

## A PRECISÃO DE ENSAIOS DE CULTIVARES DE MILHO SOB DIFERENTES ADUBAÇÕES<sup>1</sup>

### PRECISION OF CORN CULTIVARS EXPERIMENTS SUBMITTED TO DIFFERENT FERTILIZING QUANTITIES

Sidinei José Lopes<sup>2</sup>   Lindolfo Storck<sup>3</sup>   Danton Camacho Garcia<sup>4</sup>

#### RESUMO

Estudou-se o efeito de três formas de adubação sobre o erro experimental. As formas constituíram-se de: adubação para rendimento menor que 3t/ha; adubação para rendimento maior que 6t/ha e tratamento de sementes com Zn; e adubação para rendimento maior que 6t/ha, tratamento de sementes com Zn e incorporação ao solo de um fertilizante orgânico. O delineamento experimental utilizado para as formas de adubação foi inteiramente casualizado com quatro repetições. Cada repetição das formas de adubação foi composta por duas cultivares de milho híbrido igualmente e aleatoriamente repetidos. Os resultados mostraram que uma forma de adubação constituída por vários componentes provoca maior erro quando comparada com formas mais simples. O aumento do nível de fertilidade do solo melhora a precisão da estimativa do rendimento de grãos.

**Palavras-chave:** precisão, erro experimental, ensaios de milho, formas de adubação.

#### SUMMARY

The effect of three different fertilizing types and quantities on the experimental error was studied. The three fertilizations were: fertilizing for corn yield lower than t/ha; for corn yield higher than 6t/ha and seeds treated with Zn; fertilizing for corn yield higher than 6t/ha, seeds treated with Zn plus organic fertilizing. The completely randomized design was used in four replications. Each fertilizer replication was composed of two corn cultivars distributed at random. Results demonstrated that the experimental error was larger for the fertilizing type with more number of components. The precision of grain yield estimation was improved by increasing soil fertility level.

<sup>1</sup> Parte da Dissertação apresentada pelo primeiro autor no Curso de Pós-Graduação em Agronomia (Produção Vegetal) da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), RS.

<sup>2</sup> Engenheiro Agrônomo, Mestre, Bolsista da CAPES.

<sup>3</sup> Engenheiro Agrônomo, Doutor, Professor Titular do Departamento de Fitotecnia do Centro de Ciências Rurais (CCR)/UFSM. 97119-900 Santa Maria, RS, Pesquisador do CNPq, autor para correspondência.

<sup>4</sup> Engenheiro Agrônomo, Mestre, Professor Assistente do Departamento de Fitotecnia/CCR/UFSM.

**Key words:** precision, experimental error, corn experiments, fertilizing levels.

## INTRODUÇÃO

A qualidade de um experimento pode ser avaliada pela magnitude do erro experimental, que consiste na variação aleatória entre unidades experimentais de um mesmo tratamento e pode ser medida pelo coeficiente de variação, indicando a precisão do experimento.

STEEL & TORRIE (1960) citam três maneiras de controle do erro experimental: através do delineamento experimental, do uso de observações concomitantes e do tamanho e forma das parcelas.

A baixa precisão nos experimentos de recomendação de cultivares de milho, no Estado do Rio Grande do Sul, é um problema identificado através dos valores elevados das diferenças mínimas significativas entre as cultivares (SILVA et al., 1988; SILVA et al., 1989). Com freqüência, encontram-se experimentos cuja diferença mínima significativa do teste de Tukey é maior do que a média de produtividade obtida pelos produtores.

MIRANDA FILHO (1987) salienta que, possivelmente, a causa mais importante do erro experimental seja a heterogeneidade do solo. Esta decorre de variações existentes no solo (fertilidade, umidade, restos de culturas, nivelamento, estrutura, textura, etc...), bem como de variações introduzidas durante a execução do experimento. Outras fontes de erro são de fácil ocorrência, tais como: heterogeneidade do material experimental, competição intra e interparcelar, pragas, doenças, plantas daninhas, e amostragem na parcela.

Estudos sobre competição de plantas por fatores do solo, (RUSSEL et al., 1942; Kurtz et al. apud TRENBATH, 1977; NIETO & STANIFORTH, 1961) indicam que as reduções no rendimento, devido a maior densidade de plantas ou mesmo pela presença de plantas daninhas, são maiores quando a fertilidade do solo é baixa do que quando alta.

