

HETEROGENEIDADE DO SOLO SOB DIFERENTES ADUBAÇÕES NA CULTURA DO MILHO

SOIL HETEROGENEITY UNDER DIFFERENT FERTILIZER LEVELS IN MAIZE CROP

Sidinei José Lopes¹ Lindolfo Storck²

RESUMO

A partir dos dados de um experimento bifatorial em parcelas subdivididas no delineamento inteiramente casualizado, com três formas de adubação nas parcelas principais, e com duas cultivares de milho, com 10 repetições (20 subparcelas), foram estudados: a variabilidade entre as subparcelas agrupadas em diferentes tamanhos, após subtrair-se o efeito da causa de variação cultivar; e o índice de heterogeneidade do solo para cada repetição das formas de adubação. Estas consistiram em: FA1 - adubação recomendada para rendimento de grãos menor do que 3,0t/ha; FA2 - adubação recomendada para rendimento maior do que 6,0t/ha e tratamento das sementes com Zn; e FA3 - igual a FA2, mais a incorporação ao solo de um composto orgânico. Analisando a variância dos diferentes tamanhos de parcela, observou-se uma relação entre o tamanho da parcela e a forma de adubação, sendo que, para o menor tamanho (5m²) a FA1 apresentou a menor variância, e para o maior tamanho (25m²), não houve diferença significativa entre as adubações. Pela estimativa do índice de heterogeneidade do solo das formas de adubação, conclui-se que a inclusão do adubo orgânico intensifica a variabilidade existente no solo, quando comparado com adubos químicos.

Palavras-chave: adubações, tamanho de parcela, variabilidade.

SUMMARY

This experiment was based on data obtained from a factorial experiment with a split-plot design in which three soil fertility levels (FL) were assigned as main plots, and two maize varieties as 20 sub-plots. The study was conducted to evaluate the variability among sub-plots grouped with different sizes after subtraction of the variety effect, as well as the soil heterogeneity index for each replication of the soil fertility level. The soil fertility levels were: FL1 - fertilization recommended for grain yields up to 3.0 t ha⁻¹; FL2 - fertilization for up to 6.0 t ha⁻¹ plus Zn treated seeds; and FL3 - equal to FL2 plus incorporation of an

organic compost into the soil. Comparing the the variance between different plot sizes was observed interaction between plot size and fertility level. The smallest plot size (5m²) and FL1 showed the smallest variance. However, for fertility level no statistic difference was observed when 25m² plot size was used. The estimation of the soil heterogeneity index due to soil fertilization level indicates that the addition of organic matter increases the variability as compared to the addition of mineral fertilizers.

Key words: soil fertility, plot size, variability.

INTRODUÇÃO

A utilização da experimentação na pesquisa agrônômica é válida quando os fatores que causam o erro experimental forem controlados, pois o que está em risco, em experimentos imprecisos, não é apenas a perda de tempo e de recursos por parte das instituições e pesquisadores que nelas trabalham, mas, acima de tudo, o descrédito junto aos outros pesquisadores e produtores.

A heterogeneidade do solo tem sido citada como o principal fator da falta de uniformidade de experimentos agrícolas (STORCK, 1979; MIRANDA FILHO, 1987; RESENDE, 1989; LOPES, 1993). Essa decorre de variações naturais do solo (textura, estrutura, fertilidade, umidade, entre outras), bem como de variações introduzidas durante a execução do experimento.

Na aplicação de técnicas experimentais para avaliação de determinados tratamentos, uma informação de grande relevância é o tamanho da

¹Engenheiro Agrônomo, Mestre, Professor Assistente do Departamento de Fitotecnia do Centro de Ciências Rurais (CCR) - Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), 97119-119, Santa Maria, RS. E-mail: sjlopes@ccr.ufsm.br. Autor para correspondência.

²Engenheiro Agrônomo, Doutor, Professor Titular do Depto de Fitotecnia do Centro de Ciências Rurais (CCR)/UFSM. Bolsista CNPq.

parcela e o número de repetições a serem utilizados. Essa informação pode ser obtida pela aplicação da Lei da Variância de Smith (SMITH, 1938), que também tem sido utilizada para estudos dos fatores que influenciam a heterogeneidade do solo, como por exemplo: tipos de solos, variações entre anos, locais e culturas (STORCK, 1979).

