

# BRAGANTIA

Revista Científica do Instituto Agrônômico do Estado de São Paulo

Vol. 37

Campinas, julho de 1978

N.º 9

## TAMANHO DA PARCELA E NÚMERO DE REPETIÇÕES EM EXPERIMENTOS COM MORANGUEIRO (2)

VIOLETA NAGAI (2), *Seção de Técnica Experimental e Cálculo*, FRANCISCO ANTONIO PASSOS, *Seção de Hortaliças de Frutos*, HÉLIO JOSÉ SCARANARI (2) e FERNANDO PICARELLI MARTINS (2), *Estação Experimental de Jundiaí, Instituto Agrônômico (2)*

### SINOPSE

São discutidos os resultados obtidos em um ensaio de uniformidade, constituído de 432 unidades básicas de 0,54 m<sup>2</sup>, para determinação de tamanho, forma de parcelas e número de repetições para experimentos com morangueiro. As unidades básicas foram agrupadas de modo a permitir o estudo de 32 diferentes formatos de parcelas. A partir dos dados de produção foram calculados, para cada formato, os coeficientes de variação, cujos valores praticamente independeram da forma de parcela até agrupamentos de seis unidades básicas.

A medida de variabilidade do solo foi o índice *b* calculado através da fórmula empírica desenvolvida por Fairfield Smith,  $V_x = V/x^b$ . O valor 0,2214 obtido para *b* indicou que o solo onde o ensaio foi conduzido era bastante homogêneo. O tamanho ótimo da parcela, determinado para diferentes relações de preços de custo do ensaio associados ao índice *b*, variou de 0,28 a 2,55 unidades básicas com áreas de 0,15 a 1,38 m<sup>2</sup>. Utilizando o método de Hatheway determinou-se que em área total fixa, parcelas menores e maior número de repetições permitem detectar diferenças menores entre médias de tratamentos.

### 1 — INTRODUÇÃO

A determinação do número adequado de repetições e do tamanho apropriado da parcela para experimentação no campo é uma das técnicas utilizadas para redução da va-

riabilidade atribuída ao acaso. Dados experimentais dos quais são eliminados os efeitos de tratamentos (8, 9) e ensaios de uniformidade, são utilizados nesse tipo de estudo. Em ensaios

(1) Trabalho apresentado na 29.ª Reunião Anual da SBPC. Recebido para publicação em 20 de dezembro de 1977.

(2) Com bolsa de suplementação do C.N.Pq.

(3) Os autores agradecem ao Dr. Armando Conagin, as sugestões apresentadas na realização do trabalho.

em branco, como também são chamados os ensaios de uniformidade, foi observado que solos de aparência uniforme apresentavam, não raramente, heterogeneidade acentuada e que a fertilidade não era distribuída casualmente. Com base nessas observações e nas de que parcelas adjacentes estariam mais correlacionadas que as mais distantes, Smith (11) desenvolveu uma fórmula empírica para determinação do tamanho ótimo de parcelas. Em seu estudo propõe o índice **b**, coeficiente de regressão da relação linear entre o logaritmo da variância e o logaritmo do tamanho da parcela como medida de heterogeneidade do solo, o qual, associado a uma função de custo, permite estimar o tamanho ótimo da parcela. Em 1961 Hatheway (6), associando o índice **b** à fórmula de Cochran e Cox (3) para determinação do número de repetições, estabeleceu uma fórmula para cálculo do tamanho conveniente da parcela independente do custo. A fórmula proposta por Hatheway permite estabelecer o tamanho da parcela para uma determinada diferença entre médias que o experimentador quer detectar, ou conhecer "a priori" a diferença que poderá ser detectada entre médias para um determinado tamanho de parcela.

A redução do erro experimental conseguida através da utilização do número de repetições e do tamanho de parcela mais conveniente para determinada cultura não pode ser generalizada a outras culturas devido às diferenças de comportamento em relação a fertilidade do solo, clima, manejo experimental etc.

É objetivo deste trabalho estimar o tamanho de parcela e o nú-

mero de repetições mais adequados para experimentos de campo com o morangueiro.

## 2 — MATERIAL E MÉTODOS

Os dados analisados se referem a resultados de produção de um ensaio de uniformidade instalado em abril de 1976 na Estação Experimental de Jundiá, SP., com morangueiro cultivar campinas (IAC-2712).