Quando em situação de baixa fertilidade do solo, pequenas variações na quantidade de recursos essenciais para as plantas proporcionam acentuado efeito no rendimento em relação a solos com alta fertilidade. Isto sugere que a heterogeneidade das unidades experimentais em situação de alta fertilidade seja menor.

O objetivo do trabalho foi avaliar o efeito de diferentes formas de adubação na cultura do milho sobre o erro experimental.

## MATERIAL E MÉTODOS

Dois experimentos com milho, foram conduzidos em Santa Maria-RS, durante o ano agrícola de 1991/92. Um foi instalado em 23 de setembro de 1991 e outro em 26 de novembro de 1991.

O solo pertencente à Unidade de Mapeamento São Pedro (Podzólico Vermelho-Amarelo Plintico), apresentou na camada arável (0 - 20cm) os seguintes resultados da análise química do solo: pH em água (1:1) 5,2, Al trocável 0,7me/100ml, Índice SMP 5,4,  $P_2O_5$  3,2ppm,  $K_2O$  38ppm, Ca + Mg 5,5me/100ml e 3,2% de matéria orgânica.

Em cada experimento foram utilizados três tratamentos que consistiram em diferentes formas de adubação (FA): FA1 - adubação recomendada para uma expectativa de rendimento menor que 3 t/ha; FA2 - adubação recomendada para uma expectativa de rendimento maior que 6 t/ha e tratamento das sementes com Zn (50g/ha do produto Zn-Triol - 15% de Zn); e, FA3 - igual a FA2 mais a incorporação ao solo de um fertilizante composto orgânico (25t/ha). A análise química do composto apresentou os seguintes resultados: 0,42% de N total, 0,31% de  $P_2O_5$ , 0,30% de  $K_2O$  e relação C/N de 16,24.

O delineamento experimental utilizado para as três formas de adubação foi inteiramente casualizado com quatro repetições. Cada uma das 12 unidades experimentais das formas de adubação foi subdividida em 20 subparcelas ou filas de cinco metros de comprimento e um metro entre filas. Nestas subparcelas, foram casualizadas duas cultivares de milho híbrido (Agrocerees 64A e Agrocerees 3611) em 10 repetições por cultivar. Na segunda época foram utilizadas cinco repetições por cultivar. Em torno dos experimentos utilizou-se uma linha de bordadura da cultivar Agrocerees 64A.

Com o desbaste, 26 dias após a emergência, a densidade ficou no máximo com 50.000 plantas por hectare. As colheitas dos experimentos foram realizadas aos 156 e 152 dias após a semeadura de setembro e novembro, respectivamente. As variáveis avaliadas (Tabela 1), dentro de cada parcela, foram submetidas a análise da variância e da covariância para estimar o erro experimental (QMe) e testar hipótese do efeito de cultivares. Uma análise conjunta foi procedida para testar o efeito das FA. Os QMe das quatro repetições de cada FA foram submetidos ao teste  $\chi^2$  de Bartlett para verificar a homogeneidade das variâncias dentro das FA. O mesmo teste foi aplicado para verificar a homogeneidade dos QMe médios entre as três FA. Além disto, foram aplicados testes de F entre as FA e calculadas as diferenças mínimas significativas pelo teste de Tukey.

Tabela 1 - Níveis mínimos de significância do teste de Bartlett aplicado para os QMe dentro e entre cada forma de adubação (FA), para diferentes variáveis em duas épocas de semeadura. Santa Maria, UFSM, 1992.

