigo para sequeiro e irrigado no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.50, n.2, p.291-307, 1991.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; GALLO, P. B. Avaliação de genótipos de triticale e trigo em ambientes favoráveis e desfavoráveis no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.60, n.2, p.83-91, 2001a.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; VITTI, P.; GALLO, P. B. IAC 25 (Pedrinhas), IAC 161 (Taimã): Novos cultivares de trigo. **Bragantia**, Campinas, v.49, n.1, p.105-125, 1990.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; FREITAS, J. G.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; BARROS, B. C.; CAMARGO, M. P. B. Avaliação de genótipos de trigo para a região do vale do Paranapanema no quadriênio 1981-84. **Bragantia**, Campinas, v.45, n.2, p.257-277, 1986.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; GERMANI, R.; FREITAS, J. G. Rendimento e processo germinativo do grão na espiga de genótipos de trigo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.37, n.3, p.289-294, 2002.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; GERMANI, R.; FREITAS, J. G.; FERREIRA FILHO, A. W. P., Rendimento de grãos e qualidade tecnológica de

genótipos de trigo em três zonas tritícolas do estado de São Paulo no biênio 1994-95. **Bragantia**, Campinas, v.59, n.1, p.59-68, 2000.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; GERMANI, R.; GALLO, P. B.; CASTRO, J. L.; KANTHACK, R. A. D. Melhoramento genético do Trigo: XXXII. Avaliação de novos genótipos derivados do 'IAC 24' quanto às características agronômicas e à qualidade tecnológica. **Bragantia**, Campinas, v.57, n.1, p.61-80, 1998.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; GERMANI, R.; GALLO, P. B.; PEREIRA, J. C. V. N.; BORTOLETTO, N.; PETTINELLI JÚNIOR, A. Influência do ambiente no rendimento e na qualidade de grãos de genótipos de trigo com irrigação por aspersão no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.60, n.2, p.111-120, 2001.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; GERMANI, R.; MAGNO, C. P. R. S. Interação entre genótipos e ambiente na produtividade e na qualidade tecnológica dos grãos de trigo no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.57, n.1, p.149-161, 1998a.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; MAGNO, C. P. R. S.; FREITAS, J. G.; BORTOLETTO, N.; PETTINELLI JÚNIOR, A.; GALLO, P. B.; PEREIRA, J. C. V. N. A. Novos genótipos de *Triticum durum* L.: Rendimento, adaptabilidade e qualidade tecnológica. **Bragantia**, Campinas, v.58, n.1, p.83-94, 1999.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; MAGNO, C. P. R. S.; GALLO, P. B.; PEREIRA, J. C. V. N. A.; PETTINELLI JÚNIOR, A. Avaliação agrônômica e de qualidade tecnológica de genótipos de trigo com irrigação por aspersão no estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.55, n.1, p.147-156, 1996.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; PEDRO JÚNIOR, M. J. Avaliação de genótipos de trigo no Vale do Paranapanema (SP) de 1985 a 1991. **Bragantia**, Campinas, v.52, n.1, p.33-44, 1993.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; PEDRO JÚNIOR, M. J.; FERREIRA FILHO, A. W. P. Avaliação de cultivares de trigo em duas regiões ecológicas do estado de São Paulo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.27, n.9, p.1243-1252, 1992.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; VITTI, P.; CAMPAGNOLLI, D. M. F. Comportamento agrônômico e avaliação tecnológica dos cultivares de trigo IAC 120 (Curumi), IAC 286 (Takaoka) e IAC 289 (Marruá) para o estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.53, n.2, p.191-208, 1994a.

FELÍCIO, J. C.; CAMARGO, C. E. O.; VITTI, P.; PEREIRA, J. C. V. N. Origem e avaliação de trigo 'Tapajos' (IAC 72), 'Anhumas' (IAC 227) e 'Yaco' (IAC 287) para o estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.53, n.2, p.219-235, 1994.

FELÍCIO, J. C.; LEITE, N. Micronutrientes na forma de óxidos silicatados e chochamento em trigo de várzeas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.17, n.10, p.1417-1421, 1982.

FERREIRA FILHO, A. W. P.; CAMARGO, C. E. O.; FELÍCIO, J. C., FREITAS, J. G. Estabilidade de rendimento de grãos de trigo na região do Vale do Paranapanema, SP. **Bragantia**, Campinas, v.49, n.1, p.83-92, 1990.

FERREIRA FILHO, A.; REIS, E. M.; PORTO, M. D. M.; GASSEN, D. N. Danos causados por doenças do sistema radicular e por insetos rizófagos em trigo, sob quatro condições sanitárias de solo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.19, n.10, p.1219-1226, 1984.

FERREIRA, D. V. Estatística experimental aplicada à agronomia. 3.ed. Maceió: EDUFAL – Universidade Federal de Alagoas, 2000. 419p.

FISHER, R. A. **The design of experiments**. 6.ed. New York: Hafner Publ. Co., 1951. 244p.

FLEMING, A. A.; ROGERS, T. H.; BANCROFT, T. A. Field plot technique with hybrid corn under Alabama conditions. **Agronomy Journal**, v.49, n.1, p.1-4, 1957.

FRANCO, F. A.; BASSOI, M. C.; GOMIDE, F. B. Análise do rendimento de grãos de cultivares de trigo em diferentes condições de ambientes. **Agronomia Sulriograndense**, Porto Alegre, v.26, n.1, p.107-122, 1990.

GEORG, E. S.; CARVALHO, F. I. F.; BARBOSA, J. F.; FRANCO, F. A.; FERREIRA FILHO, A. W. P.; REIS, M. S.; VIAU, L. V. M. Desempenho preliminar de novos genótipos de aveia e trigo na depressão central do RS. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.21, n.11, p.1169-1175, 1986.

GOMES, F. P. O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.19, n.12, p.1507-1512, 1984.

GOMEZ, K. A.; GOMEZ, A. A. Statistical procedures for agricultural research. 2.ed. New York: John Wiley, 1984. 680p.

HALLAUER, A. R. Estimation of soil variability and convenient plot size corn trials. **Agronomy Journal**, Madison, v.56, n.5, p.493-499, 1964.

HATHEWAY, W. H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v.53, n.4, 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**, Raleigh, v.14, n.2, p.207-222, 1958.

HUNSAKER, D. J.; BUCKS, D. A. Statistical analyses of soil variability: effects of variability on level-basin irrigation of wheat. **Agricultural Water Management**, Amsterdam, v.21, n.2, p.177-195, 1992.

KATYAL, V.; GANGWAR, B. Optimum plot size for experimentation on rice (*Oryza sativa*) – wheat (*Triticum aestivum*) cropping system. **Indian Journal of Agricultural Sciences**, New Delhi, v.70, n.7, p.461-462, 2000.

- KELLER, K. R. Uniformity trial on Hops, *Humulus lupulus* L., for increasing the precision of field experiments. *Agronomy Journal*, Madison, v.41, n.8, p.389-392, 1949.
- KOCH, E. J.; RIGNEY J. A. A method of estimating optimum plot size from experimental data. *Agronomy Journal*, Madison, v.43, n.1, p.17-21, 1951.
- LAWLOR, D. W.; MITCHELL, R. A. C. Crop ecosystem responses to climatic change: Wheat. In: REDDY, K. R.; HODGES, H. F. *Climate change and global crop productivity*. London, UK: CAB International, 2000. p.57-80.
- LE CLERG, E. L. Significance of experimental design in plant breeding. In: FREY, K. J. *Plant breeding symposium*. Ames: Iowa State University, 1967, p.243-313.
- LE CLERG, E. L.; LEONARD, W. H.; CLARK, A. G. *Field plot technique*. 2.ed. Minnesota: Burgess Publishing Company, 1962. 373p.
- LESSMAN, K. J.; ATKINS, R. E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. *Crop Science*, Madison, v.3, n.5, p.477-481, 1963.
- LEWIS, G. J.; D'ANTUONO, M. F. Comparative yield performance of wheat cultivars grown in small e bulk-sized plots. *Australian Journal of Experimental Agriculture*, East Melbourne Victoria, v.32, n.1, p.83-87, 1992.
- 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*, Madison, v.78, n.3, p.531-534, 1986.
- LIN, C. S.; BINNS, M. R. Working rules for determining the plot size and numbers of plots per block in field experiments. *Journal of Agricultural Science*, Cambridge, v.103, p.11-15, 1984.
- LIN, C. S.; MORRISON, M. J.; BINNS, M. R. Persistence of a field heterogeneity index. *Canadian Journal of Plant Science*, Ottawa, v.76, n.2, p.245-250, 1996.
- LINHARES, A. G.; NEDEL, J. L. Comparação entre sementes de trigo produzidas no México e no Brasil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.19, n.6, p.689-693, 1984.
- MEDEIROS, M. C.; SCHLEHUBER, A. M. Produção de grãos e componentes da produção de certas variedades brasileiras de trigo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.6, tomo único, p.45-52, 1971.
- MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. *Crop Science*, Madison, v.11, n.3, p.648-650, 1971.
- MILLER, M. P.; SINGER, M. J.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.52, n.6, p.1133-1141, 1988.