Recentemente, LÚCIO (1997) estudou a relação de manejos culturais com a precisão experimental, pela coleta de dados referentes aos ensaios de competição de cultivares de milho no Estado do Rio Grande do Sul (549 ensaios de 1987 a 1995), onde observou que os manejos empregados (controle de ervas daninhas, desbaste e controle de insetos) contribuem de maneira diferenciada para a precisão experimental.

O relacionamento do manejo da adubação com a precisão experimental parece não estar muito esclarecido. Enquanto SIQUEIRA (1983) cita que solos pobres, com baixo nível de adubação, proporcionam menor variância que solos bem adubados, RESENDE (1989) encontrou que a precisão experimental é menor em solos ácidos, com nível tóxico de alumínio, do que em solos com pH e alumínio adequados à produção do milho. O objetivo deste trabalho foi avaliar o efeito de diferentes níveis de adubação na cultura do milho sobre a heterogeneidade do solo.

MATERIAIS E MÉTODOS

Foram utilizados os dados de um experimento bifatorial em parcelas subdivididas no delineamento inteiramente casualizado, com três formas de adubação nas parcelas principais, e com duas cultivares de milho nas subparcelas, instalado em área experimental do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria (RS), em 23 de setembro de 1991, com uma densidade de semeadura de 50.000 plantas/ha, após desbaste.

As formas de adubação (FA) foram conduzidas no delineamento inteiramente casualizado com quatro repetições e consistiram de: FA1 - adubação recomendada para uma expectativa de rendimento de grãos menor do que 3,0t/ha; FA2 - adubação recomendada para uma expectativa de rendimento de grãos maior do que 6t/ha e tratamento das sementes com Zn (50g/ha do produto Zn-Triol com 15% de Zn); e FA3 - igual a FA2 mais a incorporação ao solo de um fertilizante composto orgânico (25t/ha). Pela análise química do composto (relação C/N de 16,24), estimou-se que a contribuição de nutrientes, na dosagem utilizada foi de: 105kg/ha de N total; 77,5kg/ha de P₂O₅ e 75kg/ha de K₂O.

A análise química do solo (Podzólico vermelho-amarelo plântico) apresentou os seguintes resultados: pH em água (1:1) 5,2; Al trocável 0,7me/100ml; Índice SMP 5,4; P₂O₅ 3,2; K₂O 38ppm; Ca + Mg 5,5me/100ml e 3,2% de matéria orgânica.

Cada uma das 12 unidades experimentais (três formas de adubação X quatro repetições) com dimensões de 10X10m, foi dividida em 20 subparcelas de 5X1m. Nessas 20 subparcelas foram casualizadas duas cultivares de milho (Agrocere 64A e 3611) com 10 subparcelas por cultivar. Em torno do experimento e entre as unidades experimentais, usou-se uma linha de bordadura da cultivar Agrocere 64A e um metro de linha, nas extremidades do experimento e das unidades experimentais.

A colheita do experimento foi realizada aos 156 dias após a semeadura, por ocasião em que foi avaliado o rendimento de grãos para cada linha de 5m, transformado para toneladas por hectare, com umidade de 13%.

Para eliminar o efeito do fator cultivar e comparar somente o efeito das formas de adubação na heterogeneidade do solo, subtraiu-se o efeito estimado dessa causa de variação, a partir do modelo matemático de efeitos aditivos, e obteve-se a avaliação de cada unidade experimental (UE), como um ensaio de uniformidade (RAY et al., 1973) no seu respectivo nível de adubação.

Para cada UE das formas de adubação foram estimadas: a média de rendimento de grãos (t/ha), a variância e o coeficiente de variação (%), em quatro diferentes agrupamentos de subparcelas adjacentes. Estes agrupamentos simularam parcelas de: 5m² (X=20 subparcelas em cada UE), 10m² (X=10 subparcelas em cada UE), 15m² (X=6 subparcelas em cada UE) e 25m² (X= 4 subparcelas em cada UE).