Com base nos resultados de análise química do solo, a área experimental recebeu calagem e adubação básica com nitrogênio, fósforo e potássio nas formas de sulfato de amônio, superfosfato simples e cloreto de potássio respectivamente.

O espaçamento entre plantas e entre linhas foi de 0,3 m. A área útil do ensaio era de 233,34 m<sup>2</sup>, formada por 18 linhas de 144 plantas. Cada unidade básica se compõe de seis plantas consecutivas nas linhas, perfazendo um total de 432, com área de 0,54 m<sup>2</sup> cada uma.

Para obtenção dos diferentes formatos de parcelas, as unidades adjacentes foram agrupadas no sentido do comprimento e da largura. No sentido do comprimento as 24 unidades foram tomadas 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 6 a 6, 8 a 8, 12 a 12 e 24 a 24 e no sentido da largura 2 a 2, 3 a 3 e 6 a 6.

O número de repetições variou de 3 a 432 em função dos tamanhos das parcelas. No quadro 1 podem ser vistos os tipos de parcela estudados e as áreas correspondentes. Não foram formadas parcelas de largura superior a 1,8 m, devido à dificuldade da colheita em canteiros mais largos.

## 2.1 — MÉTODOS DE ANÁLISE

Na determinação do tamanho de parcela foram aplicados os métodos propostos por Smith (11) e por Hatheway (6).

**2.1.1 — Método de regressão segundo Smith.** — Aplicou-se a fórmula empírica de Smith:  $V_x = V/x^b$ , onde  $V_x$ , variância da produção por área unitária, em parcelas de  $x$  unidades, é  $V_r/x$ , sendo  $V_r$  a variância reduzida à unidade básica e  $x$  o número de unidades tomadas para constituição da parcela.

Aplicando logaritmo à fórmula  $V_x = V/x^b$ , temos:  $\log V_x = \log V - b \log x$ . O coeficiente  $b$  de regressão linear mede a heterogeneidade do solo e varia de zero a um, correspondendo respectivamente a um máximo e um mínimo de correlação entre as parcelas ou a um mínimo e um máximo de heterogeneidade.

Smith associou ao índice  $b$  uma função de custo, obtendo a fórmula  $x = bK_1/(1-b)K_2$  para determinação do tamanho ótimo da parcela.  $K_1$  representa a parte do custo total proporcional ao número de parcelas por tratamento e  $K_2$  a parte do custo total proporcional à área total por tratamento. Na prática os valores  $K_1$  e  $K_2$  não se encontram bem determinados. Para soja, por exemplo, têm sido empregados os valores 60:40, 70:30 e 80:20, para a relação  $K_1/K_2$  (4, 7). Considerando que a colheita do morango é feita em várias etapas, foi utilizada também a relação 90:10 no cálculo do tamanho ótimo da parcela.

**2.1.2 — Método de Hatheway** — Para o cálculo do tamanho de parcela empregou-se tam-

bém a fórmula de Hatheway  $x^b = 2(t_1 + t_2)CV^2/rd^2$ , onde  $x$  é o número de parcelas em unidades básicas,  $b$  o índice de heterogeneidade do solo,  $t_1$  o valor do teste  $t$  ao nível de 5% de probabilidade,  $t_2 = 2(1-P)$ , sendo  $P$  a probabilidade de detectar diferença significativa,  $CV$  o coeficiente de variação do experimento,  $r$  o número de repetições a ser utilizado e  $d$  a diferença entre médias em porcentagem da média (6). A fórmula de Hatheway foi empregada considerando três itens:

a) De modo geral, nos ensaios com morangueiros têm sido usadas parcelas de 3,50 m<sup>2</sup> para estudo de 5 a 10 tratamentos em blocos ao acaso com 4 a 6 repetições (1, 2), mas sabe-se que um número maior de repetições de parcelas menores pode levar a melhor discriminação entre as médias. Então, para o cálculo do tamanho mais conveniente de parcelas foram tomadas 4, 6, 8, 10 e 12 repetições ( $r$ ) para estudo de experimentos em bloco ao acaso com 6 e 10 tratamentos hipotéticos. Nestes experimentos foram supostos os possíveis coeficientes de variação de 10, 15 e 20% e as diferenças a serem detectadas entre médias foram tomadas como 10, 15 e 20, em porcentagem da média. Os valores  $t_1$  e  $t_2$  foram os tabelados para 5% e 20% ( $P = 0,90$ ).

