

COMPARAÇÃO DE MÉTODOS DE CORREÇÃO DO RENDIMENTO DE PARCELAS COM ESTANDES VARIADOS.

I. DADOS SIMULADOS¹

ROLAND VENCOVSKY² e COSME DAMIÃO CRUZ³

RESUMO - Por simulação, compararam-se sete métodos de ajuste do rendimento de parcelas com falhas de plantas, a saber: 1) ausência de correção; 2) correção por regra de três; 3) pela fórmula de Zuber (1942); 4) por covariância; 5) por covariância com extrapolação para o estande ideal; 6) por covariância conforme Cruz (1971) e 7) correção baseada em fator de compensação estimado dos dados. Simulou-se o rendimento de 10.800 parcelas de 180 experimentos de competição tomando-se *a priori* diferentes combinações de parâmetros, a saber: coeficientes de variação de 8%, 12%, 16% e 20%; estandes médios de 82%, 74% e 66% em relação ao estande inicial; diferentes níveis de capacidade de compensação do rendimento das parcelas, para cada planta perdida, variando de 0,1 a 0,9. Os sete métodos foram aplicados aos 180 ensaios. Para avaliar a eficiência de cada método tomou-se a soma de quadrados dos desvios entre as médias ajustadas pela correção e as correspondentes médias paramétricas dos tratamentos simulados. Principais conclusões obtidas: a) método 5: o mais eficiente em qualquer situação, resultando, ainda, em menor erro experimental; b) métodos 6 e 7: também eficientes sob alta precisão experimental e pequena porcentagem de falhas; c) método 7: também vantajoso por fornecer medida confiável da capacidade de cultivares em recuperar o rendimento perdido pela mortalidade de plantas.

COMPARISON OF METHODS FOR ADJUSTMENT OF PLOT YIELDS WITH UNEQUAL STAND.

I. SIMULATED DATA

ABSTRACT - A simulation study was made for comparing seven adjustment procedures of plot yields with unequal stand, namely: 1) analysis without adjustment; 2) adjustment proportional to initial stand; 3) based on Zuber's (1942) formula; 4) analysis of covariance; 5) analysis of covariance with extrapolation to initial stand; 6) analysis of covariance as proposed by Cruz (1971); 7) adjustment based on estimated compensation factor. Yield data of 10,800 plots of 180 experiments were simulated based on the following initial parameters: coefficients of variation of 8%, 12%, 16% and 20%; average final survival rates of 82%, 74% and 66%, in relation to initial stand; different compensation rates of yield increase due to missing plants in plots, varying from 0.1 to 0.9. Methods were applied to all 180 experiments. Efficiency of methods was measured by the sum of squares of deviations between adjusted treatment means and corresponding parametric means. Main conclusions drawn: a) method 5: most efficient under all situations resulting also in smaller experimental error; b) methods 6 and 7: also efficient under high experimental precision and high final survival rate; c) method 7: advantageous for providing reliable estimates of the capacity of cultivars in recovering yield lost due to reduced stand.

INTRODUÇÃO

A manutenção da uniformidade dos estandes nas parcelas em ensaios experimentais é fator indispensável para que os parâmetros biológicos possam ser adequadamente estima-

¹ Aceito para publicação em 13 de novembro de 1990

² Professor Titular, Departamento de Genética, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", CEP 13400 Piracicaba, SP.

³ Professor-Assistente, Departamento de Biologia Geral, Universidade Federal de Viçosa, CEP 36570 Viçosa, MG.

dos e as conclusões obtidas tenham validade. Grandes esforços têm sido empregados em estações experimentais para se obter um estande uniforme através do plantio de sementes em excesso, fazendo-se posteriormente debastes para o estande desejado, quando as plantas estão em estágio inicial de crescimento. Entretanto, mesmo após esta prática a parcela pode, algumas vezes, apresentar falhas por ação de pragas, doenças, técnicas culturais, excesso de água etc. Surgem, em consequência desses imprevistos, problemas na realização de certas análises estatísticas, em particular quando o caráter não é medido apenas nas plantas competitivas.

Estudos comparativos dos rendimentos de milho, utilizando diferentes densidades de plantas, demonstram não existir proporcionalidade linear entre o número de plantas e o rendimento observado. Portanto, o ajuste deste caráter para o estande ideal por regra de três simples constitui um procedimento simplório e inadequado, pois conduz a valores superestimados dos rendimentos dos tratamentos. Assim, para se efetuar correção mais precisa, é necessário que o método utilizado leve em consideração tanto a queda de rendimento provocada pelas falhas quanto o acréscimo devido ao efeito de ausência de competição proporcionado por aquelas falhas.

Uma das técnicas de ajuste utilizada em ensaios de milho é a relatada por Zuber (1942), que propõe como correção um acréscimo de 70% do rendimento médio por planta para cada planta perdida, e considera que 30% são recuperados pelas plantas que não falharam.

Críticas à proposta de Zuber (1942) têm sido comumente apresentadas, principalmente pelo fato de não levar em consideração a disposição das falhas no campo e que o coeficiente de acréscimo de rendimento (ou coeficiente de compensação) devido à falta de competição, que é considerado igual a 0,3, possa ser alterado quando se avaliam tratamentos genéticos com diferentes estruturas genotípicas, ou se conduzem ensaios em condições ambientais variadas.