FA	Setembro/91*					Novembro/91*				
	RG	EP	AE	PF	NE	RG	EP	AE	PF	NE
1	0,576	0,400	0,000	0,773	0,290	0,413	0,076	0,002	0,156	0,662
2	0,162	0,112	0,785	0,718	0,057	0,111	0,940	0,194	0,407	0,372
3	0,791	0,783	0,086	0,780	0,425	0,014	0,293	0,054	0,040	0,696
Entre as FA										
	0,158	0,204	0,052	0,000	0,000	0,377	0,043	0,323	0,096	0,848

\* RG = rendimento de grãos(kg/ha); EP = estatura de plantas (m); AE = altura de inserção de espigas (m); PF = população final de plantas (plantas/parcela); NE = número de espigas (espigas/ parcela).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados da análise da variância revelaram que o efeito de cultivar e o efeito das formas de adubação (FA) não foram significativo, nos dois experimentos para a variável rendimento de grãos. Assim, o erro experimental (QMe) estimado sobre as duas cultivares, é uma boa estimativa do erro para experimentos com milho, pois as duas cultivares são participantes dos ensaios estaduais de milho. Com isto, pode-se estudar o efeito das FA sobre o QMe livre do efeito das cultivares e livre das médias de rendimento obtidas nas FA. Duas causas contribuíram para que as diferenças entre as formas de adubação não fossem mais evidentes: os baixos rendimentos máximos obtidos nas duas épocas dos experimentos (em setembro, 6950kg/ha; em novembro, 5814kg/ha); e os elevados rendimentos da FA1 (em setembro, entre 5122 e 6207kg/ha, e em novembro, entre 3972 e 5040kg/ha). Isto superou a expectativa de rendimento menor que 3 t/ha, previsto na tabela de recomendação de adubação para a cultura do milho e, coloca em dúvida as adubações nitrogenadas realizadas, exclusivamente, em função do teor de matéria orgânica do solo (PONS et al., 1989).

A análise de covariância do rendimento de grãos, dentro de cada uma das 24 unidades experimentais, mostrou que o efeito da covariável população final de plantas foi significativa em 8% das unidades experimentais e o da covariável número de espigas em 54% das unidades experimentais. Nestes, a covariância foi utilizada para reduzir o quadrado médio do erro (QMe).

Para semeadura em setembro, a FA2 teve maior média de QMe para a variável rendimento de grãos. Isto pode ser explicado pela redução na população final de plantas causada por efeito salino das doses de N e K e por deficiência de chuvas. O erro experimental aumentou com a redução da população devido ao efeito de competição entre plantas. Isto ocorre porque as plantas adjacentes às falhas aumentam de produção mas não compensam totalmente as falhas (MIRANDA FILHO, 1987). Também, a irregularidade da distribuição espacial das plantas existentes influenciam na intensidade do efeito de competição (TREN-BATH, 1977).

Os níveis mínimos de significância do teste  $\chi^2$  (qui-quadrado) de Bartlett aplicado às variâncias (QMe), encontram-se na Tabela 1. A homogeneidade das variâncias para a variável rendimento de grãos, entre as formas de adubação das duas épocas, não foi rejeitada pelo teste  $\chi^2$  (P=5%). Portanto, nessas condições e, por este teste, não houve efeito das formas de adubação sobre o erro experimental da variável rendimento de grãos. No entanto, os QMe entre as formas de adubação foram significativamente heterogêneos para as variáveis população final de plantas e número de espigas, na semeadura em setembro e para a variável estatura de plantas, em novembro. A diferenciação da variação em setembro, pode ser atribuída à desuniformidade do número de plantas nas subparcelas.

Os níveis mínimos de significância do teste de F para comparar as variâncias dos erros (QMe) entre as formas de adubação, duas a duas, para algumas variáveis, estão na Tabela 2. Invariavelmente, quando significativo, a variância do erro da FA1 foi menor do que da FA3 e, a variância do erro da FA1 foi menor do que da FA2.

É importante salientar as diferenças de comportamento das variáveis estatura de planta e altura de inserção de espiga e da variável rendimento de grãos, com relação a heterogeneidade do solo. A estatura de planta e altura de inserção de espiga foram menos sensíveis à heterogeneidade do solo do que o rendimento de grãos. Uma hipótese é de que, num nível alto de fertilidade do solo, as plantas apresentariam um maior desenvolvimento vegetativo e, conseqüentemente, um aumento na competição por luz em relação a um nível baixo de fertilidade, resultando em variações na estatura de planta e altura de inserção de espiga, proporcionalmente maiores na condição de alta adubação. Isto pode ser verificado em alguns trabalhos

Tabela 2 - Níveis mínimos de significância do teste de F entre os QMe médios obtidos para as hipóteses entre as formas de adubação (FA = 1, 2 e 3), para diferentes variáveis em duas épocas de semeadura. Santa Maria, UFSM, 1992.