b) Considerando um mínimo de 24 parcelas foram estimadas diferenças mínimas significativas detectáveis nos diferentes tipos de parcelas formados a partir do ensaio de uniformidade usando o coeficiente de variação obtido e os valores de  $t_1$  e  $t_2$  tabelados para 5% e 40% ( $P = 0,80$ ).

c) Para esses níveis de probabilidade de  $t_1$  e  $t_2$  com graus de liberdade bastante altos e coeficiente de variação de 15 e 20%, foram calculadas também as diferenças mínimas que poderiam ser detectadas se se utilizassem parcelas menores com maior número de repetições corres-

pondendo a uma área fixa. Assim foram comparados os valores obtidos com as seguintes áreas de parcelas, em  $m^2$ , e número de repetições: 0,54 x 4 e 1,08 x 2; 0,54 x 6 e 1,62 x 2; 0,54 x 8, 1,08 x 4 e 2,16 x 2; 0,54 x 12, 1,62 x 4 e 3,24 x 2.

QUADRO 1. — Áreas, em  $m^2$ , de 32 diferentes tipos de parcelas constituídas de diferentes combinações de unidades básicas (UB) agrupadas no sentido do comprimento e da largura

| Agrupamento de UB no sentido da largura | Agrupamentos de UB no sentido do comprimento |            |            |            |            |             |              |              |
|---|--|------------|------------|------------|------------|-------------|--------------|--------------|
|   | 1<br>(1,8)*                                  | 2<br>(3,6) | 3<br>(5,4) | 4<br>(7,2) | 6<br>(7,2) | 8<br>(10,8) | 12<br>(21,6) | 24<br>(43,2) |
|   | Área das parcelas                            |            |            |            |            |             |              |              |
| 1 (0,3)*                                | 0,54   | 1,08       | 1,62       | 2,16       | 3,24       | 4,32        | 6,48         | 12,96        |
| 2 (0,6)                                 | 1,08   | 2,16       | 3,24       | 4,32       | 6,48       | 8,64        | 12,96        | 25,92        |
| 3 (0,9)                                 | 1,62   | 3,24       | 4,86       | 6,48       | 9,72       | 12,96       | 19,44        | 38,88        |
| 6 (1,8)                                 | 3,24   | 6,48       | 9,72       | 12,96      | 19,44      | 25,92       | 38,88        | 77,76        |

(\*) Números em parênteses representam o comprimento ou a largura das unidades básicas.

### 3 — RESULTADOS E DISCUSSÃO

No quadro 2 são apresentadas as produções de frutos, em gramas por unidade básica de  $0,54 m^2$ . Não foram feitos ajustes por covariância, pois os "stands" foram homogêneos.

O coeficiente de variação (CV) para cada tipo de parcela é mostrado no quadro 3, além dos valores dos coeficientes de correlação obtidos entre o CV e o comprimento e a largura das parcelas. Nesse quadro observa-se que nos agrupamentos até seis unidades básicas praticamente não houve influência do formato da

parcela sobre o coeficiente de variação; acima de oito unidades agrupadas no sentido do comprimento, a largura da parcela pode ser reduzida a 0,30 m. Com 24 unidades básicas agrupadas no sentido do comprimento, à medida que a largura da parcela foi aumentada, aumentaram também os coeficientes de variação, levando mesmo a uma correlação positiva entre estes e a largura.

#### 3.1 — TAMANHO DE PARCELA USANDO O MÉTODO DE REGRESSÃO

Segundo Pearce (10), as soluções de problemas relativos a tamanho de parcela são de modo geral encontradas pela regra proposta por Smith

