



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA**

**TÉCNICAS PARA EXECUÇÃO DE EXPERIMENTOS
SOB AMBIENTE PROTEGIDO PARA A CULTURA DA
ABOBRINHA ITALIANA**

TESE DE DOUTORADO

SANDRA FEIJÓ

**Santa Maria, RS, Brasil
2005**

**TÉCNICAS PARA EXECUÇÃO DE EXPERIMENTOS SOB
AMBIENTE PROTEGIDO PARA A CULTURA DA
ABOBRINHA ITALIANA**

por

Sandra Feijó

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Agronomia, área de concentração em Produção Vegetal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de

Doutor em Agronomia

Orientador: Prof. Dr. Lindolfo Storck

**Santa Maria, RS - Brasil
2005**

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Rurais
Programa de Pós-Graduação em Agronomia**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada, aprova a
Tese de Doutorado

**TÉCNICAS PARA EXECUÇÃO DE EXPERIMENTOS SOB AMBIENTE
PROTEGIDO PARA A CULTURA DA ABOBRINHA ITALIANA**

elaborada por
Sandra Feijó

como requisito para obtenção do grau de
Doutor em Agronomia

COMISSÃO EXAMINADORA:

Lindolfo Storck, Dr. (Presidente/ Orientador)

Francisco Amaral Villela , Dr. (UFPel)

Alberto Cargnelutti Filho, Dr. (FEPAGRO/RS)

Alessandro Dal Col Lúcio, Dr. (UFSM)

Danton Camacho Garcia, Dr. (UFSM)

Santa Maria, 01 de julho de 2005.

...“Aquele que dá ensinamentos a seu filho será louvado por causa dele. E nele mesmo se gloriará entre seus amigos”...

Eclesiásticos 30:2

**Dedico à minha
Amada filha Maria Eduarda:
Estou, estarei, sou e serei
Por ti, pra ti.**

AGRADECIMENTOS

Ao Senhor Meu Deus, pela saúde, oportunidade e serenidade;

Ao orientador prof. Lindolfo Storck, para todos os momentos de ensinamento com paciência, profissionalismo, empenho e disposição meus mais sinceros agradecimentos e para os momentos de compreensão, confiança e respeito profissional minha eterna gratidão;

À minha querida mãe Carlota, minha mais fiel incentivadora, por ser mãe de minha filha, ao Dejalmir pela compreensão e paciência na minha ausência, à minha sobrinha Anahí por ser a mãezinha, a minha amiga Cláudia Nardi pelo incentivo para mais este trabalho;

A Universidade Federal de Santa Maria por tantos anos de acolhida;

Ao CNPq pela concessão da bolsa de estudos;

Aos professores Alessandro Dal Col Lúcio, Sidinei José Lopes pela gentileza de seus ensinamentos;

Aos colegas Ricardo, Bernardo, Alexandra, Fernando e Henrique pela ajuda na condução do experimento;

As amigas Paula e Melissa pela ajuda incansável para realização desse trabalho;

Ao prof. Arno Bernardo Heldwein e Luciano Streck;

Ao Departamento de Fitotecnia, na figura de seus professores e funcionários, em especial a Elenice e Adriana;

Aos funcionários da biblioteca setorial do CCR, Sr. Luiz e Salete, que já são velhos amigos;

Aos colegas de curso Sérgio e Luciane fiéis companheiros e consultores;

A todos que de uma forma ou de outra participaram, incentivaram, torceram e alegraram-se com a realização deste trabalho.

LISTA DE TABELAS

Pág.

CAPÍTULO 1

TABELA 1 - Fontes de variação (FV), graus de liberdade (GL), quadrado médio (QM), média geral e coeficiente de variação (CV) da fitomassa de frutos (g.planta^{-1}) medida em 27 colheitas com quatro intervalos de colheita (Caso 1) e de parcelas de seis plantas dentro de cada intervalo de colheita (Caso 2). Santa Maria – RS, 2005..... 67

TABELA 2 - Estimativas dos coeficientes de repetibilidade (ρ) e respectivos coeficientes de determinação (R^2) da fitomassa de frutos (g.planta^{-1}) obtidos a partir de parcelas de seis plantas dentro de cada intervalo de colheita. Santa Maria – RS, 2005..... 67

TABELA 3 - Número de medições (colheitas) da fitomassa de frutos (g.planta^{-1}), obtidos a partir de parcelas de seis plantas dentro de cada intervalo de colheita, associado a diferentes graus de determinação do coeficiente de repetibilidade (R^2), em cinco métodos de estimação. Santa Maria - RS, 2005..... 68