Hipótese	Setembro/91*					Novembro/91*				
	RG	EP	AE	PF	NE	RG	EP	AE	PF	NE
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	0,141	0,039 <sup>&lt;</sup>	0,094	0,000 <sup>&lt;</sup>	0,000 <sup>&lt;</sup>	0,085	0,007 <sup>&lt;</sup>	0,311	0,016 <sup>&lt;</sup>	0,454
$\sigma_1^2 = \sigma_3^2$	0,201	0,126	0,138	0,008 <sup>&lt;</sup>	0,001 <sup>&lt;</sup>	0,313	0,034 <sup>&lt;</sup>	0,161	0,082	0,334
$\sigma_2^2 = \sigma_3^2$	0,029 <sup>&gt;</sup>	0,266	0,008 <sup>&gt;</sup>	0,023 <sup>&gt;</sup>	0,022 <sup>&gt;</sup>	0,183	0,248	0,069	0,221	0,293

\* RG = rendimento de grãos (kg/ha);  
 EP = estatura de plantas (m);  
 AE = altura de inserção de espigas (m);  
 PF = população final de plantas (plantas/parcela);  
 NE = número de espigas (espigas/parcela)

> →  $\sigma^2_1 > \sigma^2_2$  }  
 < →  $\sigma^2_1 < \sigma^2_2$  } Hipótese alternativa aceita

(VERNETTI et al., 1982; VALENTINI et al., 1988), nos quais o efeito de bordadura é relacionado com condições de altos rendimentos. Na Tabela 2, observou-se esse comportamento para as variáveis estatura de planta e altura de inserção de espiga, onde sempre o erro experimental foi menor (quando significativo) nas formas de adubação com níveis de fertilidade mais baixos do que nos níveis mais altos.

Com relação ao rendimento de grãos, o comportamento foi diferenciado, pois este é mais influenciado pela heterogeneidade do solo. Na Tabela 2, os resultados demonstram que o erro experimental não diferiu significativamente entre as formas de adubação, exceto na primeira época, em que o erro da FA2 foi superior à FA3. Contudo, num trabalho de RESENDE & SOUZA JUNIOR (1992), para a variável peso de espigas, o tamanho ideal de parcela foi menor em solo fértil (15 plantas/parcela) do que em solo de cerrado (20 plantas/parcela). Um ponto determinante da diferenciação da precisão entre o solo fértil e de cerrado, é de que os solos são bem contrastantes, o que difere das formas de adubação utilizadas neste trabalho.

Quanto maior a diversidade de procedimentos usados para compor um tratamento, maior e a tendência deste estar sujeito ao erro, se comparado com procedimentos mais simples. A FA3 (adubação mineral, tratamento de sementes com zinco e composto orgânico) pode ter sido um exemplo disso.

O uso do composto, possivelmente, contribuiu para aumentar o erro, por dois aspectos. Primeiro

pela heterogeneidade do material usado na sua fabricação e segundo, pela desuniformidade em nutrientes e umidade da pilha do composto (KIEHL, 1985). O acréscimo no erro experimental pela incorporação do composto à FA3, pode não compensar seu uso como forma de reduzir o erro experimental.

Neste trabalho não se buscou comparar a produtividade pelas diferentes formas de adubação mas sim, maximizar as condições de fertilidade para amenizar a heterogeneidade do solo. Esta amenização, teria que ocorrer pelo uso de técnicas de adubação mais uniformes possíveis e que não impliquem em aumento da variabilidade na área experimental.

As diferenças mínimas significativas médias para comparar médias de cultivares de milho, calculadas pelo teste de Tukey (5%), para as três formas de adubação e nas duas épocas de semeadura, estão apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3 - Médias estimadas (kg/ha), diferenças mínimas significativas pelo método de Tukey (DMS) para comparação do rendimento de grãos (kg/ha) de cultivares, e DMS em percentagem da média estimada (DMS%) das diferenças formas de adubação (FA) para as duas épocas de semeadura. Santa Maria, UFSM, 1992.