QUADRO 2. — Produção de frutos de morangueiro, em gramas por parcela unitária de 0,54 m<sup>2</sup>

| L  | C | 1    | 2    | 3    | 4    | 5    | 6    | 7    | 8    | 9    | 10   | 11   | 12   | 13   | 14   | 15   | 16   | 17   | 18   | 19   | 20   | 21   | 22   | 23   | 24   |
|----|---|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 1  | 1 | 1750 | 1811 | 1339 | 1527 | 2020 | 1669 | 1856 | 2338 | 2096 | 1703 | 1869 | 2167 | 1671 | 1139 | 1307 | 1373 | 1893 | 1223 | 1995 | 1350 | 2027 | 1857 | 1681 | 1375 |
| 2  | 1 | 1978 | 1569 | 1137 | 1616 | 1914 | 1616 | 1521 | 2298 | 2074 | 1925 | 1928 | 2491 | 1332 | 1640 | 1464 | 1581 | 1349 | 1354 | 1619 | 1267 | 1751 | 1657 | 1343 | 1392 |
| 3  | 1 | 1675 | 1511 | 1551 | 1674 | 2023 | 1986 | 2110 | 1996 | 2331 | 1754 | 1987 | 1939 | 1171 | 1339 | 1072 | 955  | 1017 | 1318 | 1358 | 1043 | 1277 | 1543 | 1269 | 937  |
| 4  | 1 | 1460 | 1577 | 1422 | 1644 | 1826 | 1641 | 1562 | 1609 | 1297 | 1689 | 1861 | 1494 | 1200 | 1070 | 1250 | 1127 | 1390 | 1465 | 1507 | 1202 | 1080 | 1538 | 1411 | 1373 |
| 5  | 1 | 1485 | 1429 | 1600 | 1590 | 1937 | 1347 | 1304 | 1947 | 1756 | 2182 | 1703 | 1536 | 1308 | 953  | 1167 | 1303 | 1214 | 1290 | 1362 | 1474 | 1678 | 1393 | 1355 | 1246 |
| 6  | 1 | 1608 | 1357 | 1316 | 1346 | 1325 | 1215 | 1608 | 1521 | 1727 | 1638 | 1703 | 1401 | 1285 | 1345 | 1360 | 1395 | 1507 | 1121 | 1339 | 1412 | 1634 | 1174 | 1435 | 1207 |
| 7  | 1 | 1005 | 1084 | 1129 | 1031 | 1016 | 1110 | 836  | 933  | 947  | 1045 | 1022 | 1070 | 1604 | 1506 | 1630 | 1510 | 1336 | 1518 | 1071 | 1339 | 1054 | 1281 | 1413 | 821  |
| 8  | 1 | 1069 | 1004 | 1295 | 906  | 1044 | 1103 | 971  | 987  | 885  | 1145 | 1138 | 1870 | 1554 | 1620 | 1571 | 1139 | 1459 | 1335 | 1031 | 1249 | 1138 | 1039 | 884  | 1252 |
| 9  | 1 | 886  | 834  | 1219 | 1146 | 981  | 1007 | 1069 | 933  | 1064 | 999  | 1026 | 1233 | 1969 | 1501 | 1336 | 1204 | 1152 | 1305 | 1267 | 1000 | 1102 | 1057 | 906  | 1091 |
| 10 | 1 | 1033 | 923  | 755  | 1067 | 1009 | 758  | 907  | 1036 | 1360 | 1183 | 2203 | 1284 | 1629 | 1767 | 1696 | 1168 | 1295 | 1401 | 1026 | 961  | 921  | 1004 | 930  | 1025 |
| 11 | 1 | 918  | 1017 | 933  | 1350 | 1216 | 1348 | 871  | 1097 | 1199 | 1084 | 1407 | 1851 | 1377 | 1555 | 1544 | 1363 | 1230 | 1364 | 1173 | 831  | 1049 | 1388 | 1125 | 886  |
| 12 | 1 | 1036 | 1312 | 652  | 883  | 943  | 1164 | 1157 | 1375 | 1205 | 1091 | 1169 | 1240 | 1127 | 1360 | 1379 | 1318 | 1221 | 1461 | 1055 | 1074 | 972  | 1196 | 1065 | 1225 |
| 13 | 1 | 1328 | 1145 | 1557 | 1287 | 1670 | 1366 | 1459 | 1340 | 1360 | 1251 | 1099 | 985  | 1977 | 1843 | 1968 | 2195 | 1425 | 1454 | 1835 | 1694 | 1546 | 1425 | 1846 | 1569 |
| 14 | 1 | 1193 | 1156 | 977  | 1271 | 1407 | 1562 | 1369 | 1488 | 1198 | 1296 | 1002 | 1056 | 2048 | 1789 | 1641 | 1421 | 1718 | 1872 | 1862 | 1339 | 1883 | 1386 | 1247 | 1193 |
| 15 | 1 | 1307 | 1569 | 1262 | 982  | 1038 | 1300 | 1393 | 1067 | 1036 | 1053 | 1029 | 997  | 2087 | 1626 | 2125 | 1725 | 1712 | 1385 | 1512 | 1567 | 1480 | 1470 | 1248 | 1314 |
| 16 | 1 | 1604 | 1626 | 1406 | 872  | 1156 | 1373 | 1328 | 1032 | 1523 | 1329 | 974  | 1034 | 1741 | 1870 | 1647 | 1158 | 1300 | 1769 | 1489 | 1588 | 1825 | 1405 | 1425 | 1523 |
| 17 | 1 | 1309 | 1250 | 1270 | 1491 | 1026 | 1384 | 1375 | 1205 | 1310 | 1576 | 1218 | 1172 | 2503 | 1822 | 1841 | 1474 | 1590 | 1516 | 1661 | 1790 | 1678 | 1386 | 1705 | 1394 |
| 18 | 1 | 1591 | 1606 | 1087 | 1135 | 1044 | 1430 | 1687 | 1512 | 1151 | 1382 | 1307 | 1208 | 1650 | 1637 | 1891 | 1568 | 1695 | 1674 | 1697 | 1206 | 1381 | 1527 | 1199 | 1458 |