Morais et al. (1986b) conduziram ensaios de campo envolvendo duas cultivares de milho (Ag-7071 e Ag-301) e dez tratamentos que consistiam em submeter as plantas à competição completa ou parcial (1,2 ou 3 falhas unilaterais, 1 falha bilateral, ou 1 e 2, 1 e 3, 2 e 2, 2 e 3, e 3 e 3 falhas bilaterais). Verificaram, estes autores, que, de modo geral, as plantas vizinhas às falhas produziam 24,5 e 32,2% mais que as plantas em competição completa para as cultivares Ag-7071 e Ag-301, o que evidencia as diferentes capacidades de recuperação de produção dos genótipos em presença de falhas.

Em ensaios conduzidos com a cultivar de milho BR-200, onde os tratamentos eram diferentes números de plantas/parcela, Morais et al. (1986b) estimaram o coeficiente de compensação em 0,358 e 0,156, para os ensaios conduzidos nos anos agrícolas 1982/83 e 1983/84. Por esta razão, os autores concluíram não ser viável a recomendação de uma fórmula com um fator de compensação único para a correção da produção de milho, como proposto por Zuber (1942). Um processo de estimação do coeficiente de compensação a partir dos dados experimentais é relatado por Ávila & Sánchez (1978). Cruz (1971) descreve um modelo alternativo para ajuste de produção que também possibilita a estimação deste coeficiente.

A correção do rendimento, em relação ao estande, por meio da análise de covariância, também tem sido freqüentemente empregada. Neste caso é necessária uma apreciação da covariável, efetuando-se o ajuste apenas quando as diferenças entre os tratamentos, para o estande, forem não-significativas (Steel & Torrie 1980).

Morais et al. (1986a) compararam sete alternativas de correção da produção de grãos de milho por causa do estande variável: 1) utilizando-se a fórmula de Zuber (1942); 2) por regra de três simples; 3) por ajuste, considerando que a produção tenha sido obtida na parcela sem falhas; 4) por análise de co-

variância; 5) por análise de covariância, corrigindo-se a produção para o estande ideal; 6) por análise de covariância, corrigindo-se a produção para o estande ideal e utilizando-se como variável dependente a produção ajustada pelo método descrito no item 3; 7) empregando-se um fator de correção médio. Os autores concluíram que os métodos 3 e 6 foram os que mais reduziram a variância residual; os métodos 5 e 6 foram os que mais aumentaram a precisão experimental; o método 3 subestimou as produções, ao passo que o método 5 as superestimou. Por fim, relatam que os métodos 6 e 7 parecem ser os mais indicados para a correção da produção de grãos de milho.

Cruz (1971) relata que o uso generalizado da fórmula proposta por Zuber (1942) parece não ser viável para a correção, uma vez que em apenas 7 dos 50 ensaios por ele analisados, o coeficiente de compensação aproximou-se do preconizado por Zuber (1942).

Ávila & Sánchez (1978), em estudos realizados com sorgo, compararam quatro métodos de correção de rendimento: 1) ajuste proporcional ao rendimento das plantas de uma área da parcela para a área total da parcela experimental; 2) ajuste pela fórmula de Zuber (1942); 3) ajuste por uma fórmula, como a de Zuber, utilizando-se um coeficiente de compensação estimado no ensaio; e 4) ajuste pela análise de covariância. Os autores concluíram que os métodos 3 e 4 foram os mais eficientes. Deve-se, entretanto, ressaltar que nos estudos realizados por estes autores a variação no estande, além de não ter sido casual, foi provocada pelo arrancamento de plantas, em metros lineares, nos sulcos das parcelas experimentais.

Uma proposta adicional para ajuste de rendimentos é apresentada por Cruz (1971), que descreve um modelo matemático de covariância múltipla, utilizando-se como variável dependente o rendimento corrigido por regra de três, e como covariável, o número de falhas por parcela.

Dada a insuficiência de informações a respeito da superioridade relativa de qualquer um

dos métodos de ajuste citados, foi desenvolvido este trabalho, cujo objetivo foi apresentar subsídios para o entendimento da adequação de cada método, a partir de análises realizadas com dados simulados onde os parâmetros foram previamente estabelecidos. Esta pesquisa difere das normalmente encontradas na literatura, porque as médias paramétricas de cada tratamento são conhecidas *a priori*. Dessa forma, simulando-se experimentos, e efetuando-se o ajuste dos dados para a variação no estande, por diferentes métodos, tem-se o referencial exato para avaliar a eficiência de cada um.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados analisados foram obtidos por simulação, tomando-se por base as estimativas médias dos parâmetros comumente encontrados nos ensaios de rendimento de milho. Dessa forma, foram gerados ensaios envolvendo, arbitrariamente, 20 genótipos dispostos em delineamentos em blocos casualizados com três repetições.