Com as variâncias calculadas para cada uma das doze UE, foram estimados os índices de heterogeneidade do solo "b", ajustando-se uma regressão onde cada ponto foi ponderado pelo número de graus de liberdade associados a ele, segundo o método empírico de SMITH(1938). O valor de "b" pode ser estimado como um coeficiente de regressão linear, através da logaritmização da equação de Smith:

$$\log VU(x) = \log V_1 - b \log X \quad (1)$$

onde: VU(x) é a variância do valor observado por subparcela, calculada entre as parcelas obtidas com o agrupamento de X subparcelas; V₁ é a variância dos valores de parcelas constituídas de uma subparcela; X é o número de subparcelas que compõem a

parcela de tamanho i , considerando $i = 4, 6, 10$ e 20 ; e, b é o índice de heterogeneidade do solo.

Sabendo que as variâncias dos valores observados por subparcelas $[VU(x)]$ têm diferentes graus de liberdade, conseqüentemente diferentes variâncias, a equação acima foi ponderada pelos respectivos graus de liberdade associados aos quatro tamanhos de parcelas propostos. Para obtenção das estimativas dos coeficientes da equação (1), utilizou-se as fórmulas descritas em STEEL & TORRIE (1960).

Com a finalidade de comparar o efeito das formas de adubação sobre a heterogeneidade do solo, foi aplicado o teste de F ($\alpha=0,01$) para testar a hipótese de paralelismo das regressões ($H_0: \beta_1=\beta_2=\dots=\beta_k$) entre as formas de adubação (SEBER, 1976):

$$F = \frac{(SQE_{H_0} - \sum SQE)/(K - 1)}{\sum SQE/(n - 2K)} \quad (2)$$

onde: SQE_{H_0} é a soma de quadrados do erro conjunta; $\sum SQE$ é o somatório da soma de quadrados do erro de cada regressão; K é o número de regressões (uma equação por FA = 3); n é o número de dados (número de parcelas obtidas pelo agrupamento: subparcelas vezes o número de repetições das FA vezes o número de FA = 48).

Com a finalidade de comparar a variabilidade entre os vários tamanhos de parcelas e o efeito das diferentes formas de adubação em cada tamanho de parcela, realizou-se, também um teste de F (razão entre maior e menor variância ponderada pelos graus de liberdade) entre os quatro tamanhos de parcelas para cada repetição das formas de adubação, e ainda para cada tamanho (variâncias gerais), entre as formas de adubação.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na análise geral (desconsiderando as repetições), a adubação FA1 não apresentou diferença entre as variâncias dos quatro tamanhos de parcelas estudadas (Tabela 1). No entanto, nas repetições três e quatro, a maior variância foi encontrada para as parcelas de $5m^2$, diferindo significativamente das parcelas de $10m^2$ (repetição 3); e das de $15m^2$ e $25m^2$ (repetição 4). Com relação ao coeficiente de variação (CV%) geral, percebe-se um maior ganho de precisão quando passamos das parcelas de $5m^2$ (CV%=12,12) para as parcelas de $10m^2$ (CV%=8,47) do que entre os demais tamanhos, isso mostra que existe mais semelhança entre parcelas de maior tamanho, no entanto, esta diminuição da variação não é proporcional ao aumento do tamanho

da parcela, o que já foi salientado por Le Clerg, *apud* STORCK (1979).

LÚCIO (1997) encontrou o valor de 13,58% como média dos coeficientes de variação de 549 ensaios de competição de cultivares de milho, realizados no Estado do Rio Grande do Sul, entre os anos de 1987 e 1995, para parcelas de 8 a $10m^2$, com média de rendimento de 5,9t/ha. A partir destes dados, pode-se observar que na adubação FA1 a precisão do experimento foi boa em relação aos valores médios encontrados em ensaios de adubação, que se utilizam, normalmente, de adubações superiores.