CAPÍTULO 2

TABELA 1 - Média (M_1) entre as parcelas de uma unidade básica, estimativas dos parâmetros das funções $VU(x)=V_1/X^b$ e $CV(x)=A/X^B$ e tamanho ótimo de parcela (X_0) para diferentes variáveis do solo de uma estufa. Santa Maria – RS,

	2005.....	83
TABELA 2 -	Tamanho de amostra em túnel plástico (100m ²), para diferentes variáveis do solo em diferentes semi-amplitudes do intervalo de confiança da média em porcentagem (D%). Santa Maria – RS, 2005.....	83
CAPÍTULO 3		
TABELA 1 -	Média (M ₁) da fitomassa de frutos por planta de abobrinha italiana (g) acumulada até o n-ésimo dia de colheita (N ^o), estimativa dos parâmetros das funções $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$ e tamanho ótimo de parcela (X ₀) para quatro intervalos de colheita. Santa Maria – RS, 2005.....	101
TABELA 2 -	Resultados dos testes de mesma origem, do paralelismo e da coincidência das funções $VU(x)=V_1/X^b$ entre os quatro tratamentos, para a fitomassa de frutos (g) por planta de abobrinha italiana acumulada até o n-ésimo (N ^o) dia de colheita. Santa Maria – RS, 2005.....	102
TABELA 3 -	Diferença mínima significativa entre médias de tratamentos em porcentagem da média (d), número de repetições (r), número de tratamentos (l), tamanho de parcela em número de unidades básicas (X ₀). Santa Maria – RS, 2005.....	102

LISTA DE FIGURAS

	Pág.
CAPÍTULO 1	
FIGURA 1 - Média (g.planta^{-1}), variância da fitomassa de frutos ($\text{g}^2.\text{planta}^{-1}$) e precipitação média (mm) a partir da colheita 1 até a 27. Santa Maria – RS, 2005.....	68
FIGURA 2 - Ganho de precisão (r_{PC}) em função do número de colheitas. Santa Maria – RS, 2005.....	69
CAPÍTULO 2	
FIGURA 1 - Plano de amostragem do solo dentro da estufa (5X20m). Santa Maria – RS, 2005.....	77

SUMÁRIO

	Pág.
LISTA DE TABELAS.....	06
LISTA DE FIGURAS.....	08
RESUMO.....	11
ABSTRACT.....	12
1. INTRODUÇÃO.....	13
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	
2. 1 A ABOBRINHA ITALIANA.....	15
2. 2 CULTIVO EM AMBIENTE PROTEGIDO.....	18
2. 3 EXPERIMENTAÇÃO VEGETAL.....	21
2. 4 ERRO EXPERIMENTAL.....	27
2. 5 REPETIBILIDADE.....	34
2. 6 TAMANHO E FORMA DE PARCELA.....	37
2. 7 TAMANHO DE AMOSTRA.....	51
CAPÍTULO 1 - REPETIBILIDADE DO PESO DE FRUTOS DE ABOBRINHA ITALIANA	
RESUMO.....	55
ABSTRACT.....	56
INTRODUÇÃO.....	57
MATERIAL E MÉTODOS.....	59

RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	62
CONCLUSÕES.....	66
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	70
CAPÍTULO 2 - HETEROGENEIDADE DAS CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO EM AMBIENTE PROTEGIDO E TAMANHO DE AMOSTRA	
RESUMO.....	72
ABSTRACT.....	73
INTRODUÇÃO.....	74
MATERIAL E MÉTODOS.....	76
RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	79
CONCLUSÕES.....	82
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	84
CAPÍTULO 3 - HETEROGENEIDADE DA PRODUÇÃO DE ABOBRINHA ITALIANA EM AMBIENTE PROTEGIDO E PLANO EXPERIMENTAL	
RESUMO.....	87
ABSTRACT.....	89
INTRODUÇÃO.....	90
MATERIAL E MÉTODOS.....	92
RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	96
CONCLUSÕES.....	99
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	103
3. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	106
4. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	108

RESUMO

Tese de Doutorado
Programa de Pós-Graduação em Agronomia
Universidade Federal de Santa Maria

TÉCNICAS PARA EXECUÇÃO DE EXPERIMENTOS SOB AMBIENTE PROTEGIDO PARA A CULTURA DA ABOBRINHA ITALIANA

AUTORA: SANDRA FEIJÓ

ORIENTADOR: LINDOLFO STORCK

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 01 de julho de 2005.