QUADRO 3. — Coeficientes de variação (CV%) das diferentes parcelas e valores do coeficiente de correlação r(C) entre o CV e o comprimento (C) e r(L) entre o CV e a largura (L) das parcelas em unidades básicas (UB)

| Agrupamento de UB no sentido da largura (L) | Agrupamento de UB no sentido do comprimento (C) |         |         |         |         |         | r (C)   |        |         |
|---|---|---------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|---------|
|   | 1   | 2       | 3       | 4       | 6       | 8       |         | 12     | 24      |
| 1   | 23,41   | 21,21   | 20,42   | 19,93   | 19,00   | 15,54   | 17,12   | 10,86  | -0,9434 |
| 2   | 21,19   | 19,78   | 19,47   | 18,85   | 18,45   | 15,95   | 16,89   | 12,82  | -0,9123 |
| 3   | 20,46   | 19,46   | 19,15   | 18,73   | 18,41   | 14,82   | 16,97   | 13,00  | -0,9000 |
| 6   | 19,04   | 18,53   | 18,45   | 18,10   | 18,01   | 14,58   | 17,04   | 13,73  | -0,8503 |
| Coeficientes de variação                    |   |         |         |         |         |         |         |        |         |
| r (L)                                       | -0,9215   | -0,8862 | -0,9356 | -0,8039 | -0,9179 | -0,9007 | -0,9152 | 0,8666 |         |

para variações devidas à heterogeneidade do solo. Este método, aplicado aos dados do presente trabalho resultou em valor de  $b = 0,2214$ , indicando grande homogeneidade do solo. Nas relações de custo indicadas no quadro 4 foram estimados os tamanhos de parcelas para custo mínimo do ensaio. Neste quadro observa-se que, mesmo para a relação mais

drástica de valores de  $K_1$  e  $K_2$ , o tamanho ótimo da parcela foi inferior a três unidades básicas, com  $1,38 \text{ m}^2$  de área. Parcelas de área semelhante a esta foram utilizadas por Cunha e Carbonari (5). Em experimentos para estudo de 8 tratamentos em 4 repetições, as parcelas tinham áreas de  $1,44 \text{ m}^2$  sendo o coeficiente de variação de 11,7%.

QUADRO 4. — Tamanho ótimo de parcela para experimento de campo com morangueiro em diferentes relações de preços de  $K_1$  e  $K_2$ , com índice de heterogeneidade igual a 0,2214

| $K_1 : K_2$ | Tamanho de parcela em:  |                      |
|-------------|-------------------------|----------------------|
|             | N.º de unidades básicas | Área em $\text{m}^2$ |
| 50 : 50     | 0,28                    | 0,15                 |
| 60 : 40     | 0,42                    | 0,23                 |
| 70 : 30     | 0,66                    | 0,36                 |
| 80 : 20     | 1,14                    | 0,61                 |
| 90 : 10     | 2,55                    | 1,38                 |

Quando a parte do custo relativo ao tamanho da parcela torna-se menor, parcelas maiores são mais econômicas, devido à grande influência do número de parcelas sobre o custo do experimento.