A relação entre a diferença mínima significativa (DMS) entre dois tratamentos e o coeficiente de variação (CV), estabelecida por LÚCIO (1997) foi igual a $DMS=2,7*CV$. Com isso, para parcelas de $10m^2$ de tamanho seriam necessários aproximadamente 100kg/ha a menos, na diferença entre médias de tratamentos do que para parcelas com $5m^2$, para que fossem detectadas diferenças significativas entre estes tratamentos. Isso confirma a importância do tamanho da parcela na composição da variância do experimento e, conseqüentemente, nas suas conclusões. Também, deve-se perceber que as parcelas de $10m^2$ têm a metade do número de repetições das parcelas de $5m^2$, o que evidencia a superioridade em importância do tamanho da parcela em relação ao número de repetições, o que também foi comentado por HACK, 1976.

Com a FA2 (Tabela 1), observa-se que na análise geral não existe diferença entre as variâncias dos diferentes tamanhos de parcela. Somente a repetição um apresentou diferença significativa entre as variâncias, sendo as parcelas de $15m^2$ com menores valores do que as de $5m^2$ e de $10m^2$. Os coeficientes de variação da FA2 praticamente dobraram de valor quando comparados com os coeficientes da FA1. Neste caso, a comparação da precisão das duas formas de adubação, via coeficiente de variação, fica prejudicada, pois, as médias de rendimento de grãos da FA2 foram inferiores a FA1 para todos os tipos de parcela. Ratifica-se com isso, que o coeficiente de variação deve ser utilizado como medida de precisão somente para experimentos semelhantes.

Observando os resultados da adubação FA3 (Tabela 1), verifica-se que em todas as repetições houve diferença entre as variâncias dos diversos tamanhos de parcelas e, conseqüentemente, apresentaram diferença significativa no geral. Pode-se observar, ainda, que na maioria das repetições há uma diminuição na variância com o aumento do tamanho da parcela até $15m^2$, diferindo ($\alpha<0,05$) das parcelas de $5m^2$. As parcelas maiores ($25m^2$), na maioria das repetições não diferiram das de $15m^2$,

Tabela 1 - Repetição (R), número de linhas (L) de 5 metros (unidades básicas), total de subparcelas (X), variância por unidade básica [V(X)], média e coeficiente de variação (CV%) por repetição e na média das repetições (geral) na forma de adubação para rendimento da cultura do milho menor do que 3,0t/ha (FA1), maior do que 6,0t/ha e tratamento de sementes com Zn (FA2) e igual a FA2 mais a incorporação de um composto orgânico ao solo (FA3). Santa Maria, 1997.

R	L	X	FA1			FA2			FA3		
			V(X) [#]	Média*	CV%	V(X) [#]	Média*	CV%	V(X) [#]	Média*	CV%
1	1	20	0,307601a	6,207	8,94	1,257451a	5,485	20,44	0,907106a	6,574	14,49
1	2	10	0,254140a	12,414	8,12	0,931364a	10,970	17,59	0,193577ab	13,148	6,69
1	3	6	0,242048a	18,683	7,90	0,149373 b	16,293	7,12	0,126827 b	19,751	5,41
1	5	4	0,178525a	31,035	6,81	0,449667ab	27,425	12,23	0,167430ab	32,870	6,22
2	1	20	0,911336a	5,122	18,64	1,209790a	6,326	17,39	1,221259a	6,950	15,90
2	2	10	0,522235a	10,244	14,11	0,858737a	12,652	14,65	0,209024ab	13,900	6,58
2	3	6	0,238974a	14,850	9,88	0,753909a	18,738	13,90	0,135125 b	20,827	5,30
2	5	4	0,214399a	25,610	9,04	0,692759a	31,630	13,16	0,196122ab	34,750	6,37
3	1	20	0,383791a	5,347	11,59	1,475346a	5,228	23,23	3,699796a	6,355	30,27
3	2	10	0,098358b	10,694	5,87	0,749211a	10,456	16,56	2,144510ab	12,710	23,04
3	3	6	0,180776ab	15,936	8,00	0,418445a	16,160	12,01	0,777905ab	19,050	13,89
3	5	4	0,107171ab	26,735	6,12	0,534272a	26,140	13,98	0,396907b	31,775	9,91
4	1	20	0,299183a	5,873	9,31	2,888838a	4,333	39,23	0,664939a	6,433	12,68
4	2	10	0,114901ab	11,746	5,77	1,228153a	8,666	25,58	0,265225ab	12,866	8,01
4	3	6	0,046130b	17,367	3,71	0,664474a	12,920	18,93	0,104277b	19,106	5,07
4	5	4	0,030417b	29,365	2,97	0,601352a	21,665	17,90	0,139751ab	32,165	5,81
Geral											
-	1	20	0,475448a	5,637	12,12	1,707856a	5,343	25,07	1,623275a	6,578	18,34
-	2	10	0,247409a	11,275	8,47	0,941866a	10,686	18,60	0,703084a	13,156	11,08
-	3	6	0,176982a	16,709	7,37	0,496550a	16,028	12,99	0,286034b	19,683	7,42
-	5	4	0,132628a	28,186	6,24	0,569513a	26,715	14,32	0,225053a	32,890	7,08