Para se determinar técnicas para execução de experimentos, sob ambiente protegido, para a cultura da abobrinha italiana, foi realizado um experimento em estufa plástica no período de 18/08/2003 a 07/12/2003, em área pertencente ao Departamento de Fitotecnia, na UFSM, Santa Maria, RS. As mudas foram transplantadas para a estufa plástica com espaçamento de 0,80 m entre plantas e 1,0 m entre filas, totalizando 24 plantas por fila. Foram realizadas 27 colheitas de frutos, com comprimento ≥ 15 cm. As amostras de solo foram coletadas antes da implantação do experimento, cada ponto amostral era composto por quatro subamostras. O índice de heterogeneidade de Smith (b) foi estimado pelo método de SMITH (1938) e o tamanho ótimo de parcela através do método da máxima curvatura modificado (MEIER & LESSMAN, 1971). A estimativa do erro experimental e a diferença entre quatro intervalos de colheita foram avaliados no primeiro trabalho. A colheita e avaliação da metade inicial do período produtivo da abobrinha italiana em estufa de plástica foi suficiente para estimar o erro experimental, usando seis plantas por parcela, para avaliar diferentes intervalos de colheita. O objetivo do segundo trabalho, foi avaliar o índice de heterogeneidade de Smith das principais características químicas do solo, em estufa plástica, e determinar o tamanho de amostra. Para todas variáveis analisadas, o índice de heterogeneidade de Smith, foi próximo a zero e o tamanho ótimo de parcela, foi igual à uma unidade básica, ou seja, um ponto amostral. O tamanho de amostra estimado, foi de dez pontos amostrais, como representativo para todas as variáveis analisadas, com semi-amplitude do intervalo de confiança da média em porcentagem, de 20% em nível 5% de probabilidade de erro. O terceiro trabalho teve por objetivos avaliar o índice de heterogeneidade de Smith da produção de abobrinha italiana, para os diferentes intervalos de colheita dos frutos, em diferentes níveis de colheitas acumuladas, em ambiente protegido; estimar o tamanho ótimo de parcela e determinar a diferença mínima significativa entre tratamentos, variando o tamanho da parcela e o número de repetições. Como conclusão, o índice de heterogeneidade de Smith, foi baixo e o tamanho ótimo de parcela para a produção total de abobrinha italiana varia entre uma e sete plantas, conforme a frequência de colheitas. O uso de parcelas com três plantas, seis repetições é mais adequado e apresenta uma diferença mínima significativa entre tratamentos, em porcentagem da média, de 75,94%.

Palavras-chave: *Cucurbita pepo*, tamanho ótimo de parcela, tamanho de amostra, repetibilidade

ABSTRACT

Doctor's Teses

Programa de Pós-Graduação em Agronomia
Universidade Federal de Santa Maria

TECNICALS TO EXECUTION TRIALS IN PROTECTED ENVIRONMENTS FOR ITALIAN PUMPKIN

AUTHOR: SANDRA FEIJÓ

ADVISER: LINDOLFO STORCK

Defense: Santa Maria, July/01/2005.

In order to determinate technicals to execution trials in protected environments for italian pumpkin was accomplished an experiment, from 18/08/2003 to 07/12/2003, in the area of the Department of Fitotecnia – UFSM, in plastic greenhouse, with four rows and each row consisted of twenty-four plants. A total of twenty-seven harvests were made, evaluating fruit weight with length ≥ 15 cm. ~~The sample soil was sampled~~ before accomplishment the experiment; one sample point is equal to four sub sample. The Smith heterogeneity index was estimated using SMITH's method (1938) and optimum plot size using method modified maximum curvature (MEIER & LESSMAN, 1971). Estimate, for how long productive period of italian pumpkin, in plastic greenhouse, must be evaluated aiming to estimate the experimental error and the difference among four intervals of harvest, was the aim in order to first paper. The harvest and evaluation of the initial half of the productive period of Italian pumpkin in plastic greenhouse was sufficient to estimate the experimental error, using six plants by plot, to evaluate different intervals of harvest. Because of high experimental error, the evaluation of the Italian pumpkin production during all the productive period is not sufficient to differentiate four treatments of intervals of harvest. The aim the second paper, was evaluate the chemicals characteristics of the soil heterogeneity index under environmental protect and determinate sample size. The values the Smith heterogeneity index were considerate small. The optimum plot size was equal to one basic unit, in other words, one sample point. The sample size estimated was ten sample points for the half width of the confidence interval of 20%, to 5% of error probability. The third paper, aimed evaluate the Smith heterogeneity index in order to different intervals of the harvest of fruits in different levels of the accumulate harvests of italian pumpkin in greenhouse, estimate the optimum plot size and determinate the least significant differences within treatments with variation in the size plot and number of replications. The Smith heterogeneity index is smaller and the use of smaller plots with larger number of replications benefit the experimental precision. The optimum plot size in order to yield italian pumpkin varying between one and seven plants, promoted appropriate evaluation of the yield italian pumpkin in the different studied treatments. Plots with three plants and six replications is better in order conduction the experiments, with least significant differences within treatments (average percentage) in 75,94%.