FA	Setembro/91			Novembro/91		
	kg/ha	DMS	DMS%	kg/ha	DMS	DMS%
1	5637,25	235,82	4,18	4470,00	365,27	8,17
2	5343,00	268,80	5,03	4769,50	283,58	5,95
3	6703,00	213,01	3,18	4920,50	334,45	6,80

Com relação às diferenças mínimas significativas, pode-se observar que, na primeira época, a menor ocorreu na FA3 (213,01 kg/ha) enquanto para a segunda época, a menor ocorreu na FA2 (283,58 kg/ha). Observa-se ainda, que as diferenças mínimas significativas médias (DMS), encontradas nas duas épocas de semeadura, ficaram bem abaixo dos valores

comumente encontrados nos experimentos de avaliação de cultivares (SILVA et al., 1988; SILVA et al., 1989).

## CONCLUSÃO

Na cultura do milho, uma forma de adubação constituída por procedimentos mais complexos implica na redução da precisão quando comparada com formas mais simples. O aumento do nível de fertilidade do solo aumenta a precisão para a comparação de médias do rendimento de grãos. O uso das covariáveis população final de plantas e número de espigas aumenta a precisão do experimento para rendimento de grãos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- KIEHL, E.J. **Fertilizantes Orgânicos**. Piracicaba: Agronômica Ceres, 1985. 492 p.
- MIRANDA FILHO, J.B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: **Melhoramento e produção do milho no Brasil**, 2 v. Campinas: Fundação Cargil, 1987. 795 p. p. 765-794.
- NIETO, J.H., STANFORTH, D.W. Corn-foxtail competition under various production condition. **Agronomy Journal**, Madison, v. 53, p. 1-5. 1961.
- PONS, A.L., POPHAL, C.E., DEPONTI, P., et al. Eficiência agrônômica de três tipos de adubo orgânico e da uréia como fontes de nitrogênio para o milho. In: REUNIÃO TÉCNICA ANUAL DO MILHO, 1989, Porto Alegre, RS. **Ata...** Porto Alegre, IPAGRO/EMATER-RS, 1989. 399 p.
- RESENDE, M.D.V., SOUZA JUNIOR, C.L. Tamanho de parcela e número de repetições ideais para avaliação de progênies de milho (*Zea mays* L.) em solos sob cerrado e fértil. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 1992, Porto Alegre, RS. **RESUMOS...** Porto Alegre: CIENTEC, 1992. 175 p. p. 15.
- RUSSEL, E.W., KEEN, B.A., MANN, H.H. Studies in soil cultivation. XI. The effect of inter-tillage on the sugar beet crop. **Journal Agricultural Science**. v. 32, p. 330-337. 1942.
- SILVA, L.C.M., NUSS, C.N., SCHMIDT, E., et al. Avaliação de cultivares de ciclo normal e precoce no Estado do Rio Grande do Sul. In: REUNIÃO TÉCNICA ANUAL DO MILHO, 1988, Porto Alegre, RS. **Ata...** Porto Alegre: IPAGRO/EMATER-RS, 1988. 411 p.
- SILVA, L.C.M., SCHMIDT, E., CORREA, O., et al. Avaliação de cultivares de ciclo normal e precoce no Estado do Rio Grande do Sul. In: REUNIÃO TÉCNICA ANUAL DO MILHO, 1989, Porto Alegre, RS. **Ata...** Porto Alegre: IPAGRO/EMATER-RS, 1989. 399 p.
- STEEL, R.G.D., TORRIE, J.H. **Principles and procedures of statistics**. New York: McGraw Hill Book, 1960. 481 p.
- TRENBATH, B.R. Plant interations in mixed crop communities. In: **Multiple cropping**. Madison: American Society of Agronomy, Crop Science Society of America, Soil Science Society of America, 1977. p. 129-161.
- VALENTINI, L., VIEIRA, C., CONDE, A.R., et al. Fileiras de bordadura em ensaios de competição entre variedades de feijão. **Ciência e Cultura**. v. 40, n. 10, p. 1004-1007. 1988.
- VERNETTI, V.P., VERNETTI, F. J., SILVEIRA JUNIOR, P. Efeito de bordadura lateral e de extremidades de fileiras sob dois níveis de nitrogênio, em quatro cultivares de arroz na Região Sudeste do Rio Grande do Sul, Brasil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 17, n. 2, p. 185-194. 1982.