[#] V(X) não seguidas por mesmas letras, diferem pelo teste de F (p=0,05).

* Média em t/ha para L=1, para os demais tamanhos de parcela a média fica multiplicada pelo número de linhas.

pois a precisão, uma vez atingido o tamanho ideal, diminui rapidamente com tamanhos maiores (BANZATTO & KRONKA, 1989).

Comparando com as demais formas de adubação, a FA3 foi a única que apresentou, na análise geral, diferença significativa entre as variâncias, sendo que as parcelas de 15m² tiveram os menores valores. Esta diferença deve estar associada à incorporação do composto orgânico na FA3, que tornou mais evidente o efeito do tamanho da parcela na variação do experimento, pois a heterogeneidade, inerente ao composto, pode ter sido diluída nos maiores tamanhos de parcelas.

Aplicando-se o teste de F para comparar as variâncias gerais dos mesmos tamanhos de parcelas entre as formas de adubação da Tabela 1, o menor tamanho de parcela (5m²), na forma com menor nível de adubação (FA1), apresentou variância significativamente menor do que as formas com maior nível de adubação (FA2 e FA3), em nível de 5% de erro. As variâncias das três formas de adubação para os maiores tamanhos de parcelas (15m² e 25m²) não diferiram entre si. A partir disso, pode-se

perceber o efeito da interação entre o tamanho da parcela e o nível de adubação, porém deve-se ficar atento ao número diferenciado de graus de liberdade para a comparação de cada tamanho de parcela.

Relacionando o índice de heterogeneidade do solo (Tabela 2) das três formas de adubação utilizadas, verifica-se que a FA3 apresenta o maior valor (ou seja, baixa correlação entre as parcelas ou solo mais heterogêneo), diferindo das formas de adubação FA1 e FA2. Estas duas formas químicas de adubação não se diferenciaram em termos de heterogeneidade do solo, porém, deve-se lembrar que neste ano agrícola, os níveis de precipitação pluviométrica estiveram abaixo da média da região, o que certamente impossibilitou a plena utilização pelas plantas do adubo disponível.

Os coeficientes de variação gerais nas três formas de adubação (Tabela 1) indicam um maior ganho de precisão pelo aumento do tamanho da parcela na FA3 (CV% decresce 39,59% de subparcelas de 5m² para 10m²). Isso decorre em função desta adubação apresentar, também, o maior índice de heterogeneidade do solo.

Tabela 2 - Índice de heterogeneidade do solo (b) e coeficiente linear (a) com seus respectivos níveis mínimos de significância (nms), por repetição (R), na média das repetições (geral) e na média das formas de adubação - FA (global) para rendimento de grãos de milho. Santa Maria, 1997.