Para que a simulação refletisse as situações comumente verificadas em ensaios de campo, considerou-se um desempenho equivalente ao encontrado em parcelas de 5 m², com 25 plantas, e com espaçamento de 1,00 m entre fileiras e 0,20 m entre plantas nas fileiras. Adotou-se como média geral do experimento, com estande ideal, o parâmetro equivalente a 5 kg/parcela, e para o rendimento médio de cada um dos 20 tratamentos, parâmetros estabelecidos por uma progressão aritmética, de razão 0,158 kg/parcela, onde o rendimento mínimo era de 3,5 kg/parcela e o máximo de 6,5 kg/parcela. Os erros experimentais, entre e dentro das parcelas foram simulados utilizando-se o método proposto por Box & Muller (1958) a partir de estimativas de variâncias, a nível de parcelas e de plantas, que proporcionassem coeficientes de variação de 8, 12, 16 e 20%.

Por simulação provocou-se a ocorrência de falhas nas parcelas em três níveis, cujos valores máximos foram iguais a 8, 12 e 16. Como as falhas foram geradas por uma função aleatória, por esperança matemática, esperou-se, *a priori*, obter ensaios com estandes médios de 20,5, 18,5 e 16,5 plantas/parcela, que correspondem a uma redução de 18%, 26% e

34% do número de plantas por parcela, respectivamente.

Considerou-se que o acréscimo no rendimento de plantas vizinhas às falhas, expresso por A, fosse dado por:

$$A = f \cdot p$$

onde,

f = fração do rendimento da planta ausente recuperado pela planta vizinha. Adotaram-se cinco valores de f variando de 0,1 a 0,9, com intervalo de 0,2.

p = parâmetro dependente do tipo ou disposição de falha na parcela. Adotaram-se os seguintes valores para p (Tabela 1).

Como ilustração, será apresentado, a seguir, o processo de compensação do rendimento de parcelas com estandes abaixo do ideal, considerando-se que:

Y_k = rendimento de uma planta dentro de uma parcela ($k = 1, \dots, 25$).

Y_p = rendimento total da parcela com estande ideal, $Y_p = \sum Y_k$.

Y_c = rendimento total da parcela considerando a ocorrência de falhas e o efeito compensatório da parcela.

Sejam os casos:

i) Uma falha referente à perda da planta k.

$$Y_c = Y_p - Y_k + 1 \cdot f \cdot Y_k$$

TABELA 1. Valores de p para compensação do rendimento de uma planta em função do número e disposição das falhas na parcela.

Falhas contínuas	p	p*
1	1,00	0,50
2	0,75	0,25
3	0,50	0,00
>4	0,00	0,00

* Refere-se às falhas vizinhas às bordaduras.

ii) Duas falhas unilaterais referentes às perdas das plantas k e k + 1.

$$Y_c = Y_p - (Y_k + Y_{k+1}) + 0.75 \cdot f \cdot (Y_k + Y_{k+1})$$

iii) Uma falha bilateral referente às perdas das plantas k e k + 2.

$$Y_c = Y_p - (Y_k + Y_{k+2}) + 1 \cdot f \cdot (Y_k + Y_{k+2})$$

iv) Uma falha bilateral do tipo 2-1 referente às perdas das plantas k, k + 1 e k + 3.

$$Y_c = Y_p - (Y_k + Y_{k+1} + Y_{k+3}) + 0.75 \cdot f \cdot (Y_k + Y_{k+1}) + 1 \cdot f \cdot Y_{k+3}$$

Note-se que, com as falhas, há uma perda sobre Y_p equivalente ao total do rendimento das plantas perdidas e uma recuperação equivalente a f.p. Nos exemplos anteriores foram consideradas apenas as falhas que não eram vizinhas às bordaduras.

Após simulados, os dados foram analisados segundo o seguinte modelo estatístico:

$$Y_{ij} = u + g_i + r_j + e_{ij}$$

onde

Y_{ij} = rendimento da ij-ésima parcela.

u = média geral do experimento.

g_i = efeito associado ao i-ésimo genótipo.

r_j = efeito associado à j-ésima repetição.

e_{ij} = erro experimental.

Para o ajuste do rendimento, em função do estande variável, adotaram-se sete técnicas, as quais serão descritas a seguir. Nas expressões de ajuste Z_{ij} representa o rendimento corrigido e Y_{ij} o rendimento observado nas parcelas, cujo estande é de X_{ij} plantas. As técnicas utilizadas foram:

a) Método 1: Ausência de ajuste.

Neste caso, os rendimentos foram submetidos à análise desconsiderando-se a ocorrência de falhas nas parcelas, ou seja:

$$Z_{ij} = Y_{ij}$$

b) Método 2: Ajuste por regra de três.

Os rendimentos foram corrigidos pela expressão:

$$Z_{ij} = Y_{ij} \cdot (H / X_{ij}), \text{ onde } H = \text{estande ideal, no caso igual a 25.}$$

c) Método 3: Ajuste pela fórmula proposta por Zuber.

Zuber (1942) propõe uma fórmula que acrescenta 70% do rendimento médio da parcela para cada falha, ou seja:

$$Z_{ij} = Y_{ij} \cdot \left[\frac{H - a \cdot (H - X_{ij})}{X_{ij}} \right]$$

a = coeficiente de compensação por ausência de competição = 0,3.

d) Método 4: Ajuste utilizando-se a análise de covariância.

Neste caso, o ajuste é frequentemente feito por um modelo linear, que pressupondo-se que a variação no rendimento de todos os tratamentos possa ser quantificada por um mesmo coeficiente de regressão b, ou seja:

$$Z_{ij} = Y_{ij} - b \cdot (X_{ij} - X_{..})$$

b = coeficiente de regressão residual de Y_{ij} em função de X_{ij} , estimado conforme o processo descrito por Steel & Torrie (1980).