- MUZILLI, O.; SANTOS, D.; PALHANO, J. B.; MANETTI FILHO, J.; LANTMANN, A. F.; GARCIA, A.; CATANEO, A. Tolerância de cultivares de soja e de trigo a acidez do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.2, n.1, p.34-40, 1978.
- NAGAI, V.; PASSOS, F. A.; SCARANARI, H. J.; MARTINS, F. P. Tamanho da parcela e número de repetições em experimentos com morangueiro. *Bragantia*, Campinas, v.37, n.1, p.71-81, 1978.
- NUNES, R. P. Métodos para a pesquisa agrônômica. Fortaleza: Universidade Federal do Ceará - Centro de Ciências Agrárias, 1998. 564p.
- OLIVEIRA, P. H.; ESTEFANEL, V. Tamanho e forma ótimos da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata. *Ciência Rural*, Santa Maria, v.25, n.2, p.205-208, 1995.
- ORTIZ, R. Plot techniques for assessment of bunch weight in banana trials under two systems of crop management. *Agronomy Journal*, Madison, v.87, n.1, p.63-69, 1995.
- OSÓRIO, E. A. A cultura do trigo. São Paulo: Globo, 1992. 218p.
- PARODI, P. P. C.; NEBREDA, M. I. M. Efecto del numero de repeticiones y el tipo de parcelas sobre la eficiencia experimental en la determinacion del comportamiento agrônômico de trigo candeal. *Ciencia e Investigación Agraria*, Santiago, v.24, n.1, p. 46-58, 1997.
- PETERSEN, R. G. Agricultural field experiments: design and analysis. New York: Marcel Dekker, Inc., 1994. 409p.
- RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: Universidade Federal de Lavras, 2000. 326p. il.
- REUNIÃO DA COMISSÃO CENTRO BRASILEIRA DE PESQUISA DE TRIGO, XI. Rio Verde-GO, 2001. **Informações técnicas para a cultura do trigo na Região do Brasil Central – Safra 2001 e 2002**. Rio Verde: FESURV, 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*, Brasília, v.19, n.11, p.1365-1371, 1984.
- RICK, P. A. Influence of cultivar, row spacing, and number of rows on yield of wheat plots. *Agronomy Journal*, Madison, v.65, n.2, p.331-333, 1973.
- ROSSETTI, A. G. Determinação do tamanho ótimo de parcelas em ensaios agrícolas. 1979. 70f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agrônômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1979.

- ROSSETTI, A. G.; GOMES, F. P. Determinação do tamanho ótimo de parcelas em ensaios agrícolas. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.18, n.5, p.477-487, 1983.
- SALES JÚNIOR, S. G.; VIANA, A. E. S.; SÃO JOSÉ, A. R.; DOLL, E. T. Estimativas do tamanho de parcelas em experimentos com urucum. In: CONGRESSO DE PESQUISA E EXTENSÃO DA UESB-CONPEX, 5., 2000. Vitória da Conquista. Anais... Vitória da Conquistata: Universidade Estadual do sudoeste da Bahia, 2000. 306p.
- SANTOS, H. P.; FANCELLI, A. L.; REIS, E. M.; LHAMBY, J.C. B. Efeito da rotação de culturas no rendimento de grãos e na severidade de doenças do sistema radicular de trigo em sistema plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.30, n.7, p.923-929, 1995.
- SANTOS, H. P.; LHAMBY, J. C. B.; PRESTES, A. M.; LIMA, M. R. Efeito de manejos de solo e de rotação de culturas de inverno no rendimento e doenças de trigo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.35, n.12, p.2355-2361, 2000.
- SASMAL, B. C.; KATYAL, V. Note on the size and shape of plots and blocks in field experiments with tossa jute. *Indian Journal of Agricultural Science*, New Delhi, v.50, n.10, p.791-793, 1980.
- 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**, Viçosa, v.24, n.1, p.85-91, 2000.
- SILVA, D. B. Efeito da profundidade de plantio sobre o trigo irrigado na região dos cerrados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.26, n.5, p.769-773, 1991.
- SILVA, D. B. Efeito de boro e nitrogênio no rendimento de trigo irrigado e no teor de nutrientes na planta, na região dos cerrados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.27, n.11, p.1557-1562, 1992a.
- SILVA, D. B. Profundidade de semeadura do trigo nos cerrados. II. Rendimento de grãos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.27, n.9, p.1319-1322, 1992.
- SILVA, D. B.; GOMES, A. C. Espaçamento e densidade de semeadura em trigo irrigado na região dos cerrados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.25, n.3, p.305-315, 1990.
- SILVA, E. C. Estudo do tamanho e forma de parcelas para experimentos de soja. 1972. 71f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agrônômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1972.
- SILVA, P. S. L.; MACHADO, A. A.; MOURA, M. M. Tamanho e forma de parcela para experimentação com milho irrigado. *Ciência e Cultura*, São Paulo, v.39, n.12, p.1178-1181, 1987.

- SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. *Journal of Agricultural Science*. Cambridge, v.28, tomo único, 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*, Viçosa, v.22, n.1, p.77-86, 1998.
- SOUZA, M. A. Adaptabilidade, estabilidade, correlações e coeficientes de trilha em genótipos de trigo (*T. aestivum* L.), em doze ambientes de Minas Gerais. 1985. 118f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1985.
- 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.
- STORCK, L.; UITDEWILLIGEN, W. P. M. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.). *Agronomia Sulriograndense*, Porto Alegre, v.16, n.2, p.269-282, 1980.
- TAYLOR, S. L.; PAYTON, M. E.; RAUN, W. R. Relationship between mean yield, coefficient of variation, mean square error, and plot size in wheat field experiments. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, Monticello, v.30, n.9/10, p.1439-1447, 1999.
- VALLEJO, R. L.; MENDOZA, H. A. Plot technique studies on sweetpotato yield trials. *Journal of American Society for Horticultural Science*, Alexandria, v.117, n.3, p.508-511, 1992.
- VIANA, A. E. S. Estimativas do tamanho de parcelas e características do material de plantio em experimentos com mandioca (*Manihot esculenta* Crantz). 1999. 123f. Tese (Doutorado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1999.
- 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*, Brasília, v.20, n.1, p.58-63, 2002.
- WEBER, C. R.; HORNER, T. W. Estimates of cost and optimum plot size and shape for measuring yield and chemical characters in soybeans. *Agronomy Journal*, Madison, v.49, n.8, p.444-449, 1957.
- WIEBE, G. A. Variation and correlation in grain yield among 1.500 wheat nursery plots. *Journal of Agricultural Research*, Washington, v.50, n.4, p.331-357, 1935.
- ZHANG, R.; WARRICK, A. W.; MYERS, D. E. Heterogeneity, plot shape effect and optimum plot size. *Geoderma*, Amsterdam, v.62, n.1/3, p.183-197, 1994.
- ZIMMERMANN, F. J. P. Tamanho e forma de parcela para pesquisa de feijão consorciado com milho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, v.17, n. 5, p.741-743, 1982.

## **APÊNDICE**

TABELA 1A. Resumo da análise de variância do rendimento de grãos em trigo, segundo critério de classificação hierárquica, para diferentes condições de cultivo

FONTE DE VARIAÇÃO	GL	Quadrados Médios ( $\hat{v}_i$ )							
		Exper. 1	Exper. 2	Exper. 3	Exper. 4	Exper. 5	Exper. 6	Exper. 7	Exper. 8
Repetições	2	2799,4250	3419,5070	896,2351	206,8822	594,9908	374,1960	1411,3660	236,4668
Blocos/Repetições	9	40,4477	521,4072	38,8289	199,0769	35,0518	270,1927	91,0932	168,8124
Parcelas/Blocos	12	139,2682	257,8851	59,1553	166,8743	90,1165	179,2178	71,1334	136,1970
Subparcelas/Parcelas	24	98,1501	102,6287	92,2864	115,3694	66,4725	147,8057	108,5147	186,1979
Subsubparcelas/Subparcelas	48	49,0862	130,9978	67,0923	59,6817	96,2011	158,1274	71,1193	113,9256
Subsubsubparcelas/Subsubparcelas	192	51,8147	83,8510	40,6979	71,6165	44,7953	94,5269	43,2914	97,6049
Coefficiente de variação ( % )		20,47	25,64	15,51	19,65	18,74	22,90	15,66	23,52

Continuação...

FONTE DE VARIAÇÃO	GL	Quadrados Médios ( $\hat{v}_i$ )							
		Exper. 9	Exper. 10	Exper. 11	Exper. 12	Exper. 13	Exper. 14	Exper. 15	Exper. 16
Repetições	2	174,8991	613,1347	36,7806	16,6581	325,2335	432,4742	19,3085	541,9211
Blocos/Repetições	9	20,0634	68,4952	58,2638	71,3264	42,7591	125,8475	131,1736	187,4097
Parcelas/Blocos	12	28,2618	362,8949	39,7566	518,5662	105,0079	113,4088	145,0145	717,9761
Subparcelas/Parcelas	24	79,1150	320,5895	60,3712	207,8834	108,8346	214,3312	130,8613	212,6228
Subsubparcelas./Subparcelas	48	78,2341	233,6065	43,3629	117,3567	74,1356	147,1247	102,7274	251,9894
Subsubsubparcelas/Subsubparcelas	192	49,7870	148,6924	55,7574	164,5309	46,2076	126,1760	41,8518	271,5959
Coefficiente de variação ( % )		9,92	16,31	10,48	14,56	10,20	13,20	11,12	15,87

TABELA 2A. Base de dados para estimar o índice (b) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 1

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)*	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	79,95	79,9500	0,0000	1,9028
2	0,4	143	237,85	59,4625	0,3010	1,7742
3	0,6	95	468,56	52,0617	0,4771	1,7165
4	0,8	71	770,53	48,1583	0,6021	1,6827
6	1,2	47	1509,89	41,9413	0,7782	1,6226
8	1,6	35	2563,97	40,0621	0,9031	1,6027
12	2,4	23	4900,48	34,0311	1,0792	1,5319
16	3,6	17	9973,76	38,9600	1,2041	1,5906
24	4,8	11	17345,48	30,1137	1,3802	1,4780
36	7,2	7	34746,60	26,8106	1,5563	1,4283
48	9,6	5	64317,84	27,9157	1,6812	1,4458
72	14,4	3	125648,64	24,2378	1,8573	1,3845
96	19,2	2	231144,48	25,0808	1,9823	1,3993

\* media das variâncias das diferentes formas de parcelas de mesmo tamanho (x)

$$S^2 = \sum_i (x_i - \bar{x})^2 / (n - 1), \text{ onde :}$$

$$V_x = V_{(x)}/x^2, \text{ onde:}$$

$$S^2 = V(x) = \text{Variância entre parcelas de tamanho X}$$

$x_i =$  produção da  $i$ -ésima parcela do mapa de produção,  $i = 1, 2, \dots, n$ ,  $V_x =$  variância por unidade básica

$$\bar{x} = \text{produção média} = \sum x_i / n$$

$x =$  unidades básicas por parcela

$n =$  número de parcelas do mapa de produção

TABELA 3A. Base de dados para estimar o índice (b) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 2