FA [#]	R	b*	nms	a	nms	r ²
1	1	0,2894	0,026	0,3097	0,01	0,9481
1	2	0,9924	0,024	0,9212	0,541	0,9516
1	3	0,8199	0,188	0,3375	0,082	0,6595
1	4	1,5088	0,007	0,3006	0,006	0,9854
Geral	-	0,9274A	0,006	0,4122	0,001	0,4266
2	1	1,0444	0,227	1,2877	0,616	0,5981
2	2	0,3950	0,018	1,1904	0,044	0,9651
2	3	0,8512	0,056	1,4210	0,142	0,8919
2	4	1,1319	0,017	2,8089	0,010	0,9668
geral	-	0,8556A	0,001	1,5729	0,006	0,5679
3	1	1,4602	0,078	0,7977	0,538	0,8510
3	2	1,6210	0,088	1,0471	0,911	0,8324
3	3	1,3148	0,030	3,9516	0,014	0,9402
3	4	1,2579	0,048	0,6399	0,159	0,9062
geral	-	1,4135 B	0,003	1,2056	0,507	0,4882
Global		0,2888	0,000	2,5549	0,000	0,8190

[#]FA - Forma de Adubação: 1= para rendimento menor do que 3 t/ha; 2= para rendimento maior do que 6t /ha e tratamento de sementes c/ Zn; 3= FA2 + incorporação ao solo de um fertilizante orgânico;

*Valores gerais dos índices de heterogeneidade do solo das FA não seguidos pela mesma letra, diferem pelo teste de F, p=0,05 (SEBER, 1976).

O valor de "b" global para rendimento de grãos (0,2888) na cultura do milho é semelhante ao encontrado por outros autores (HALLAUER, 1964; STORCK, 1979) que utilizaram o método de Smith em ensaios de uniformidade. Esse valor do índice de heterogeneidade global indica pequenas mudanças nas condições do solo, à medida que se percorre a área num sentido, o que não impede que pontos distantes dentro desta área apresentem valores discrepantes. Isso explica a diferença de valores de "b" quando se avalia as FA individualmente, já que as repetições estão dispersas na área, e também, o alto coeficiente de variação global (28,06%). Como este depende da magnitude dos desvios em relação à média, a diferença de rendimento de grãos das três formas de adubação resultou em um alto coeficiente de variação, o mesmo já foi encontrado em ensaios de uniformidade, com necessidade de blocagem, por WIEDEMANN & LEININGER (1963) e STORCK (1979).

Outros fatores que devem ser considerados na comparação entre os valores de "b", de diferentes ensaios de uniformidade, são o número e o tamanho das unidades básicas utilizadas para o cálculo

do índice de heterogeneidade do solo. OLIVEIRA (1994) conclui que um ensaio em branco, com maior número de unidades básicas, proporciona um menor valor de "b" do que ensaios com menor número. HALLAUER (1964) utilizou o dobro da unidade básica (10m²) deste trabalho, encontrando índices de heterogeneidade entre 0,35 e 0,78, enquanto STORCK (1979), com 1m², encontrou para rendimento de grãos b=0,3795.

O efeito da inclusão da adubação orgânica na FA3, aumentando a heterogeneidade do solo, possivelmente, deve-se ao fato de que a variabilidade natural do solo, devido à umidade, aeração, temperatura, microorganismos, entre outros, é intensificada pela presença do composto orgânico, que terá sua decomposição diferenciada quanto à intensidade e rapidez, conforme a condição do solo, proporcionando variabilidade na disponibilidade de nutrientes, durante o ciclo da cultura. Esse fato evidencia a inviabilidade deste tipo de material em experimentos agrícolas, devendo-se utilizar adubos químicos, que são prontamente disponíveis às plantas. Quando for o caso de tratamentos com adubação orgânica, deve-se optar por materiais mais homogêneos, caso contrário, pode acarretar em variâncias heterogêneas dos tratamentos, alterando o nível de significância do teste de F da análise da variância. Uma alternativa que pode ser sugerida e surtir efeito na redução do erro experimental, pela facilidade de homogeneização e aplicação, é o uso de adubos orgânicos líquidos.