$X_{..}$ = estande médio do ensaio.

e) Método 5: Ajuste utilizando-se a análise de covariância com correção para o estande ideal.

Consiste numa modificação na expressão de ajuste citada anteriormente, onde os desvios do estande são calculados em relação ao estande ideal ao invés do estande médio. Este processo tem sido comumente utilizado, principalmente em análises de grupos de experimentos, por permitir a estabilização dos valores ajustados ao redor do estande ideal, que deve ser comum a todos os ensaios. Assim, tem-se:

$$Z_{ij} = Y_{ij} - b \cdot (X_{ij} - 25)$$

f) Método 6: Ajuste utilizando-se a análise de covariância segundo o modelo proposto por Cruz (1971).

Cruz (1971) apresenta um modelo de covariância múltipla para o ajuste do rendimento de parcelas com estande variável. No modelo considera-se que a variável dependente, definida pelo rendimento da parcela corrigido por regra de três, sofre influências do número de falhas na parcela, que deve ser removida

por um modelo de regressão linear do segundo grau da seguinte maneira:

$$Y^*_{ij} = u + g_i + r_j + B_1 F_{ij} + B_2 F^2_{ij} + e_{ij}$$

onde

Y^*_{ij} = rendimento da ij-ésima parcela corrigido por regra de três.

F_{ij} = número de falhas na ij-ésima parcela.

Os outros termos têm o mesmo significado descrito no modelo citado anteriormente.

O autor demonstra que os efeitos de ausência de competição unilateral (α) e bilateral (β) podem ser estimados pelas expressões:

$$\alpha = (\hat{B}_1 + \hat{B}_2)/2$$

$$\beta = H \cdot \hat{B}_2 + \hat{B}_1$$

Entretanto, para simplificação de cálculo, adotou-se o modelo de covariância linear, pressupondo-se que proporciona um ajuste satisfatório e admitindo-se que os efeitos de falta de competição bilateral possa ser o dobro da ausência de competição unilateral. Desta forma, adotou-se a seguinte expressão para o ajuste do rendimento:

$$Z_{ij} = Y_{ij} \cdot (H/X_{ij}) - c \cdot (H - X_{ij})$$

c = coeficiente de regressão residual da variável Y_{ij} , corrigida por regra de três, em função do número de falhas na parcela.

g) Método 7: Ajuste por um fator de compensação médio estimado a partir dos dados experimentais.

Este processo consiste em substituir, na expressão proposta por Zuber (1942), o coeficiente 0,3 por um coeficiente a estimado a partir dos dados experimentais. Assim, tem-se:

$$Z_{ij} = Y_{ij} \cdot \left[\frac{H - a \cdot (H - X_{ij})}{X_{ij}} \right]$$

Comparando-se os valores Z_{ij} dos itens c e f, deduz-se que:

$$a = c / \bar{Y} \quad \text{e} \quad \bar{Y} = Y_{..} / X_{..}$$

O coeficiente de compensação a pode ser alternativamente estimado pelo processo descrito por Ávila & Sánchez (1978).

Nas comparações da eficiência relativa de cada técnica de ajuste utilizou-se como parâmetro a soma de quadrados dos desvios entre as médias dos tratamentos, ajustadas, e as médias paramétricas, expressas por:

$$SQD = \sum_{i=1}^{20} [Z_{i.} - (u + g_i)]^2$$

Considerou-se como superior a técnica de ajuste que apresentasse o menor valor de SQD nas diversas situações simuladas estabelecidas pela variação no estande médio, nos coeficientes de variação experimental e na capacidade compensatória da parcela. Ante o grande volume de procedimentos estatísticos, a elevada quantidade de tempo de processamento requeridos e o fato de a precisão experimental ser afetada unicamente por problemas amostrais, simularam-se dados para três repetições apenas. Pelo mesmo motivo, visando orientar a avaliação dos resultados, os valores da SQD foram submetidos a uma análise de variância, num esquema fatorial.

Para esta análise de variância, os dados de SQD foram previamente submetidos à transformação logarítmica, como sugerem Steel & Torrie (1980). Dadas as particularidades da variável analisada, quantificou-se a importância de cada fonte de variação do modelo pela razão entre a soma de quadrado atribuído ao efeito e a soma de quadrado total, expresso por um coeficiente de determinação (R^2).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados da análise de variância do logaritmo da soma de quadrados dos desvios entre médias de tratamentos ajustadas e médias paramétricas encontram-se na Tabela 2. Verifica-se, nesta tabela, que os efeitos simples, juntamente com as interações duplas, explicam mais de 95% das variações na variável dependente, sendo portanto razoável desconsiderar as interações de ordem mais elevada nas comparações das eficiências relativas das metodologias de ajuste. Outro aspecto que se evidencia é a importância relativa, em termos de contribuição para a soma de quadrado total, dos efeitos de métodos e de suas interações com os efeitos atribuídos ao coeficiente de variação, estande médio e capacidade compensatória.