### 3.2 — ESTIMATIVA DO TAMANHO ÓTIMO DE PARCELA PELO MÉTODO DE HATHEWAY

a) Os tamanhos de parcelas para detectar, ao nível de 5% de probabilidade, diferenças entre médias em experimentos em blocos ao acaso com seis e dez tratamentos, considerando diferentes coeficientes de variação e números de repetições são mostrados no quadro 5. Obser-

va-se que um aumento de 5% no coeficiente de variação leva a um aumento brusco no tamanho da parcela para uma mesma diferença mínima e igual número de repetições. O tamanho da parcela, entretanto, é praticamente o mesmo em experimentos com 6 ou 10 tratamentos quando são mantidos a diferença a ser comprovada e o coeficiente de variação, e aumenta o número de repetições. Para coeficientes de variação de 15%, de modo geral obtidos em experimentos de campo, mesmo com o emprego de 10 a 12 repetições o tamanho da parcela para detectar diferenças de 15% entre médias ainda seria muito grande. Para diferenças de 20% com esses mesmos números

de repetições os tamanhos de parcela a serem utilizados seriam bem razoáveis na prática. A tabela do quadro 5 permite a escolha do tamanho mais conveniente da parcela quando o experimento tiver um número de trata-

mentos próximo a 6 ou 10. Observa-se ainda que é necessário praticamente triplicar o tamanho da parcela quando o número de repetições diminui em 2 unidades para detectar uma mesma diferença mínima.

QUADRO 5. — Tamanhos das parcelas, em m<sup>2</sup>, mais convenientes para detectar, ao nível de 5% de probabilidade, diferenças (d) de 10, 15 e 20% entre médias, em experimentos em blocos ao acaso com 6 e 10 tratamentos e diferentes números de repetições (r) e coeficientes de variação (CV)

| r  | d  | k = 6  |         |       | k = 10 |         |       |
|----|----|--------|---------|-------|--------|---------|-------|
|    |    | CV     |         |       | CV     |         |       |
|    |    | 10     | 15      | 20    | 10     | 15      | 20    |
| 4  | 10 | 1802,0 | 70254,0 | —     | 1362,0 | 53087,0 | —     |
|    | 15 | 46,0   | 1802,0  | —     | 35,0   | 1420,0  | —     |
|    | 20 | 3,0    | 134,0   | —     | 2,5    | 101,0   | —     |
| 6  | 10 | 224,0  | 8737,0  | —     | 194,0  | 7554,0  | —     |
|    | 15 | 6,4    | 224,0   | —     | 5,0    | 194,0   | —     |
|    | 20 | 0,4    | 17,0    | 219,0 | 0,4    | 14,0    | 194,0 |
| 8  | 10 | 55,0   | 2145,0  | —     | 49,0   | 1918,0  | —     |
|    | 15 | 1,4    | 55,0    | —     | 1,3    | 49,0    | —     |
|    | 20 | 0,1    | 4,0     | 54,0  | 0,1    | 4,0     | 49,0  |
| 10 | 10 | 19,0   | 752,0   | —     | 17,0   | 675,0   | —     |
|    | 15 | 0,5    | 19,0    | —     | 0,4    | 17,0    | 233,0 |
|    | 20 | — *    | 1,4     | 19,0  | —      | 1,2     | 17,0  |
| 12 | 10 | 8,0    | 304,0   | —     | 7,0    | 293,0   | —     |
|    | 15 | 0,2    | 7,0     | 105,0 | 0,2    | 8,0     | 102,0 |
|    | 20 | —      | 0,6     | 8,0   | —      | 0,6     | 8,0   |

(\*) Os traços indicam tamanho de parcelas menores ou acima dos valores extremos apresentados

b) Nas parcelas de comprimento máximo de 6 unidades básicas foram superpostos 18 e 6 tratamentos com número variável de repetições. As diferenças detectáveis entre as médias, com o teste t ao nível de significância de 5% nos diferentes

tamanhos e formatos de parcelas, são mostrados no quadro 6. Os coeficientes de variação foram obtidos no ensaio de uniformidade e considerou-se um mínimo de 24 unidades experimentais.