Na Tabela 2, observa-se ainda, que as estimativas gerais dos parâmetros das equações para as três formas de adubação foram altamente significativas (nms<0,01) para o rendimento de grãos. Já os coeficientes de determinação gerais das equações ajustadas não foram tão altos para as formas de adubação estudadas, se comparado com o global e por repetição, provavelmente, pela dispersão das repetições na área experimental.

Através do cálculo do coeficiente de correlação de Pearson, observou-se que não houve correlação significativa entre o índice de heterogeneidade do solo e o coeficiente de variação entre as 12 unidades experimentais. Isso ocorreu, provavelmente, pelo fato de que o índice de heterogeneidade do solo apresentou um comportamento distinto entre as formas de adubação utilizadas; enquanto que na FA3 houve uma correlação positiva (r =0,9428); nas demais formas não houve correlação. Ou seja, a FA3, que apresentou maior índice de heterogeneidade, teve também a maior média de rendimento de grãos, o que contribuiu para reduzir o valor do coeficiente de variação.

CONCLUSÃO

As formas de adubação têm influência sobre a heterogeneidade do solo; e, a incorporação de composto orgânico como forma de adubação, comparado com a adubação química, resulta em maior variabilidade do solo e do erro experimental e, por consequência, menor precisão experimental.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BANZATTO, D.A., KRONKA, S.N. **Experimentação agrícola**. Jaboticabal: FUNEP, 1989. 247 p.
- HACK, H.R. Components of error in field experiments with cotton, groundnuts, kenaf and sesame in the central Susan railands. I. Field and statistical methods; increasing precision by replication and its cost. **Experimental Agriculture**, London, n. 12, p. 209-224, 1976.
- HALLAUER, A.R. Estimation of soil variability and convenient plot size from corn trials. **Agronomy Journal**, Madison, n. 56, p. 493-499. 1964.
- LOPES, S.J. **Avaliação do efeito de diferentes formas de adubação sobre a precisão de ensaios de milho**. Santa Maria - RS. 72 p. Tese (Mestrado em Agronomia) - Curso de Pós-graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, 1993.
- LÚCIO, A.D. **Parâmetros da precisão experimental das principais culturas anuais do Estado do Rio Grande do Sul**. Santa Maria - RS. 64 p. Tese (Mestrado em Agronomia) - Curso de Pós-graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, 1997.
- MIRANDA FILHO, J.B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: **Melhoramento e produção do milho**. Campinas: Fundação Cargill, 1987. v. 2. p. 765-794.
- OLIVEIRA, P.H. **Tamanho e forma ótima da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata**. Santa Maria - RS. 83 p. Tese (Mestrado em Agronomia) - Curso de Pós-graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, 1994.
- RAY, S., SHARMA, C.B., SHUKLA, V. Technique of estimating optimum size and shape of plot from fertiliser trial data. **Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics**, Bangalore, v. 25, n. 2, p. 193-196, 1973.
- RESENDE, M.D.V. de. **Seleção de genótipos de milho (*Zea mays* L.) em solos contrastantes**. Piracicaba - SP. 212 p. Tese (Mestrado em Melhoramento de Plantas) - Curso de Pós-graduação em Melhoramento de Plantas, Universidade de São Paulo, 1989.
- SEBER, G.A.F. **Linear Regression Analysis**. New York: John Wiley & Sons, 1976, 465 p.
- SIQUEIRA, A.L. **Uso de transformação em análise de variância e análise de regressão**. São Paulo - SP. 154 p. Tese (Mestrado em Estatística) - Curso de Pós-graduação em Estatística, Universidade de São Paulo, 1983.
- SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal Agricultural Science**, Camberra, v. 28, p. 1-23, 1938.
- STEEL, R.G.D., TORRIE, J.H. **Principles and procedures of statistics**. New York: McGraw-Hill, 1960, 481 p.
- STORCK, L. **Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho**. Porto Alegre - RS. 98 p. Tese (Mestrado em Agronomia) - Curso de Pós-graduação em Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1979.
- WIEDEMANN, A.M., LEININGER, L.N. Estimation of optimum plot size and shape for safflower yield trials. **Agronomy Journal**, Madison, n. 55, p. 222-225. 1963.