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	137,53	137,5300	0,0000	2,1384
2	0,4	143	397,66	99,4150	0,3010	1,9975
3	0,6	95	716,93	79,6583	0,4771	1,9012
4	0,8	71	1226,84	76,6775	0,6021	1,8847
6	1,2	47	2059,79	57,2163	0,7782	1,7575
8	1,6	35	3750,32	58,5988	0,9031	1,7679
12	2,4	23	6353,64	44,1225	1,0792	1,6447
16	3,6	17	11530,08	45,0394	1,2041	1,6538
24	4,8	11	19782,96	34,3454	1,3802	1,5359
36	7,2	7	26615,64	20,5368	1,5563	1,3125
48	9,6	5	59314,44	25,7441	1,6812	1,4107
72	14,4	3	81694,08	15,7589	1,8573	1,1975
96	19,2	2	171188,64	18,5752	1,9823	1,2689

TABELA 4A. Base de dados para estimar o índice (**b**) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 3

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	56,76	56,7600	0,0000	1,7540
2	0,4	143	165,94	41,4850	0,3010	1,6179
3	0,6	95	296,01	32,8900	0,4771	1,5171
4	0,8	71	438,19	27,3867	0,6021	1,4375
6	1,2	47	898,46	24,9571	0,7782	1,3972
8	1,6	35	1099,81	17,1846	0,9031	1,2351
12	2,4	23	2449,16	17,0081	1,0792	1,2307
16	3,6	17	2729,04	10,6603	1,2041	1,0278
24	4,8	11	6469,92	11,2325	1,3802	1,0505
36	7,2	7	14750,88	11,3819	1,5563	1,0562
48	9,6	5	14814,84	6,4301	1,6812	0,8082
72	14,4	3	39851,52	7,6874	1,8573	0,8858
96	19,2	2	48581,28	5,2714	1,9823	0,7219

TABELA 5A. Base de dados para estimar o índice (**b**) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 4

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	82,20	82,2000	0,0000	1,9149
2	0,4	143	190,80	47,7000	0,3010	1,6785
3	0,6	95	311,19	34,5767	0,4771	1,5388
4	0,8	71	454,99	28,4367	0,6021	1,4539
6	1,2	47	776,61	21,5725	0,7782	1,3339
8	1,6	35	1004,72	15,6988	0,9031	1,1959
12	2,4	23	1825,68	12,6783	1,0792	1,1031
16	3,6	17	2246,56	8,7756	1,2041	0,9433
24	4,8	11	3898,16	6,7676	1,3802	0,8304
36	7,2	7	6282,72	4,8478	1,5563	0,6855
48	9,6	5	8240,28	3,5765	1,6812	0,5535
72	14,4	3	10704,96	2,0650	1,8573	0,3149
96	19,2	2	12227,52	1,3268	1,9823	0,1228

TABELA 6A. Base de dados para estimar o índice (**b**) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 5

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)*	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	60,63	60,6300	0,0000	1,7827
2	0,4	143	141,41	42,8525	0,3010	1,6320
3	0,6	95	328,28	36,4750	0,4771	1,5620
4	0,8	71	500,45	31,2783	0,6021	1,4952
6	1,2	47	909,68	25,2688	0,7782	1,4026
8	1,6	35	1217,73	19,0271	0,9031	1,2794
12	2,4	23	2682,90	18,6313	1,0792	1,2702
16	3,6	17	3520,32	13,7513	1,2041	1,1383
24	4,8	11	6583,36	11,4294	1,3802	1,0580
36	7,2	7	14314,08	11,0448	1,5563	1,0432
48	9,6	5	19331,04	8,3902	1,6812	0,9238
72	14,4	3	31358,16	6,0490	1,8573	0,7817
96	19,2	2	29467,68	3,1974	1,9823	0,5048

TABELA 7A. Base de dados para estimar o índice (**b**) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 6

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	120,60	120,6000	0,0000	2,0813
2	0,4	143	306,07	76,5175	0,3010	1,8838
3	0,6	95	520,76	57,8617	0,4771	1,7624
4	0,8	71	773,35	48,3342	0,6021	1,6843
6	1,2	47	1397,99	38,8329	0,7782	1,5892
8	1,6	35	1946,69	30,4171	0,9031	1,4831
12	2,4	23	3604,18	25,0290	1,0792	1,3984
16	3,6	17	4601,68	17,9753	1,2041	1,2547
24	4,8	11	7792,84	13,5292	1,3802	1,1313
36	7,2	7	14692,32	11,3367	1,5563	1,0545
48	9,6	5	17179,68	7,4565	1,6812	0,8725
72	14,4	3	32112,00	6,1944	1,8573	0,7920
96	19,2	2	23114,88	2,5081	1,9823	0,3993

TABELA 8A. Base de dados para estimar o índice (**b**) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 7

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	65,82	65,8200	0,0000	1,8184
2	0,4	143	183,26	45,8150	0,3010	1,6610
3	0,6	95	356,13	39,5700	0,4771	1,5974
4	0,8	71	549,73	34,3583	0,6021	1,5360
6	1,2	47	1058,78	29,4104	0,7782	1,4685
8	1,6	35	1719,17	26,8621	0,9031	1,4291
12	2,4	23	3101,58	21,5388	1,0792	1,3332
16	3,6	17	6174,40	24,1188	1,2041	1,3824
24	4,8	11	10229,36	17,7593	1,3802	1,2494
36	7,2	7	18935,04	14,6104	1,5563	1,1647
48	9,6	5	37017,84	16,0668	1,6812	1,2059
72	14,4	3	62366,40	12,0306	1,8573	1,0803
96	19,2	2	137539,68	14,9240	1,9823	1,1739

TABELA 9A. Base de dados para estimar o índice (**b**) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 8

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	112,65	112,5600	0,0000	2,0514
2	0,4	143	267,91	66,9775	0,3010	1,8259
3	0,6	95	416,94	46,3267	0,4771	1,6658
4	0,8	71	613,67	38,3542	0,6021	1,5838
6	1,2	47	966,80	26,8554	0,7782	1,4290
8	1,6	35	1291,12	20,1738	0,9031	1,3048
12	2,4	23	2074,96	14,4094	1,0792	1,1586
16	3,6	17	2686,80	10,4953	1,2041	1,0210
24	4,8	11	4329,60	7,5167	1,3802	0,8760
36	7,2	7	5220,54	4,0282	1,5563	0,6051
48	9,6	5	10491,36	4,5335	1,6812	0,6583
72	14,4	3	8446,32	1,6293	1,8573	0,2120
96	19,2	2	22701,12	2,4632	1,9823	0,3915

TABELA 10A. Base de dados para estimar o índice (b) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 9

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	56,04	56,0400	0,0000	1,7485
2	0,4	143	133,89	33,4725	0,3010	1,5247
3	0,6	95	235,26	26,1400	0,4771	1,4173
4	0,8	71	321,72	20,1075	0,6021	1,3034
6	1,2	47	609,02	16,9171	0,7782	1,2283
8	1,6	35	695,71	10,8704	0,9031	1,0362
12	2,4	23	1531,66	10,6365	1,0792	1,0268
16	3,6	17	1431,60	5,5922	1,2041	0,7476
24	4,8	11	2960,68	5,1401	1,3802	0,7110
36	7,2	7	8293,08	6,3990	1,5563	0,8061
48	9,6	5	5964,84	2,5889	1,6812	0,4131
72	14,4	3	14999,76	2,8935	1,8573	0,4614
96	19,2	2	10804,80	1,1724	1,9823	0,0691

TABELA 11A. Base de dados para estimar o índice (b) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 10

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	184,27	184,2700	0,0000	2,2655
2	0,4	143	484,98	121,2450	0,3010	2,0837
3	0,6	95	909,95	101,1050	0,4771	2,0048
4	0,8	71	1334,89	83,4308	0,6021	1,9213
6	1,2	47	2658,12	73,8367	0,7782	1,8683
8	1,6	35	3559,87	55,6229	0,9031	1,7453
12	2,4	23	7662,54	53,2121	1,0792	1,7260
16	3,6	17	11140,24	43,5166	1,2041	1,6387
24	4,8	11	19345,88	33,5866	1,3802	1,5262
36	7,2	7	39914,28	30,7981	1,5563	1,4885
48	9,6	5	58319,04	25,3121	1,6812	1,4033
72	14,4	3	98554,08	19,0112	1,8573	1,2790
96	19,2	2	199682,88	21,6670	1,9823	1,3358

TABELA 12A. Base de dados para estimar o índice (**b**) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 11

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	53,36	53,3600	0,0000	1,7272
2	0,4	143	115,97	28,9925	0,3010	1,4623
3	0,6	95	217,58	24,1750	0,4771	1,3834
4	0,8	71	269,84	16,8650	0,6021	1,2270
6	1,2	47	369,86	10,2738	0,7782	1,0117
8	1,6	35	507,31	7,9267	0,9031	0,8991
12	2,4	23	841,50	5,8438	1,0792	0,7667
16	3,6	17	1096,24	4,2822	1,2041	0,6317
24	4,8	11	1523,20	2,6444	1,3802	0,4223
36	7,2	7	1617,66	1,2482	1,5563	0,0963
48	9,6	5	3371,36	1,4633	1,6812	0,1653
72	14,4	3	5166,72	0,9967	1,8573	-0,0015
96	19,2	2	8544,00	0,9271	1,9823	-0,0329

TABELA 13A. Base de dados para estimar o índice (**b**) de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 12

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)*	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	171,08	171,0800	0,0000	2,2332
2	0,4	143	396,49	99,1225	0,3010	1,9962
3	0,6	95	690,60	76,7333	0,4771	1,8850
4	0,8	71	1007,43	62,9642	0,6021	1,7991
6	1,2	47	1884,60	52,3500	0,7782	1,7189
8	1,6	35	2647,39	41,3654	0,9031	1,6166
12	2,4	23	5783,24	40,1614	1,0792	1,6038
16	3,6	17	8444,24	32,9853	1,2041	1,5183
24	4,8	11	15820,56	27,4663	1,3802	1,4388
36	7,2	7	40015,56	30,8762	1,5563	1,4896
48	9,6	5	50908,92	22,0959	1,6812	1,3443
72	14,4	3	110383,44	21,2931	1,8573	1,3282
96	19,2	2	174852,96	18,9728	1,9823	1,2781