QUADRO 6. — Diferenças entre médias (d%), detectáveis pelo teste t ao nível de 5% de probabilidade, em experimento com k tratamentos, r repetições e coeficientes de variação dos respectivos tipos de parcelas compostos a partir do ensaio de uniformidade

| d (%) | k  | r    | Tamanho de parcela em UB<br>no comprimento e largura | CV    |
|-------|----|------|--|-------|
| 19,00 | 18 | x 24 | 1 x 1  | 23,41 |
| 22,56 | 18 | x 12 | 1 x 2  | 21,21 |
| 22,54 | 18 | x 12 | 2 x 1  | 21,19 |
| 25,54 | 18 | x 8  | 1 x 3  | 20,42 |
| 25,59 | 18 | x 3  | 3 x 1  | 20,46 |
| 27,56 | 18 | x 6  | 1 x 4  | 19,63 |
| 27,77 | 18 | x 6  | 2 x 2  | 19,78 |
| 18,18 | 6  | x 12 | 1 x 6  | 19,00 |
| 18,63 | 6  | x 12 | 2 x 3  | 19,47 |
| 18,56 | 6  | x 12 | 3 x 2  | 19,46 |
| 18,22 | 6  | x 12 | 6 x 1  | 19,04 |
| 20,26 | 6  | x 9  | 2 x 4  | 18,85 |
| 22,74 | 6  | x 8  | 3 x 3  | 19,15 |
| 23,59 | 6  | x 6  | 2 x 6  | 18,45 |
| 25,04 | 6  | x 6  | 3 x 4  | 18,73 |
| 23,69 | 6  | x 6  | 6 x 2  | 18,53 |
| 29,63 | 6  | x 4  | 3 x 6  | 18,41 |
| 28,39 | 6  | x 4  | 6 x 3  | 18,45 |

No quadro 6 observa-se que, à medida que diminui o número de repetições as diferenças detectáveis entre tratamentos são cada vez maiores, embora o CV seja menor, indicando assim a importância da utilização de parcelas menores e maior número de repetições. Na utilização de 12 repetições para testar 6 tratamentos considerando o coeficiente de variação 19%, é possível separar médias com diferenças de 18,2%. Usando apenas 4 repetições, mesmo para um coeficiente de variação menor e uma par-

cela de tamanho três vezes maior, só diferenças superiores a 28,3% seriam detectáveis. Ainda nesse quadro verifica-se que a influência sobre o valor de d é semelhante para parcelas mais longas ou mais estreitas. O valor de d para parcelas constituídas de 2 linhas de 3 unidades básicas é 18,63 e de 3 linhas de 2 unidades básicas é 18,56.

c) A importância da técnica na condução dos experimentos, de modo a conseguir uma boa precisão, ou

seja, baixos coeficientes de variação, é também uma das observações que podem ser feitas no quadro 7. O aumento de 5% no coeficiente de variação para mesmo tamanho de parcela e número de repetições implica em aumento de 1,3 vez da diferença mínima a ser detectada. Verifica-se que para uma mesma área a diferença vai aumentando com o maior tamanho da parcela. Com parcelas de área de 0,54 m<sup>2</sup> e 8 repetições

detectam-se diferenças acima de 21,2% entre médias, ao passo que com parcelas de 2,16 m<sup>2</sup> e 2 repetições, apenas diferenças superiores a 36,3% seriam comprovadas estatisticamente para um coeficiente de variação de 15%. A hipótese de nulidade dificilmente será rejeitada em experimentos com coeficientes de variação acima de 15% e pequeno número de repetições.