Deve ser ressaltado que, além dos métodos de ajuste, os demais efeitos avaliados abrangem condições reais de experimentação. Assim, o efeito quantificado pelo coeficiente de variação traduz os níveis de precisão experimental comumente verificados em ensaios conduzidos por empresas particulares e demais instituições de pesquisa, com estrutura física e técnica variada. O efeito quantificado pelo estande médio, por sua vez, incorpora principalmente os graus de adversidade a que estão submetidos os experimentos, por fatores ambientais.

TABELA 2. Resultado da análise de variância do logaritmo da soma de quadrados dos desvios entre as médias ajustadas dos tratamentos e as médias paramétricas.

F.V.	G.L.	S.Q.	R ² (%)
R	2	0,0280	0,0113
CV	3	36,8211	14,8322
S	2	30,6297	12,3382
CC	4	5,2984	2,1343
M	6	78,8968	31,7810
CV*S	6	2,3343	0,9404
CV*CC	12	0,7315	0,2947
CV*M	18	7,7935	3,1393
S*CC	8	4,4874	1,8076
S*M	12	6,0863	2,4516
CC*M	24	61,8097	24,8980
CV*S*CC	24	1,4526	0,5851
CV*S*M	36	0,8505	0,3426
CV*CC*M	72	3,5962	1,4486
S*CC*M	48	2,4518	0,9876
CV*S*CC*M	144	1,2985	0,5230
Resíduo	838	3,6848	1,4843

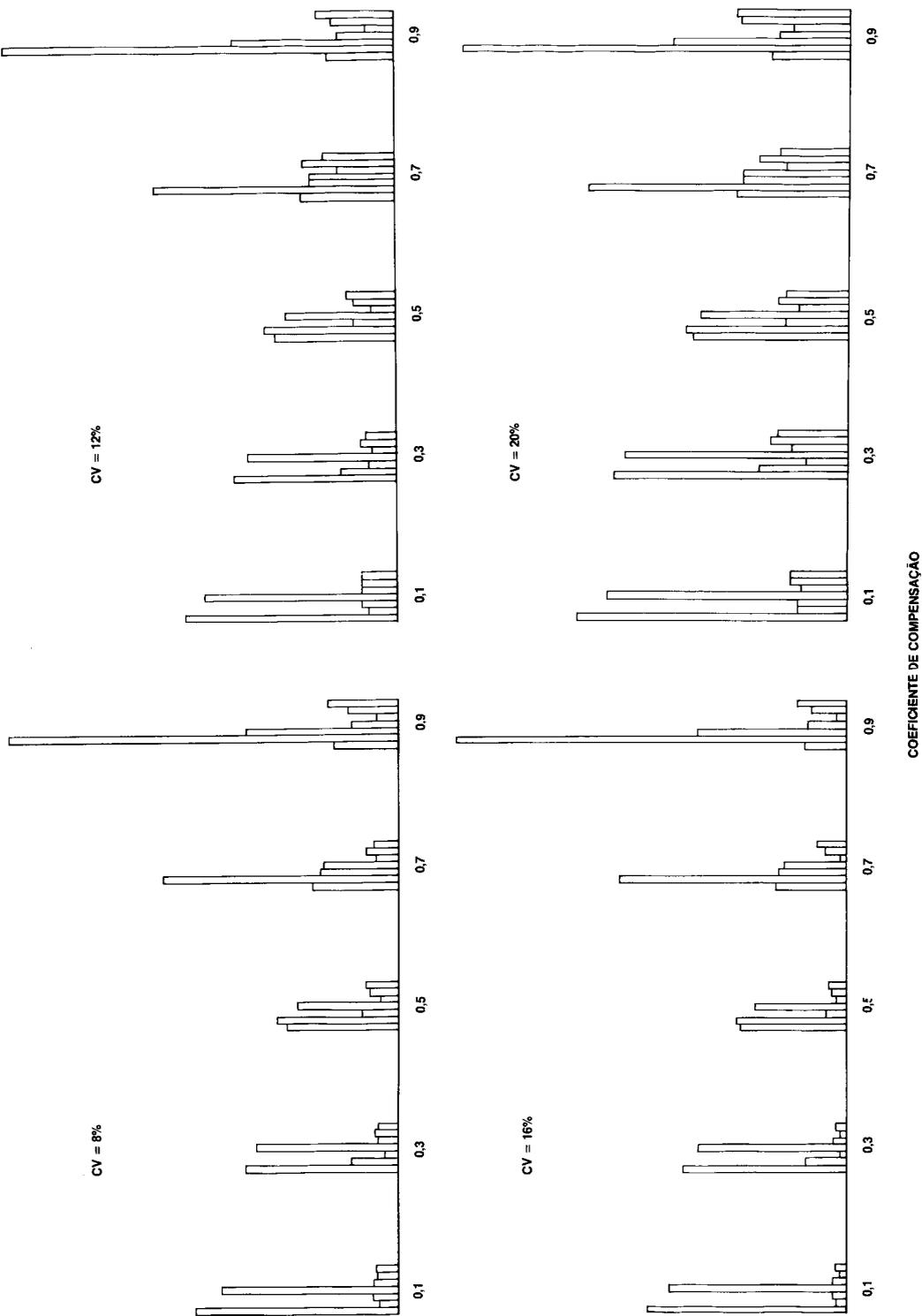
R = Efeito de repetições.