TABELA 14A. Base de dados para estimar o índice **(b)** de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 13

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	60,38	60,3800	0,0000	1,7809
2	0,4	143	171,79	42,9475	0,3010	1,6329
3	0,6	95	295,46	32,8283	0,4771	1,5162
4	0,8	71	497,01	31,0633	0,6021	1,4922
6	1,2	47	905,37	25,1492	0,7782	1,4005
8	1,6	35	1283,01	20,0471	0,9031	1,3021
12	2,4	23	2670,68	18,5464	1,0792	1,2683
16	3,6	17	3403,04	13,2931	1,2041	1,1236
24	4,8	11	6744,12	11,7085	1,3802	1,0685
36	7,2	7	14024,88	10,8217	1,5563	1,0343
48	9,6	5	17401,80	7,5529	1,6812	0,8781
72	14,4	3	32258,88	6,2228	1,8573	0,7940
96	19,2	2	35320,80	3,8326	1,9823	0,5835

TABELA 15A. Base de dados para estimar o índice **(b)** de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 14

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	139,58	139,5800	0,0000	2,1448
2	0,4	143	355,82	88,9550	0,3010	1,9492
3	0,6	95	586,80	65,2000	0,4771	1,8142
4	0,8	71	884,73	55,2958	0,6021	1,7427
6	1,2	47	1633,40	45,3721	0,7782	1,6568
8	1,6	35	2050,67	32,0417	0,9031	1,5057
12	2,4	23	4406,40	30,6000	1,0792	1,4857
16	3,6	17	5766,16	22,5241	1,2041	1,3526
24	4,8	11	10175,04	17,6650	1,3802	1,2471
36	7,2	7	23725,08	18,3064	1,5563	1,2626
48	9,6	5	25734,84	11,1696	1,6812	1,0480
72	14,4	3	53735,04	10,3656	1,8573	1,0156
96	19,2	2	54809,28	5,9472	1,9823	0,7743

TABELA 16A. Base de dados para estimar o índice **(b)** de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 15

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	66,43	66,4300	0,0000	1,8224
2	0,4	143	187,00	46,7500	0,3010	1,6698
3	0,6	95	353,85	39,3167	0,4771	1,5946
4	0,8	71	555,31	34,7067	0,6021	1,5404
6	1,2	47	1048,26	29,1183	0,7782	1,4642
8	1,6	35	1533,81	23,9658	0,9031	1,3796
12	2,4	23	3155,44	21,9128	1,0792	1,3407
16	3,6	17	4534,16	17,7116	1,2041	1,2483
24	4,8	11	8040,28	13,9588	1,3802	1,1448
36	7,2	7	18313,56	14,1308	1,5563	1,1502
48	9,6	5	23314,20	10,1190	1,6812	1,0051
72	14,4	3	35913,36	6,9277	1,8573	0,8406
96	19,2	2	61663,68	6,6909	1,9823	0,8255

TABELA 17A. Base de dados para estimar o índice **(b)** de heterogeneidade de Smith referente ao experimento 16

Tamanho da parcela em ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	Variância entre parcela V(x)	Variância por ub (V <sub>x</sub> )	log (x)	log (V <sub>x</sub> )
1	0,2	287	281,29	281,2900	0,0000	2,4492
2	0,4	143	680,47	170,1175	0,3010	2,2307
3	0,6	95	1323,17	147,0183	0,4771	2,1674
4	0,8	71	1939,03	121,1892	0,6021	2,0835
6	1,2	47	3396,23	94,3396	0,7782	1,9747
8	1,6	35	4622,99	72,2342	0,9031	1,8587
12	2,4	23	10439,78	72,4985	1,0792	1,8603
16	3,6	17	15150,72	59,1825	1,2041	1,7722
24	4,8	11	25643,12	44,5193	1,3802	1,6485
36	7,2	7	60591,36	46,7526	1,5563	1,6698
48	9,6	5	85591,92	37,1493	1,6812	1,5700
72	14,4	3	136779,36	26,3849	1,8573	1,4214
96	19,2	2	280872,00	30,4766	1,9823	1,4840

TABELA 18A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 1

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	79,95	100,0	25,41	25,41
1 x 2	2	0,4	143	102,22	78,2	20,32	
2 x 1	2	0,4	143	135,63	58,9	23,40	21,86
1 x 3	3	0,6	95	136,63	58,5	19,18	
3 x 1	3	0,6	95	175,74	45,5	21,75	20,46
1 x 4	4	0,8	71	170,89	46,8	18,57	
2 x 2	4	0,8	71	181,53	44,0	19,14	
4 x 1	4	0,8	71	225,48	35,5	21,34	19,68
1 x 6	6	1,2	47	225,63	35,4	17,43	
2 x 3	6	1,2	47	251,34	31,8	18,39	
3 x 2	6	1,2	47	250,51	31,9	18,36	
6 x 1	6	1,2	47	279,11	28,6	19,38	18,39
1 x 8	8	1,6	35	311,28	25,7	17,73	
2 x 4	8	1,6	35	324,44	24,6	18,10	
4 x 2	8	1,6	35	325,77	24,5	18,13	17,98
1 x 12	12	2,4	23	358,20	22,3	15,53	
2 x 6	12	2,4	23	444,66	18,0	17,30	
3 x 4	12	2,4	23	460,63	17,4	17,61	
4 x 3	12	2,4	23	473,23	16,9	17,84	
6 x 2	12	2,4	23	429,68	18,6	17,00	
12 x 1	12	2,4	23	283,84	28,2	13,82	16,51
2 x 8	16	3,2	17	616,72	13,0	17,64	
4 x 4	16	3,2	17	630,00	12,7	17,83	17,73
3 x 6	18	3,6	15	626,76	12,8	16,77	
6 x 3	18	3,6	15	603,03	13,3	16,45	16,61
1 x 24	24	4,8	11	539,15	14,8	13,47	
2 x 12	24	4,8	11	731,98	10,9	15,69	
3 x 8	24	4,8	11	899,59	8,9	17,40	
4 x 6	24	4,8	11	875,82	9,1	17,17	
6 x 4	24	4,8	11	834,35	9,6	16,75	
12 x 2	24	4,8	11	455,48	17,6	12,38	15,48
3 x 12	36	7,2	7	1082,92	7,4	15,58	
6 x 6	36	7,2	7	1181,04	6,8	16,28	
12 x 3	36	7,2	7	631,59	12,7	11,90	14,58
2 x 24	48	9,6	5	1167,24	6,8	14,01	
4 x 12	48	9,6	5	1556,44	5,1	16,18	
6 x 8	48	9,6	5	1706,27	4,7	16,94	
12 x 4	48	9,6	5	929,87	8,6	12,51	14,91
3 x 24	72	14,4	3	1807,90	4,4	14,24	
6 x 12	72	14,4	3	2173,20	3,7	15,61	
12 x 6	72	14,4	3	1254,26	6,4	11,86	13,90

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 19A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 2

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	137,53	100,0	32,83	32,83
1 x 2	2	0,4	143	204,65	67,2	28,32	
2 x 1	2	0,4	143	193,01	71,3	27,50	27,91
1 x 3	3	0,6	95	245,98	55,9	25,35	
3 x 1	3	0,6	95	231,97	59,3	24,62	24,98
1 x 4	4	0,8	71	318,19	43,2	24,97	
2 x 2	4	0,8	71	315,45	43,6	24,86	
4 x 1	4	0,8	71	286,49	48,0	23,69	24,51
1 x 6	6	1,2	47	363,44	37,8	21,79	
2 x 3	6	1,2	47	369,31	37,2	21,96	
3 x 2	6	1,2	47	376,23	36,6	22,17	
6 x 1	6	1,2	47	264,21	52,1	18,58	21,13
1 x 8	8	1,6	35	420,93	32,7	20,31	
2 x 4	8	1,6	35	504,15	27,3	22,23	
4 x 2	8	1,6	35	481,29	28,6	21,71	21,42
1 x 12	12	2,4	23	635,53	21,6	20,37	
2 x 6	12	2,4	23	568,27	24,2	19,27	
3 x 4	12	2,4	23	604,28	22,8	19,87	
4 x 3	12	2,4	23	547,33	25,1	18,91	
6 x 2	12	2,4	23	390,08	35,3	15,96	
12 x 1	12	2,4	23	431,33	31,9	16,78	18,53
2 x 8	16	3,2	17	673,63	20,4	18,17	
4 x 4	16	3,2	17	767,63	17,9	19,39	18,78
3 x 6	18	3,6	15	667,18	20,6	17,05	
6 x 3	18	3,6	15	347,73	39,6	12,31	14,68
1 x 24	24	4,8	11	1047,68	13,1	18,49	
2 x 12	24	4,8	11	1062,96	12,9	18,63	
3 x 8	24	4,8	11	755,56	18,2	15,71	
4 x 6	24	4,8	11	849,87	16,2	16,66	
6 x 4	24	4,8	11	562,14	24,5	13,55	
12 x 2	24	4,8	11	667,53	20,6	14,76	16,30
3 x 12	36	7,2	7	1290,86	10,6	16,76	
6 x 6	36	7,2	7	345,49	39,8	8,67	
12 x 3	36	7,2	7	581,62	23,6	11,25	12,23
2 x 24	48	9,6	5	1978,22	7,0	17,97	
4 x 12	48	9,6	5	1693,61	8,1	16,63	
6 x 8	48	9,6	5	179,71	76,5	5,42	
12 x 4	48	9,6	5	1091,33	12,6	13,35	13,34
3 x 24	72	14,4	3	2196,32	6,3	15,46	
6 x 12	72	14,4	3	598,60	22,9	8,07	
12 x 6	72	14,4	3	609,00	22,6	8,14	10,56