Key words: *Cucurbita pepo*, optimum plot size, sample size, repeatability.

1. INTRODUÇÃO

Todo e qualquer tratamento a ser avaliado possui uma variabilidade inerente a sua composição. Técnicas são desenvolvidas e difundidas com o intuito de minimizar a variabilidade pré-existente, bem como, reduzir a imposição de variabilidade quando da execução de experimentos.

Inúmeros trabalhos são desenvolvidos para determinar quais técnicas são passíveis de serem aplicadas a fim de controlar a variabilidade em todos os sentidos, seja ela inerente aos tratamentos a serem aplicados ou da execução do experimento. Há uma grande diferença entre experimentos conduzidos a campo e experimentos conduzidos em ambiente protegido, o que aumenta as lacunas para se determinar a exeqüibilidade de determinados manejos e técnicas, ora dispensados em campo.

Aliada ao aumento da exigência do mercado consumidor em qualidade e restrição no uso de defensivos agrícolas, inúmeras alternativas são usadas a fim de atender e agregar valor aos produtos voltados a este mercado. Uma alternativa é o cultivo em ambiente protegido, sendo viável financeiramente, embora poucas culturas estejam adaptadas nesse meio, ainda, encontrando inúmeras espécies em fase de adaptação e em estudo de manejos alternativos para se obter domínio na condução dessas culturas.

A abobrinha italiana apresenta grande importância econômica, e ainda, está em fase de expansão para comercialização. Sua característica de produção cíclica com inúmeras colheitas aumenta mais as preocupações com o devido manejo e alcance de menor variabilidade entre as observações obtidas para se ter experimentos precisos com esta cultura.

Uma forma muito discutida e importante para se reduzir o erro experimental, bem como controlar a variabilidade existente, é o conhecimento do tamanho e forma de parcela, que otimiza a avaliação das variáveis respostas com segurança e maior precisão, bem como a determinação do tamanho da amostra, que são imprescindíveis para que se mantenha a representabilidade da característica estudada. Em contraposição, diferentes metodologias podem determinar o tamanho ótimo de parcela, porém a eleição da metodologia adequada é um passo importante a fim de justificar o uso e a reconhecida superioridade do método para se determinar o tamanho ótimo de parcela.

Fatores como tempo e mão-de-obra, são imprescindíveis no momento da execução de um experimento ou mesmo nos cultivos comerciais. Temos à disposição inúmeras técnicas estatísticas para se responder objetivos definidos na pesquisa. O problema com relação ao comportamento cíclico da espécie, reserva a qualidade de poder utilizar a análise de repetibilidade para se determinar o tempo necessário, ao longo de n colheitas, para se detectar diferenças entre tratamentos sem mesmo necessitar conduzir o experimento até o fim.

Tendo em vista estes aspectos o trabalho teve por objetivos:

- Estimar por quanto tempo do período produtivo da abobrinha italiana em estufa de plástico deve ser avaliado visando à estimativa do erro experimental e a diferença entre quatro intervalos de colheita;
- Avaliar o índice de heterogeneidade das características químicas do solo e tamanho de amostra;
- Estimar o tamanho ótimo de parcela para a cultura da abobrinha italiana e tamanho de amostra para a variável rendimento de frutos.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 A abobrinha italiana

As cucurbitáceas são de considerável importância para a humanidade, pois servem de alimento ao homem desde a antiguidade até os dias de hoje e os frutos de algumas espécies serviram, e até hoje ainda servem, como utensílios. Hoje as diferentes espécies dessa família já fazem parte da dieta das pessoas de todos níveis sócio-econômicos (CASSERES, 1984).