CV = Efeito simulado da precisão experimental (CV = 8, 12, 16 e 20%).

S = Efeito simulado da redução no estande de 18, 26 e 34%.

CC = Efeito simulado da capacidade de compensação da parcela de 0,1, 0,3, 0,5, 0,7 e 0,9.

M = Efeito das metodologias de ajuste da produção das parcelas.



-- Os métodos estão representados em ordem variando-se de M1 a M7.
 -- A descrição de cada método encontra-se na Fig. 3.

FIG. 1. Histogramas representativos - somas de quadrados dos desvios obtidos por sete métodos de ajuste em experimentos com coeficientes de variação de 8, 12, 16 e 20% e parcelas com capacidade compensatória de 0,1 a 0,9, no intervalo de 0,2.

Entre os sete métodos de ajuste avaliados, dois foram empregados como pontos de referência ou "testemunhas"; são eles: o método com ausência de correção (método 1) e o ajuste por regra de três (método 2). Estes dois métodos têm efeitos proporcionalmente inversos, pois se o grau de compensação da parcela é pequeno (próximo de zero), espera-se que o ajuste por regra de três seja eficiente; mas se a capacidade compensatória é alta (próxima de um), espera-se que não haja necessidade de correção.

Na Fig. 1 está a representação das médias das somas de quadrados dos desvios, para cada método, coeficiente de compensação e coeficiente de variação. Os resultados encontrados para os métodos 1 e 2 são coerentes com as suas expectativas.

O método 5 (correção por análise de covariância e ajuste extrapolado para estande ideal) demonstrou ser o mais eficiente, pois apresentou estimativas das somas de quadrados dos desvios consistentemente baixas nos vários coeficientes de variação e, principalmente, nos coeficientes de compensação avaliados. O método 3 (ajuste utilizando-se a fórmula proposta por Zuber, 1942), é ineficiente quando a capacidade compensatória da parcela for superior a 0,5 e equivalente aos métodos 5, 6 (correção por análise de covariância segundo o método proposto por Cruz (1971) e 7 (ajuste por uma fórmula com fator de compensação médio estimado a partir dos dados experimentais) quando os coeficientes de compensação forem inferiores a 0,3.

Os métodos 6 e 7 têm eficiências muito semelhantes, o que era de se esperar, uma vez que o método 7 é derivado do método 6. Estes métodos também merecem atenção especial, por apresentarem baixa magnitude da soma de quadrados dos desvios, equivalente ao apresentado pelo método 5, principalmente quando o coeficiente de variação é baixo.

O método 4 (correção por análise de covariância simples) é desvantajoso, pois, quando a capacidade de compensação for baixa, a soma de quadrados dos desvios apresentada por esta técnica será relativamente alta.

Na Fig. 2 está a representação das médias das somas de quadrados dos desvios para cada método, coeficiente de compensação e estande médio dos experimentos. Os resultados encontrados são semelhantes aos verificados na Fig. 1. Assim, conclui-se, novamente, que o método 5 é o mais eficiente, por apresentar baixas estimativas da soma de quadrados dos desvios nos diversos níveis de estande médio e coeficientes de compensação. O método 3, proposto por Zuber (1942), é inadequado quando a capacidade compensatória da parcela for alta, e de eficiência equivalente aos métodos 5, 6 e 7, quando a capacidade compensatória for baixa, podendo ser substituído sem nenhuma restrição.

O propósito de se verificar a existência de uma metodologia de ajuste superior às demais nas diversas situações experimentais relativas à precisão e percentagem de falhas, ou se existem metodologias adequadas para situações específicas, apresenta certa dificuldade, em face do desconhecimento da capacidade compensatória média real dos tratamentos avaliados. Entretanto, pelos resultados encontrados nas Fig. 1 e 2, pode-se concluir que os métodos 5, 6 e 7, além de eficientes, são os únicos cuja superioridade de ajuste pode ser inferida, independentemente da capacidade compensatória média dos tratamentos avaliados. Dessa forma, e com base nos resultados apresentados na Fig. 3, é possível concluir que o método 5 é o mais eficiente em ajustar o rendimento das parcelas com estande abaixo do ideal. Isto é válido para qualquer situação experimental, ou seja, tanto em experimentos de alta precisão ou baixa redução no estande médio quanto em experimentos de baixa precisão experimental ou alta redução no estande médio. Os métodos 6 e 7 podem ser alternativamente utilizados nos casos em que o número de falhas for baixo ou o coeficiente de variação for reduzido.