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 20A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 3

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	56,76	100,0	18,28	18,28
1 x 2	2	0,4	143	78,95	71,9	15,25	
2 x 1	2	0,4	143	86,99	65,2	16,00	15,62
1 x 3	3	0,6	95	89,03	63,8	13,21	
3 x 1	3	0,6	95	108,31	52,4	14,58	13,89
1 x 4	4	0,8	71	74,10	76,6	10,44	
2 x 2	4	0,8	71	130,21	43,6	13,84	
4 x 1	4	0,8	71	124,33	45,7	13,52	12,60
1 x 6	6	1,2	47	111,89	50,7	10,48	
2 x 3	6	1,2	47	150,28	37,8	12,14	
3 x 2	6	1,2	47	170,53	33,3	12,93	
6 x 1	6	1,2	47	166,27	34,1	12,77	12,08
1 x 8	8	1,6	35	86,41	65,8	7,98	
2 x 4	8	1,6	35	122,96	46,2	9,51	
4 x 2	8	1,6	35	203,06	28,0	12,22	9,90
1 x 12	12	2,4	23	129,57	43,8	7,97	
2 x 6	12	2,4	23	201,26	28,2	9,94	
3 x 4	12	2,4	23	155,24	36,6	8,73	
4 x 3	12	2,4	23	242,15	23,4	10,90	
6 x 2	12	2,4	23	267,71	21,2	11,46	
12 x 1	12	2,4	23	228,65	24,8	10,59	9,93
2 x 8	16	3,2	17	165,64	34,3	7,81	
4 x 4	16	3,2	17	175,49	32,3	8,04	7,92
3 x 6	18	3,6	15	273,66	20,7	9,46	
6 x 3	18	3,6	15	323,68	17,5	10,28	9,87
1 x 24	24	4,8	11	209,13	27,1	7,16	
2 x 12	24	4,8	11	249,71	22,7	7,83	
3 x 8	24	4,8	11	211,51	26,8	7,20	
4 x 6	24	4,8	11	335,59	16,9	9,07	
6 x 4	24	4,8	11	217,05	26,2	7,30	
12 x 2	24	4,8	11	394,49	14,4	9,83	8,07
3 x 12	36	7,2	7	337,62	16,8	7,43	
6 x 6	36	7,2	7	429,85	13,2	8,38	
12 x 3	36	7,2	7	461,77	12,3	8,69	8,17
2 x 24	48	9,6	5	370,35	15,3	6,74	
4 x 12	48	9,6	5	411,77	13,8	7,11	
6 x 8	48	9,6	5	299,63	18,9	6,06	
12 x 4	48	9,6	5	152,82	37,1	4,33	6,06
3 x 24	72	14,4	3	662,73	8,6	7,36	
6 x 12	72	14,4	3	467,13	12,2	12,2	
12 x 6	72	14,4	3	530,62	10,7	10,7	6,70

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 21A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 4

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	82,20	100,0	21,05	21,05
1 x 2	2	0,4	143	99,61	82,5	16,39	
2 x 1	2	0,4	143	91,19	90,1	15,68	16,04
1 x 3	3	0,6	95	103,59	79,4	13,64	
3 x 1	3	0,6	95	103,87	79,1	13,66	13,65
1 x 4	4	0,8	71	129,63	63,4	13,22	
2 x 2	4	0,8	71	110,66	74,3	12,21	
4 x 1	4	0,8	71	100,95	81,4	11,66	12,36
1 x 6	6	1,2	47	148,44	55,4	11,55	
2 x 3	6	1,2	47	111,94	73,4	10,03	
3 x 2	6	1,2	47	115,31	71,3	10,18	
6 x 1	6	1,2	47	142,05	57,9	11,30	10,77
1 x 8	8	1,6	35	135,93	60,5	9,57	
2 x 4	8	1,6	35	136,30	60,3	9,58	
4 x 2	8	1,6	35	104,54	78,6	8,39	9,18
1 x 12	12	2,4	23	182,95	44,9	9,06	
2 x 6	12	2,4	23	152,31	54,0	8,27	
3 x 4	12	2,4	23	151,90	54,1	8,26	
4 x 3	12	2,4	23	113,85	72,2	7,15	
6 x 2	12	2,4	23	156,76	52,4	8,39	
12 x 1	12	2,4	23	155,07	53,0	8,34	8,25
2 x 8	16	3,2	17	145,22	56,6	7,00	
4 x 4	16	3,2	17	135,60	60,6	6,76	6,88
3 x 6	18	3,6	15	157,19	52,3	6,86	
6 x 3	18	3,6	15	175,60	46,8	7,25	7,06
1 x 24	24	4,8	11	200,49	41,0	6,71	
2 x 12	24	4,8	11	161,05	51,0	6,01	
3 x 8	24	4,8	11	136,59	60,2	5,54	
4 x 6	24	4,8	11	132,57	62,0	5,46	
6 x 4	24	4,8	11	217,28	37,8	6,98	
12 x 2	24	4,8	11	126,56	64,9	5,33	6,01
3 x 12	36	7,2	7	172,74	47,6	5,08	
6 x 6	36	7,2	7	204,58	40,2	5,53	
12 x 3	36	7,2	7	146,24	56,2	4,67	5,09
2 x 24	48	9,6	5	210,79	39,0	4,86	
4 x 12	48	9,6	5	106,66	77,1	3,46	
6 x 8	48	9,6	5	165,74	49,6	4,31	
12 x 4	48	9,6	5	203,50	40,4	4,78	4,35
3 x 24	72	14,4	3	266,06	30,9	4,46	
6 x 12	72	14,4	3	132,78	61,9	3,15	
12 x 6	72	14,4	3	47,20	174,1	1,89	3,17

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 22A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 5

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	60,63	100,0	21,80	21,80
1 x 2	2	0,4	143	78,95	76,8	17,59	
2 x 1	2	0,4	143	92,46	65,6	19,03	18,31
1 x 3	3	0,6	95	92,62	65,5	15,56	
3 x 1	3	0,6	95	126,23	48,0	18,16	16,86
1 x 4	4	0,8	71	110,72	54,8	14,73	
2 x 2	4	0,8	71	125,50	48,3	15,68	
4 x 1	4	0,8	71	139,12	43,6	16,51	15,64
1 x 6	6	1,2	47	88,98	68,1	10,78	
2 x 3	6	1,2	47	147,06	41,2	13,86	
3 x 2	6	1,2	47	177,52	34,2	15,23	
6 x 1	6	1,2	47	192,89	31,4	15,87	13,94
1 x 8	8	1,6	35	65,93	91,9	8,04	
2 x 4	8	1,6	35	188,70	32,1	13,59	
4 x 2	8	1,6	35	202,02	30,0	14,07	11,90
1 x 12	12	2,4	23	112,47	53,9	8,57	
2 x 6	12	2,4	23	140,56	43,1	9,58	
3 x 4	12	2,4	23	277,60	21,8	13,46	
4 x 3	12	2,4	23	247,93	24,5	12,72	
6 x 2	12	2,4	23	291,76	20,8	13,81	
12 x 1	12	2,4	23	271,13	22,4	13,31	11,91
2 x 8	16	3,2	17	104,33	58,1	7,15	
4 x 4	16	3,2	17	335,71	18,1	12,82	9,99
3 x 6	18	3,6	15	203,74	29,8	9,42	
6 x 3	18	3,6	15	368,16	16,5	12,66	11,04
1 x 24	24	4,8	11	136,86	44,3	7,00	
2 x 12	24	4,8	11	193,37	31,3	7,95	
3 x 8	24	4,8	11	160,40	37,8	7,24	
4 x 6	24	4,8	11	239,82	25,3	8,85	
6 x 4	24	4,8	11	504,55	12,0	12,84	
12 x 2	24	4,8	11	410,84	14,8	12,00	9,31
3 x 12	36	7,2	7	295,02	20,6	8,01	
6 x 6	36	7,2	7	353,74	17,1	8,78	
12 x 3	36	7,2	7	544,08	11,1	11,00	9,26
2 x 24	48	9,6	5	251,13	24,1	6,00	
4 x 12	48	9,6	5	339,32	17,9	7,44	
6 x 8	48	9,6	5	268,41	22,6	6,62	
12 x 4	48	9,6	5	752,06	8,1	11,00	7,77
3 x 24	72	14,4	3	393,99	15,4	6,55	
6 x 12	72	14,4	3	551,73	11,0	7,75	
12 x 6	72	14,4	3	360,87	16,8	6,26	6,85

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 23A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 6

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	120,60	100,0	25,87	25,87
1 x 2	2	0,4	143	155,41	77,6	20,77	
2 x 1	2	0,4	143	150,66	80,0	20,44	20,61
1 x 3	3	0,6	95	173,09	69,7	17,89	
3 x 1	3	0,6	95	174,08	69,3	17,94	17,92
1 x 4	4	0,8	71	184,52	65,4	16,00	
2 x 2	4	0,8	71	197,42	61,1	16,55	
4 x 1	4	0,8	71	198,07	60,9	16,57	16,37
1 x 6	6	1,2	47	187,43	64,3	13,17	
2 x 3	6	1,2	47	236,23	51,1	14,78	
3 x 2	6	1,2	47	235,53	51,2	14,76	
6 x 1	6	1,2	47	272,80	44,2	15,88	14,65
1 x 8	8	1,6	35	209,64	57,5	12,06	
2 x 4	8	1,6	35	237,44	50,8	12,83	
4 x 2	8	1,6	35	282,93	42,6	14,01	12,97
1 x 12	12	2,4	23	229,31	52,6	10,29	
2 x 6	12	2,4	23	204,84	58,9	9,73	
3 x 4	12	2,4	23	275,42	43,8	11,29	
4 x 3	12	2,4	23	317,15	38,0	12,11	
6 x 2	12	2,4	23	376,06	32,1	13,19	
12 x 1	12	2,4	23	399,31	30,2	13,59	11,70
2 x 8	16	3,2	17	267,57	45,1	9,63	
4 x 4	16	3,2	17	307,64	39,2	10,33	9,98
3 x 6	18	3,6	15	218,56	55,2	8,20	
6 x 3	18	3,6	15	418,46	28,8	11,36	9,78
1 x 24	24	4,8	11	285,54	42,2	8,13	
2 x 12	24	4,8	11	238,92	50,5	7,43	
3 x 8	24	4,8	11	255,16	47,3	7,68	
4 x 6	24	4,8	11	201,08	60,0	6,82	
6 x 4	24	4,8	11	403,93	29,9	9,66	
12 x 2	24	4,8	11	563,58	21,4	11,41	8,52
3 x 12	36	7,2	7	328,54	36,7	7,12	
6 x 6	36	7,2	7	315,86	38,2	6,98	
12 x 3	36	7,2	7	579,96	20,8	9,45	7,85
2 x 24	48	9,6	5	373,44	32,3	6,57	
4 x 12	48	9,6	5	251,49	48,0	5,40	
6 x 8	48	9,6	5	333,22	36,2	6,21	
12 x 4	48	9,6	5	473,49	25,5	7,40	6,40
3 x 24	72	14,4	3	590,85	20,4	6,75	
6 x 12	72	14,4	3	506,45	23,8	6,25	
12 x 6	72	14,4	3	240,70	50,1	4,31	5,77