QUADRO 7. — Diferenças entre médias, em porcentagem, detectáveis pelo teste ao nível de 5% de probabilidade em 80% dos experimentos considerando uma área fixa e variando a área das parcelas, o número de repetições e o coeficiente de variação

| Diferenças entre as médias |          | Área<br>fixa | Área das<br>parcelas | Número de<br>repetições |
|----------------------------|----------|--------------|----------------------|-------------------------|
| CV = 15%                   | CV = 20% |              |                      |                         |
| 29,9                       | 39,9     | 2,16         | 0,54                 | 4                       |
| 39,2                       | 52,3     |              | 1,08                 | 2                       |
| 24,4                       | 32,6     | 3,24         | 0,54                 | 6                       |
| 37,5                       | 50,0     |              | 1,62                 | 2                       |
| 21,2                       | 28,2     | 4,32         | 0,54                 | 8                       |
| 27,7                       | 37,0     |              | 1,08                 | 4                       |
| 36,3                       | 48,4     |              | 2,16                 | 2                       |
| 26,5                       | 35,4     | 6,48         | 1,62                 | 4                       |
| 34,8                       | 46,3     |              | 3,24                 | 2                       |

#### 4 — CONCLUSÕES

a) A forma das parcelas constituídas de no máximo seis unidades básicas praticamente não influi sobre a variância entre as parcelas, podendo-se, portanto, até esse limite, usar parcelas mais largas ou mais estreitas em experimentos com morangueiro.

b) O tamanho ótimo da parcela para experimentos em solos com índice de heterogeneidade em torno de

0,2214 é de 1,38 m<sup>2</sup> quando estimada em 10% a parte do custo total (K<sub>2</sub>) proporcional à área por tratamento. Para valores mais altos de K<sub>2</sub> poderiam ser usadas parcelas menores.

c) É mais vantajoso trabalhar com parcelas menores e maior número de repetições quando se pretende comprovar estatisticamente menores diferenças percentuais entre médias de tratamentos.

d) Alguns tamanhos de parcelas que vêm sendo usados em experimentos com morangueiros poderiam ser reduzidos, desde que o número de repetições fosse o dobro dos que vêm sendo utilizados usualmente.

#### SIZE AND SHAPE OF EXPERIMENTAL PLOTS WITH STRAWBERRY

##### SUMMARY

This paper presents the result of a uniformity trial with strawberry used to investigate size and shape of experimental plots.

There were no big differences in the coefficient of variation using long narrow plots or short wide ones for combinations of 1, 2, 3 and 6 rows, and 1, 2, 3 and 6 basic units down the row. The rule given by Smith to measure the soil variability was used and the estimate of  $b$  was 0.2214 showing great soil homogeneity.

It is given a table for selecting the convenient plot size to test significant differences between two treatment means for a randomized complete blocks design with six and ten treatments varying the number of replications and the coefficient of variation.

##### LITERATURA CITADA

1. CAMARGO, L. S.; ALVES, S. & IGUE, T. Comportamento de variedades de morangueiro na região de Monte Alegre do Sul. *Bragantia* 28:205-217, 1969.
2. ———.; BERNARDI, J. B.; ALVES, S. & ABRAMIDES, E. Comportamento de variedades e híbridos de morangueiro em Monte Alegre do Sul. *Bragantia* 30:49-62, 1971.
3. COCHRAN, W. G. & COX, G. M. *Experimental Designs*. 2.<sup>a</sup> Edição. N. York, John Wiley and Sons, Inc., 1957. 595 p.
4. CORREA, E. S. Estudo do tamanho e forma de parcelas para experimentos de soja. *Pesquisa Agropecuária Brasileira (Série Agronomia)* 9:49-59, 1974.
5. CUNHA, J. R. P. & CARBONARI, R. Competição de novos híbridos de morangueiro (*Fragaria* spp) na região de São Manuel — SP. *Rev. Olericultura* 15:161-162, 1975.
6. HATHEWAY, W. H. Convenient plot size. *Agronomy J.* 53:279-280, 1961.
7. IGUE, T. & MASCARENHAS, H. A. A. Tamanho das parcelas para experimentos de campo com soja. Campinas, Instituto Agrônomico, 1974. 24 p. (Boletim técnico 9)
8. ———.; SOUZA, D. M. & NAGAI, V. Tamanho da parcela mais conveniente para experimentação de campo com arroz. *Ciência e Cultura* 24:1150-1153, 1972.
9. KOCH, E. J. & RIGNEY, J. A. A method of estimating optimum plot size from experimental data. *Agronomy J.* 43:17-21, 1951.
10. PEARCE, S. C. Some considerations in deciding plot size in field trials with trees and bushes. *J. Ind. Soc. agric. Statistics* 7:23-26, 1955.
11. SMITH, F. H. An empirical law describing heterogeneity in the yield of agricultural crops. *J. agric. Sci.* 23:1-23, 1938.