Além disso, foram comparadas as eficiências relativas de ajuste dos métodos 3, 5, 6 e 7 (Tabela 3) por meio da média dos quadrados médios do resíduo, do coeficiente de variação

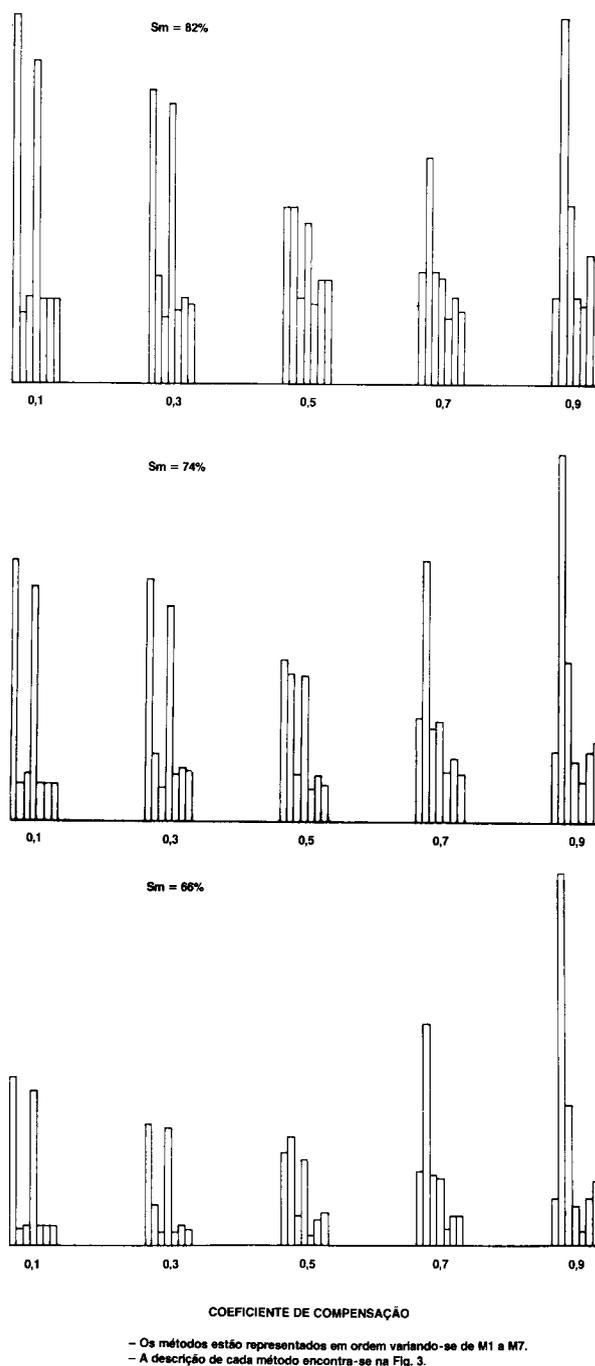


FIG. 2. Histogramas representativos das somas de quadrados dos desvios obtidas por sete métodos de ajuste em experimentos com estandes médios (S_m) de 82, 74 e 66% do ideal e parcelas com capacidade compensatória de 0,1 a 0,9, no intervalo de 0,2.

Os métodos estão representados em ordem linear variando-se do método M1 ao M7, onde:

M1 = Ausência da correção.

M2 = Correção por regra de três.

M3 = Correção pela fórmula proposta por Zuber 1942.

M4 = Correção por análise de covariância.

M5 = Correção por análise de covariância com extrapolação para o estande ideal.

M6 = Correção por análise de covariância pelo processo descrito por Cruz 1971.

M7 = Correção por um fator de compensação médio estimado a partir dos dados.

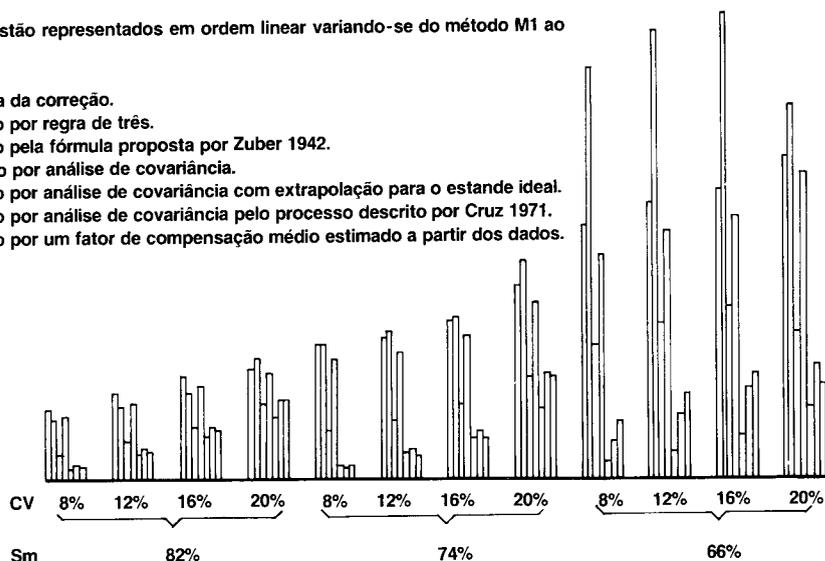


FIG. 3. Histograma representativo das somas de quadrados dos desvios obtidos por sete métodos de ajuste em experimentos com coeficientes de variação (CV) de 8, 12, 16 e 20% e estandes médios (Sm) de 82, 74 e 66% do ideal.

TABELA 3. Estimativas dos quadrados médios do resíduo (QMR), coeficiente de variação (CVe) e média geral (Me) obtidas por quatro métodos de ajuste em dados simulados com diferentes coeficientes de variação (CVs) e estandes médios (Sm) expressos em percentagem do estande ideal.