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 24A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 7

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	65,82	100,0	19,31	19,31
1 x 2	2	0,4	143	83,44	78,9	15,37	
2 x 1	2	0,4	143	99,82	65,9	16,81	16,09
1 x 3	3	0,6	95	111,45	59,1	14,51	
3 x 1	3	0,6	95	125,97	52,3	15,42	14,96
1 x 4	4	0,8	71	123,82	53,1	13,24	
2 x 2	4	0,8	71	130,52	50,4	13,60	
4 x 1	4	0,8	71	157,96	41,7	14,95	13,93
1 x 6	6	1,2	47	152,15	43,3	11,98	
2 x 3	6	1,2	47	176,19	37,4	12,90	
3 x 2	6	1,2	47	171,61	38,4	12,73	
6 x 1	6	1,2	47	205,90	32,0	13,94	12,89
1 x 8	8	1,6	35	217,89	30,2	12,42	
2 x 4	8	1,6	35	207,53	31,7	12,12	
4 x 2	8	1,6	35	219,27	30,0	12,46	12,33
1 x 12	12	2,4	23	197,18	33,4	9,65	
2 x 6	12	2,4	23	243,09	27,1	10,71	
3 x 4	12	2,4	23	297,23	22,1	11,84	
4 x 3	12	2,4	23	296,42	22,2	11,82	
6 x 2	12	2,4	23	289,67	22,7	11,69	
12 x 1	12	2,4	23	227,20	29,0	10,36	11,01
2 x 8	16	3,2	17	385,39	17,1	11,68	
4 x 4	16	3,2	17	386,41	17,0	11,70	11,69
3 x 6	18	3,6	15	332,68	19,8	10,23	
6 x 3	18	3,6	15	418,15	15,7	11,47	10,85
1 x 24	24	4,8	11	333,75	19,7	8,87	
2 x 12	24	4,8	11	349,68	18,8	9,08	
3 x 8	24	4,8	11	573,81	11,5	11,63	
4 x 6	24	4,8	11	426,87	15,4	10,04	
6 x 4	24	4,8	11	543,75	12,1	11,33	
12 x 2	24	4,8	11	329,48	20,0	8,82	9,96
3 x 12	36	7,2	7	552,98	11,9	9,33	
6 x 6	36	7,2	7	583,14	11,3	9,58	
12 x 3	36	7,2	7	441,80	14,9	8,33	9,08
2 x 24	48	9,6	5	618,65	10,6	8,54	
4 x 12	48	9,6	5	703,97	9,3	9,11	
6 x 8	48	9,6	5	1126,50	5,8	11,53	
12 x 4	48	9,6	5	635,70	10,4	8,66	9,46
3 x 24	72	14,4	3	1078,57	6,1	9,21	
6 x 12	72	14,4	3	1066,78	6,2	9,16	
12 x 6	72	14,4	3	453,25	14,5	5,97	8,11

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 25A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 8

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	112,56	100,0	25,26	25,26
1 x 2	2	0,4	143	128,65	87,5	19,09	
2 x 1	2	0,4	143	139,26	80,8	19,87	19,48
1 x 3	3	0,6	95	142,78	78,8	16,43	
3 x 1	3	0,6	95	135,18	83,3	15,98	16,21
1 x 4	4	0,8	71	156,69	71,8	14,90	
2 x 2	4	0,8	71	150,20	74,9	14,59	
4 x 1	4	0,8	71	153,36	73,4	14,74	14,74
1 x 6	6	1,2	47	172,24	65,4	12,75	
2 x 3	6	1,2	47	165,64	68,0	12,51	
3 x 2	6	1,2	47	164,94	68,2	12,48	
6 x 1	6	1,2	47	141,71	79,4	11,57	12,33
1 x 8	8	1,6	35	159,77	70,5	10,64	
2 x 4	8	1,6	35	170,96	65,8	11,00	
4 x 2	8	1,6	35	153,44	73,4	10,43	10,69
1 x 12	12	2,4	23	157,68	71,4	8,63	
2 x 6	12	2,4	23	185,28	60,8	9,35	
3 x 4	12	2,4	23	175,93	64,0	9,12	
4 x 3	12	2,4	23	156,33	72,0	8,59	
6 x 2	12	2,4	23	139,73	80,6	8,12	
12 x 1	12	2,4	23	222,53	50,6	10,25	9,01
2 x 8	16	3,2	17	147,46	76,3	7,22	
4 x 4	16	3,2	17	188,39	59,7	8,17	7,70
3 x 6	18	3,6	15	139,03	80,9	6,62	
6 x 3	18	3,6	15	110,28	102,0	5,89	6,26
1 x 24	24	4,8	11	181,11	62,2	6,54	
2 x 12	24	4,8	11	191,43	58,8	6,72	
3 x 8	24	4,8	11	83,99	134,0	4,45	
4 x 6	24	4,8	11	157,95	71,3	6,11	
6 x 4	24	4,8	11	94,16	119,5	4,72	
12 x 2	24	4,8	11	191,11	58,9	7,00	5,92
3 x 12	36	7,2	7	146,09	77,0	4,80	
6 x 6	36	7,2	7	91,10	123,5	3,79	
12 x 3	36	7,2	7	143,94	78,1	5,00	4,53
2 x 24	48	9,6	5	272,98	41,2	6,00	
4 x 12	48	9,6	5	164,16	68,6	4,40	
6 x 8	48	9,6	5	75,55	148,9	2,99	
12 x 4	48	9,6	5	103,90	108,3	4,00	4,35
3 x 24	72	14,4	3	101,01	111,4	2,82	
6 x 12	72	14,4	3	92,93	121,1	2,71	
12 x 6	72	14,4	3	117,31	96,0	3,04	2,86

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 26A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 9

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	56,04	100,0	10,52	10,52
1 x 2	2	0,4	143	58,19	96,3	7,59	
2 x 1	2	0,4	143	75,70	74,0	8,65	8,12
1 x 3	3	0,6	95	68,67	81,6	6,73	
3 x 1	3	0,6	95	88,17	63,6	7,62	7,18
1 x 4	4	0,8	71	54,06	103,6	5,17	
2 x 2	4	0,8	71	87,41	64,1	6,57	
4 x 1	4	0,8	71	99,82	56,1	7,02	6,25
1 x 6	6	1,2	47	58,90	95,1	4,41	
2 x 3	6	1,2	47	114,44	49,0	6,14	
3 x 2	6	1,2	47	111,74	50,2	6,07	
6 x 1	6	1,2	47	120,93	46,3	6,31	5,73
1 x 8	8	1,6	35	48,55	115,4	3,46	
2 x 4	8	1,6	35	82,53	67,9	4,52	
4 x 2	8	1,6	35	129,81	43,2	5,66	4,55
1 x 12	12	2,4	23	37,80	148,2	2,50	
2 x 6	12	2,4	23	96,99	57,8	4,00	
3 x 4	12	2,4	23	105,73	53,0	4,17	
4 x 3	12	2,4	23	171,16	32,7	5,31	
6 x 2	12	2,4	23	167,27	33,5	5,25	
12 x 1	12	2,4	23	186,88	30,0	5,55	4,46
2 x 8	16	3,2	17	65,83	85,1	2,85	
4 x 4	16	3,2	17	113,12	49,5	3,74	3,20
3 x 6	18	3,6	15	130,93	42,8	3,79	
6 x 3	18	3,6	15	226,17	24,8	4,98	4,39
1 x 24	24	4,8	11	48,22	116,2	1,99	
2 x 12	24	4,8	11	58,30	96,1	2,19	
3 x 8	24	4,8	11	68,85	81,4	2,38	
4 x 6	24	4,8	11	163,82	34,2	3,67	
6 x 4	24	4,8	11	128,21	43,7	3,25	
12 x 2	24	4,8	11	272,77	20,5	4,74	3,04
3 x 12	36	7,2	7	94,59	59,2	2,28	
6 x 6	36	7,2	7	212,61	26,4	3,42	
12 x 3	36	7,2	7	383,89	14,6	4,59	3,43
2 x 24	48	9,6	5	96,79	57,9	2,00	
4 x 12	48	9,6	5	100,39	55,8	2,03	
6 x 8	48	9,6	5	108,16	51,8	2,11	
12 x 4	48	9,6	5	191,73	29,2	2,81	2,24
3 x 24	72	14,4	3	152,71	36,7	2,05	
6 x 12	72	14,4	3	141,58	39,6	1,97	
12 x 6	72	14,4	3	330,70	16,9	3,01	2,34

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 27A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 10

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	184,27	100,0	18,11	18,11
1 x 2	2	0,4	143	217,16	84,9	13,91	
2 x 1	2	0,4	143	267,82	68,8	15,44	14,68
1 x 3	3	0,6	95	271,26	67,9	12,69	
3 x 1	3	0,6	95	335,37	54,9	14,11	13,40
1 x 4	4	0,8	71	247,36	74,5	10,50	
2 x 2	4	0,8	71	336,41	54,8	12,24	
4 x 1	4	0,8	71	417,40	44,1	13,63	12,12
1 x 6	6	1,2	47	294,53	62,6	9,35	
2 x 3	6	1,2	47	485,92	37,9	12,01	
3 x 2	6	1,2	47	422,04	43,7	11,19	
6 x 1	6	1,2	47	569,59	32,4	13,00	11,39
1 x 8	8	1,6	35	338,37	54,5	8,68	
2 x 4	8	1,6	35	428,71	43,0	9,77	
4 x 2	8	1,6	35	567,87	32,4	11,24	9,90
1 x 12	12	2,4	23	269,71	68,3	6,33	
2 x 6	12	2,4	23	536,20	34,4	8,92	
3 x 4	12	2,4	23	578,73	31,8	9,27	
4 x 3	12	2,4	23	864,10	21,3	11,32	
6 x 2	12	2,4	23	727,40	25,3	10,39	
12 x 1	12	2,4	23	855,13	21,5	11,27	9,58
2 x 8	16	3,2	17	628,52	29,3	8,36	
4 x 4	16	3,2	17	764,01	24,1	9,22	8,79
3 x 6	18	3,6	15	727,95	25,3	8,85	
6 x 3	18	3,6	15	1234,19	14,9	11,05	9,95
1 x 24	24	4,8	11	175,42	105,0	3,61	
2 x 12	24	4,8	11	516,72	35,7	6,19	
3 x 8	24	4,8	11	847,28	21,7	7,93	
4 x 6	24	4,8	11	966,59	19,1	8,47	
6 x 4	24	4,8	11	1011,78	18,2	8,67	
12 x 2	24	4,8	11	1318,68	14,0	9,89	7,46
3 x 12	36	7,2	7	651,31	28,3	5,68	
6 x 6	36	7,2	7	1324,05	13,9	8,09	
12 x 3	36	7,2	7	1350,83	13,6	10,78	8,18
2 x 24	48	9,6	5	345,33	53,4	3,58	
4 x 12	48	9,6	5	906,78	20,3	5,80	
6 x 8	48	9,6	5	1609,26	11,5	7,73	
12 x 4	48	9,6	5	1998,55	9,2	8,61	6,43
3 x 24	72	14,4	3	414,96	44,4	3,20	
6 x 12	72	14,4	3	1048,02	17,6	5,09	
12 x 6	72	14,4	3	2643,44	7,0	8,08	5,46

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 28A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 11

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	53,36	100,0	10,26	10,26
1 x 2	2	0,4	143	52,26	102,1	7,18	
2 x 1	2	0,4	143	63,71	83,7	7,92	7,55
1 x 3	3	0,6	95	48,49	110,0	5,65	
3 x 1	3	0,6	95	96,56	76,7	6,76	6,21
1 x 4	4	0,8	71	64,21	83,1	5,63	
2 x 2	4	0,8	71	56,32	94,7	5,27	
4 x 1	4	0,8	71	81,85	65,2	6,35	5,75
1 x 6	6	1,2	47	53,88	99,0	4,21	
2 x 3	6	1,2	47	44,88	118,9	3,84	
3 x 2	6	1,2	47	60,28	88,5	4,45	
6 x 1	6	1,2	47	87,53	61,0	5,36	4,47
1 x 8	8	1,6	35	50,75	105,1	3,54	
2 x 4	8	1,6	35	64,59	82,6	3,99	
4 x 2	8	1,6	35	74,90	71,2	4,30	3,94
1 x 12	12	2,4	23	46,89	113,8	2,78	
2 x 6	12	2,4	23	58,12	91,8	3,09	
3 x 4	12	2,4	23	71,55	74,6	3,43	
4 x 3	12	2,4	23	50,95	104,7	2,89	
6 x 2	12	2,4	23	80,31	66,4	3,63	
12 x 1	12	2,4	23	112,93	47,3	4,31	3,36
2 x 8	16	3,2	17	54,27	98,3	2,59	
4 x 4	16	3,2	17	82,76	64,5	3,19	2,89
3 x 6	18	3,6	15	58,53	91,2	2,53	
6 x 3	18	3,6	15	40,29	132,4	2,10	2,32
1 x 24	24	4,8	11	54,47	97,9	2,12	
2 x 12	24	4,8	11	37,18	143,5	1,75	
3 x 8	24	4,8	11	67,96	78,5	2,36	
4 x 6	24	4,8	11	64,71	82,5	2,31	
6 x 4	24	4,8	11	80,22	66,5	2,57	
12 x 2	24	4,8	11	76,26	70,0	2,50	2,27
3 x 12	36	7,2	7	50,84	104,9	1,67	
6 x 6	36	7,2	7	39,03	136,7	1,46	
12 x 3	36	7,2	7	14,80	360,5	0,90	1,34
2 x 24	48	9,6	5	71,93	74,2	1,72	
4 x 12	48	9,6	5	19,76	270,0	0,90	
6 x 8	48	9,6	5	31,64	168,6	1,14	
12 x 4	48	9,6	5	107,14	49,8	2,10	1,47
3 x 24	72	14,4	3	108,52	49,2	1,72	
6 x 12	72	14,4	3	6,58	818,4	0,42	
12 x 6	72	14,4	3	15,45	345,3	0,65	0,93

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 29A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 12

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	171,08	100,0	14,85	14,85
1 x 2	2	0,4	143	172,15	99,4	10,53	
2 x 1	2	0,4	143	224,34	76,3	12,02	11,28
1 x 3	3	0,6	95	184,82	92,6	8,91	
3 x 1	3	0,6	95	275,58	62,1	10,88	9,90
1 x 4	4	0,8	71	202,67	84,4	8,08	
2 x 2	4	0,8	71	245,45	69,7	8,89	
4 x 1	4	0,8	71	307,45	55,6	9,95	8,97
1 x 6	6	1,2	47	253,53	67,5	7,38	
2 x 3	6	1,2	47	260,45	65,7	7,48	
3 x 2	6	1,2	47	321,27	53,3	8,31	
6 x 1	6	1,2	47	421,15	40,6	9,51	8,17
1 x 8	8	1,6	35	287,63	59,5	6,81	
2 x 4	8	1,6	35	322,10	53,1	7,20	
4 x 2	8	1,6	35	383,04	44,7	7,85	7,29
1 x 12	12	2,4	23	300,17	57,0	5,68	
2 x 6	12	2,4	23	453,01	37,8	6,97	
3 x 4	12	2,4	23	446,46	38,3	6,92	
4 x 3	12	2,4	23	452,67	37,8	6,97	
6 x 2	12	2,4	23	543,62	31,5	7,64	
12 x 1	12	2,4	23	695,69	24,6	8,64	7,14
2 x 8	16	3,2	17	486,84	35,1	6,26	
4 x 4	16	3,2	17	568,69	30,1	6,77	6,51
3 x 6	18	3,6	15	633,22	27,0	6,73	
6 x 3	18	3,6	15	671,05	25,5	6,93	6,83
1 x 24	24	4,8	11	60,32	283,6	1,80	
2 x 12	24	4,8	11	549,68	31,1	5,43	
3 x 8	24	4,8	11	690,16	24,8	6,09	
4 x 6	24	4,8	11	849,75	20,1	6,75	
6 x 4	24	4,8	11	857,38	19,9	6,78	
12 x 2	24	4,8	11	947,85	18,0	7,13	5,66
3 x 12	36	7,2	7	781,41	21,9	5,29	
6 x 6	36	7,2	7	1279,76	13,4	6,77	
12 x 3	36	7,2	7	1273,46	13,4	6,75	6,27
2 x 24	48	9,6	5	93,45	183,1	1,58	
4 x 12	48	9,6	5	1067,13	16,0	5,35	
6 x 8	48	9,6	5	1454,69	11,8	6,25	
12 x 4	48	9,6	5	1627,14	10,5	6,61	4,95
3 x 24	72	14,4	3	60,29	283,7	1,04	
6 x 12	72	14,4	3	1762,16	9,7	5,61	
12 x 6	72	14,4	3	2776,86	6,2	7,05	4,57

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 30A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 13

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	60,38	100,0	11,67	11,67
1 x 2	2	0,4	143	83,16	72,6	9,68	
2 x 1	2	0,4	143	88,63	68,1	9,99	9,84
1 x 3	3	0,6	95	89,20	67,7	8,18	
3 x 1	3	0,6	95	107,77	56,0	9,00	8,59
1 x 4	4	0,8	71	105,60	57,2	7,71	
2 x 2	4	0,8	71	136,50	44,2	8,77	
4 x 1	4	0,8	71	130,66	46,2	8,58	8,35
1 x 6	6	1,2	47	104,71	57,7	6,27	
2 x 3	6	1,2	47	145,18	41,6	7,38	
3 x 2	6	1,2	47	171,64	35,2	8,03	
6 x 1	6	1,2	47	182,05	33,2	8,27	7,49
1 x 8	8	1,6	35	94,15	64,1	5,15	
2 x 4	8	1,6	35	172,94	34,9	6,98	
4 x 2	8	1,6	35	214,04	28,2	7,76	6,63
1 x 12	12	2,4	23	100,38	60,2	4,34	
2 x 6	12	2,4	23	171,14	35,3	5,67	
3 x 4	12	2,4	23	231,62	26,1	6,59	
4 x 3	12	2,4	23	223,78	27,0	6,48	
6 x 2	12	2,4	23	310,75	19,4	7,64	
12 x 1	12	2,4	23	297,67	20,3	7,48	6,37
2 x 8	16	3,2	17	136,33	44,3	4,38	
4 x 4	16	3,2	17	289,05	20,9	6,38	5,38
3 x 6	18	3,6	15	232,63	26,0	5,40	
6 x 3	18	3,6	15	327,32	18,4	6,40	5,90
1 x 24	24	4,8	11	95,06	29,0	2,99	
2 x 12	24	4,8	11	166,51	50,9	3,95	
3 x 8	24	4,8	11	171,22	35,3	4,01	
4 x 6	24	4,8	11	290,81	20,8	5,23	
6 x 4	24	4,8	11	434,91	13,9	6,39	
12 x 2	24	4,8	11	527,52	11,4	7,04	4,94
3 x 12	36	7,2	7	199,48	30,3	3,53	
6 x 6	36	7,2	7	436,38	13,8	5,23	
12 x 3	36	7,2	7	532,88	11,3	5,77	4,84
2 x 24	48	9,6	5	160,66	37,6	2,75	
4 x 12	48	9,6	5	269,29	22,4	3,56	
6 x 8	48	9,6	5	309,50	19,5	3,81	
12 x 4	48	9,6	5	710,70	8,5	5,78	3,98
3 x 24	72	14,4	3	239,44	25,2	2,74	
6 x 12	72	14,4	3	411,51	14,7	3,59	
12 x 6	72	14,4	3	693,17	8,7	4,65	3,66