Sm (%)	CVs (%)	QMR				CVe				Me			
		M3	M5	M6	M7	M3	M5	M6	M7	M3	M5	M6	M7
82	8	0,23	0,14	0,19	0,16	9,11	7,46	8,89	8,19	5,15	4,98	4,95	4,9
	12	0,51	0,37	0,51	0,42	13,87	12,34	14,55	13,36	5,13	4,92	4,89	4,8
	16	0,86	0,64	0,88	0,72	18,06	16,30	19,31	17,64	5,12	4,89	4,86	4,8
	20	1,33	0,97	1,41	1,14	22,45	19,96	24,31	22,00	5,13	4,93	4,89	4,8
74	8	0,27	0,14	0,22	0,17	9,49	7,27	9,44	8,43	5,25	5,06	4,96	4,9
	12	0,57	0,35	0,59	0,45	14,22	11,49	15,38	13,57	5,24	5,11	5,00	4,9
	16	0,92	0,59	1,02	0,77	18,28	14,99	20,13	17,78	5,23	5,11	5,00	4,9
	20	1,41	0,86	1,52	1,14	22,50	18,35	24,99	21,87	5,24	5,05	4,96	4,8
66	8	0,46	0,13	0,30	0,26	11,38	7,21	11,24	10,88	5,47	5,05	4,79	4,5
	12	0,79	0,31	0,71	0,48	15,68	11,23	17,72	15,38	5,45	4,98	4,73	4,5
	16	1,18	0,52	1,19	0,73	19,50	14,66	23,14	19,27	5,43	4,94	4,68	4,4
	20	1,65	0,74	1,94	1,22	23,62	16,42	28,22	23,17	5,36	5,22	4,92	4,7

M3 = Ajuste pela fórmula proposta por Zuber 1942.

M5 = Ajuste por análise de covariância com extrapolação para o estande ideal.

M6 = Ajuste por análise de covariância usando o processo descrito por Cruz 1971.

M7 = Ajuste por um fator de compensação médio estimado a partir dos dados experimentais.

e da média geral, obtidos pela análise da variância dos vinte tratamentos.

Também na Tabela 3, observa-se a superioridade relativa do método 5, uma vez que ele promove maior redução na variância residual, e aumento na precisão experimental. Este método também proporciona melhores estimativas da média com oscilação de -2,2 a +2,2% do valor esperado.

O método 7 também se destaca, pois, depois do método 5, é o que mais reduz o quadrado médio do resíduo e o coeficiente de variação, apesar de ter a tendência de subestimar a média geral em um nível máximo de 11% do valor esperado.

O método 7 apresenta uma particularidade que pode ser explorada. De fato, sua aplicação requer a estimação de um fator de compensação, obtido a partir dos dados experimentais, cujo significado biológico pode ser de interesse para os melhoristas. Com esse fim, e visando enfatizar e simplificar a utilização deste método, serão resumidas, a seguir, as várias etapas envolvidas no ajuste e na estimação do fator de compensação: a) Obtenção dos dados experimentais referentes ao rendimento (Y), estande (S), estande ideal (H), e número de falhas ($F = H - S$); b) obtenção do rendimento corrigido por regra de três $Y' = Y \cdot H/S$; c) estimação do coeficiente de regressão residual (B) por análise de covariância simples, tendo com variável dependente Y' e como covariável F; d) estimação do fator de compensação a por meio da expressão $a = B/\bar{Y}$, onde $Y = \sum Y / \sum S$; e) utilização da fórmula $Y = Y' \cdot [H - a(H - S)]/S$, para se obter o rendimento ajustado (Y_c).

O parâmetro a mede a capacidade média de compensação de rendimento dos tratamentos

para cada falha na parcela. Assim, o seu conhecimento, além de ser útil por indicar a necessidade do acréscimo no rendimento da parcela, que é igual a $\frac{1-a}{a}$ do rendimento médio da parcela para cada planta perdida, ele indica o grau de recuperação do rendimento de uma lavoura quando há redução no número inicial da população cultivada.

REFERÊNCIAS

- ÁVILA, A.V.; SÁNCHEZ, F.M. Comparación de métodos de ajuste para corrección por fallas en sorgos para grano. **Agrociência**, v.31, p.45-64, 1978.
- BOX, G.E.P.; MULLER, M.E. A note on the generation of random normal deviates. **The Annals of Mathematical Statistics**, v.29, p.610-612, 1958.
- CRUZ, V.F. da. **Estudo sobre a correção de produção de parcelas em ensaios com milho**. Piracicaba: [s.n.], 1971. 143p. Tese Doutorado.
- MORAIS, A.R.; OLIVEIRA, A.C.; CRUZ, J.C. Comparação de métodos de correção de produções de milho em parcelas experimentais. **Relatório Técnico Anual do CNPMS - 1980-1984**, p.130, 1986a.
- MORAIS, A.R.; OLIVEIRA, A.C.; CRUZ, J.C. Correção de produções de grãos de milho em parcelas experimentais. **Relatório Técnico Anual do CNPMS - 1980-1984**, p.130-132, 1986b.
- STEEL, G.D.D.; TORRIE, J.H. **Principles and procedures of statistics**. 2.ed. [S.l.]: Mcgraw-Hill Book Co., 1980. 63p.
- ZUBER, M.S. Relative efficiency of incomplete block designs using corn uniformity trial data. **Jour. Am. Soc. Agr.**, v.34, p.34-47, 1942.