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 31A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 14

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	139,58	100,0	13,89	13,89
1 x 2	2	0,4	143	149,65	93,3	10,17	
2 x 1	2	0,4	143	206,17	67,7	11,94	11,05
1 x 3	3	0,6	95	164,94	84,6	8,72	
3 x 1	3	0,6	95	226,26	61,7	10,21	9,47
1 x 4	4	0,8	71	175,05	79,7	7,78	
2 x 2	4	0,8	71	225,96	61,8	8,84	
4 x 1	4	0,8	71	262,54	53,2	9,52	8,71
1 x 6	6	1,2	47	183,60	76,0	6,50	
2 x 3	6	1,2	47	271,30	51,4	7,91	
3 x 2	6	1,2	47	282,26	49,5	8,06	
6 x 1	6	1,2	47	351,77	39,7	9,00	7,87
1 x 8	8	1,6	35	161,68	86,3	5,29	
2 x 4	8	1,6	35	293,01	47,6	7,12	
4 x 2	8	1,6	35	314,31	44,4	7,37	6,59
1 x 12	12	2,4	23	147,03	94,9	4,12	
2 x 6	12	2,4	23	308,32	45,3	5,96	
3 x 4	12	2,4	23	405,40	34,4	6,83	
4 x 3	12	2,4	23	420,93	33,2	6,96	
6 x 2	12	2,4	23	456,31	30,6	7,25	
12 x 1	12	2,4	23	465,21	30,0	7,32	6,40
2 x 8	16	3,2	17	253,78	55,0	4,68	
4 x 4	16	3,2	17	466,99	29,9	6,35	5,51
3 x 6	18	3,6	15	464,62	30,0	5,97	
6 x 3	18	3,6	15	662,89	21,1	7,14	6,55
1 x 24	24	4,8	11	186,39	74,9	3,00	
2 x 12	24	4,8	11	195,06	71,6	3,35	
3 x 8	24	4,8	11	333,41	41,9	4,38	
4 x 6	24	4,8	11	525,12	26,6	5,50	
6 x 4	24	4,8	11	717,18	19,5	6,43	
12 x 2	24	4,8	11	586,60	23,8	5,81	4,74
3 x 12	36	7,2	7	292,80	47,7	3,35	
6 x 6	36	7,2	7	867,39	16,1	5,77	
12 x 3	36	7,2	7	816,90	17,1	5,60	4,91
2 x 24	48	9,6	5	289,28	48,3	3,00	
4 x 12	48	9,6	5	282,71	49,4	2,85	
6 x 8	48	9,6	5	492,68	28,3	3,77	
12 x 4	48	9,6	5	1079,90	12,9	5,58	3,80
3 x 24	72	14,4	3	404,36	34,5	2,79	
6 x 12	72	14,4	3	517,26	27,0	3,15	
12 x 6	72	14,4	3	1317,34	10,6	5,03	3,66

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 32A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 15

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	66,43	100,0	14,00	14,00
1 x 2	2	0,4	143	88,95	74,7	11,46	
2 x 1	2	0,4	143	98,05	67,8	12,03	11,75
1 x 3	3	0,6	95	116,11	57,2	10,69	
3 x 1	3	0,6	95	119,79	55,5	10,86	10,78
1 x 4	4	0,8	71	129,23	51,4	9,77	
2 x 2	4	0,8	71	142,22	46,7	10,25	
4 x 1	4	0,8	71	145,03	45,8	10,35	10,12
1 x 6	6	1,2	47	129,78	51,2	7,99	
2 x 3	6	1,2	47	193,88	34,3	9,77	
3 x 2	6	1,2	47	178,36	37,2	9,37	
6 x 1	6	1,2	47	196,82	33,8	9,84	9,24
1 x 8	8	1,6	35	141,46	47,0	7,23	
2 x 4	8	1,6	35	216,50	30,7	8,94	
4 x 2	8	1,6	35	217,22	30,6	8,95	8,37
1 x 12	12	2,4	23	128,67	51,6	5,63	
2 x 6	12	2,4	23	225,34	29,5	7,44	
3 x 4	12	2,4	23	271,72	24,4	8,18	
4 x 3	12	2,4	23	296,34	22,4	8,54	
6 x 2	12	2,4	23	318,70	20,8	8,85	
12 x 1	12	2,4	23	336,95	19,7	9,11	7,96
2 x 8	16	3,2	17	231,10	28,7	6,53	
4 x 4	16	3,2	17	335,67	19,8	7,87	7,20
3 x 6	18	3,6	15	262,05	25,4	6,56	
6 x 3	18	3,6	15	434,41	15,3	8,44	7,50
1 x 24	24	4,8	11	110,83	60,0	3,69	
2 x 12	24	4,8	11	208,36	31,9	5,06	
3 x 8	24	4,8	11	290,02	22,9	5,97	
4 x 6	24	4,8	11	318,46	20,9	6,26	
6 x 4	24	4,8	11	497,42	13,4	7,82	
12 x 2	24	4,8	11	584,98	11,4	8,48	6,21
3 x 12	36	7,2	7	208,08	31,9	4,13	
6 x 6	36	7,2	7	474,75	14,0	6,24	
12 x 3	36	7,2	7	843,30	7,9	8,31	6,23
2 x 24	48	9,6	5	199,57	33,3	3,50	
4 x 12	48	9,6	5	224,70	29,6	3,72	
6 x 8	48	9,6	5	517,73	12,8	5,64	
12 x 4	48	9,6	5	1000,85	6,6	7,85	5,18
3 x 24	72	14,4	3	87,00	76,4	1,89	
6 x 12	72	14,4	3	321,78	20,6	3,63	
12 x 6	72	14,4	3	1087,61	6,1	6,68	4,07

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.

TABELA 33A. Variância comparável ( $V_c$ ), informação relativa (I.R.) e coeficientes de variação do rendimento de grãos em trigo, para diferentes formas e tamanhos de parcelas ( $CV_{CxL}$ , e por número de unidades básicas:  $CV_x$ ) referente ao experimento 16

Dimensão da parcela (C x L)	Nº de ub (x)	Área (m <sup>2</sup> )	GL	$V_c$	I.R. (%)	$CV_{CxL}$ (%)	$CV_x$ (%) <sup>1</sup>
1 x 1	1	0,2	287	281,29	100,0	16,16	16,16
1 x 2	2	0,4	143	243,10	115,7	10,62	
2 x 1	2	0,4	143	437,37	64,3	14,24	12,43
1 x 3	3	0,6	95	300,89	93,5	9,64	
3 x 1	3	0,6	95	581,22	48,4	13,41	11,53
1 x 4	4	0,8	71	325,34	86,5	8,69	
2 x 2	4	0,8	71	385,89	72,9	9,46	
4 x 1	4	0,8	71	743,04	37,9	13,13	10,43
1 x 6	6	1,2	47	350,83	80,2	7,37	
2 x 3	6	1,2	47	514,07	54,7	8,91	
3 x 2	6	1,2	47	504,39	55,8	8,83	
6 x 1	6	1,2	47	894,86	31,4	11,76	9,22
1 x 8	8	1,6	35	507,66	55,4	7,67	
2 x 4	8	1,6	35	578,85	48,6	8,19	
4 x 2	8	1,6	35	647,11	43,5	8,66	8,17
1 x 12	12	2,4	23	495,05	56,8	6,19	
2 x 6	12	2,4	23	604,04	46,6	6,83	
3 x 4	12	2,4	23	784,84	35,8	7,79	
4 x 3	12	2,4	23	899,69	31,3	8,34	
6 x 2	12	2,4	23	844,93	33,3	8,08	
12 x 1	12	2,4	23	1591,34	17,7	11,09	8,05
2 x 8	16	3,2	17	919,02	30,6	7,30	
4 x 4	16	3,2	17	974,82	28,9	7,51	7,41
3 x 6	18	3,6	15	851,51	33,0	6,63	
6 x 3	18	3,6	15	1253,11	22,4	8,04	7,34
1 x 24	24	4,8	11	251,86	111,7	3,12	
2 x 12	24	4,8	11	904,92	31,1	5,91	
3 x 8	24	4,8	11	1364,23	20,6	7,26	
4 x 6	24	4,8	11	1043,10	26,9	6,35	
6 x 4	24	4,8	11	1381,16	20,4	7,31	
12 x 2	24	4,8	11	1465,51	19,2	7,53	6,25
3 x 12	36	7,2	7	1377,57	20,4	5,96	
6 x 6	36	7,2	7	1410,97	20,0	6,03	
12 x 3	36	7,2	7	2260,74	12,4	7,63	6,54
2 x 24	48	9,6	5	429,96	65,4	2,88	
4 x 12	48	9,6	5	1602,97	17,5	5,56	
6 x 8	48	9,6	5	2610,62	10,8	7,10	
12 x 4	48	9,6	5	2489,11	11,3	6,93	5,62
3 x 24	72	14,4	3	606,05	46,4	2,79	
6 x 12	72	14,4	3	2664,54	10,6	5,86	
12 x 6	72	14,4	3	2428,55	11,6	5,59	4,75

<sup>1</sup> O coeficiente de variação de parcelas de tamanho x é considerado como a média aritmética de todos os  $CV_{CxL}$  para um determinado tamanho de x.