Pertencente à ordem das Violales, as cucurbitáceas são uma família de plantas formadas por trepadeiras de crescimento rápido, com grandes talos não lenhosos, gavinhas enroladas em espiral e fruto característico; consiste numa casca dura que envolve uma polpa carnosa com abundantes sementes. A importância da família das Cucurbitaceae relaciona-se, principalmente, ao valor alimentício e à versatilidade culinária dos frutos de algumas espécies dos gêneros *Cucurbita* (abóboras, abobrinhas e morangas), *Cucumis* (pepino, melão e maxixe), *Citrullus* (melancia), *Sechium* (chuchu), *Lagenaria* (abobrinha água ou marimba) e outras de menor expressão (FONTES & LIMA, 1993).

Muitas espécies são uma importante fonte de alimento, em especial as abóboras, as abobrinhas, os pepinos e os melões e é da espécie da *Cucurbita pepo* que se tem o maior número de cultivares especiais para consumo de frutos jovens, onde, conforme FONTES & LIMA (1993) constituem alimentos basicamente energéticos, devido aos teores elevados de açúcares e, em alguns, de amido e algumas cultivares de abóboras e pepinos apresentam altos teores de ácido

ascórbico. FABICHAK (1983) cita que 100g de matéria fresca fornecem 35,5 Kcal. Também existem espécies produtoras de fibras e ornamentais.

A *Cucurbita pepo* é uma espécie de hábito de crescimento ereto, ou seja, ao contrário das demais, suas ramas são curtas e a planta não se espalha pelo chão e por isso é também conhecida como abóbora de moita (FILGUEIRA, 2000), emitindo numerosas folhas verde-escuras, grandes e profundamente recortadas. O fruto tem cinco lóbulos, é liso e de cor característica (CAMARGO, 1992). A abobrinha italiana teve sua introdução no Brasil com a cultivar Caserta de origem americana, que tem a preferência popular nos principais mercados do centro-sul do país, além de ser uma das mais produtivas dentre as cultivares de abobrinha (FILGUEIRA, 2000).

O cultivo da abobrinha italiana pode ser feito durante todo o ano nos cultivos em ambiente protegido. O ciclo vegetativo é em torno de 40 a 50 dias, isto é, a colheita dos frutos se dá depois desse período (FABICHAK, 1983). As cucurbitáceas se desenvolvem bem em climas com temperaturas entre 18° e 25° C, com limite mínimo de 10° C e máximo de 32° C. A abobrinha italiana é, entre as cucurbitáceas, a espécie que apresenta maior tolerância ao frio (VIGGIANO, 1990; MESSIAEN *et al.*, 1995; FILGUEIRA, 2000). Como qualquer outra cultura de verão é intolerante a geadas e ao frio excessivo. As altas temperaturas também são prejudiciais, principalmente à boa polinização e à alta produtividade (FILGUEIRA, 2000). As cucurbitáceas em geral são indiferentes a variação do fotoperíodo (CERMEÑO, 1990).

Dentre as culturas de cultivo comum em ambiente protegido, as cucurbitáceas tem melhor desempenho quando a umidade relativa do ar é mediana, isso se deve provavelmente a suas características fisiológicas e de polinização. A

abertura da flor na abobrinha italiana é matinal, após o nascer do sol, permanecendo fechada à tarde. Os grãos de pólen são viscosos e aderentes, sendo assim, imprescindível o acesso dos insetos ou a polinização artificial para a fertilização, o vento não atua como carregador do pólen conforme CAMARGO (1992). A polinização deficiente ocasiona o retardamento do desenvolvimento do fruto, paralisação no crescimento e um tipo de apodrecimento apical, similar àquele causado pela deficiência de cálcio (MESSIAEN *et al.*, 1995).

Normalmente esse distúrbio aparece em decorrência do ressecamento do pólen em períodos de baixa umidade do ar, ou resulta da morte de insetos polinizadores com a pulverização de inseticidas ou devido à ausência de insetos pela ocorrência de dias com baixas temperatura ou chuva contínua (CAMARGO, 1992). IOZI *et al.* (2000) fazem referência aos estudos realizados com o uso de fitorreguladores no pegamento de frutos em cucurbitáceas e mencionam que a abobrinha italiana tem sido cultivada nos meses mais frios, em ambientes protegidos, na busca de sua adaptação climática e produção fora de época, conseguindo, assim, melhores preços para o produto colhido. Ainda, um dos fatores que limita a produção de abobrinha nos meses de inverno é a redução de agentes polinizadores, fato que se agrava em cultivo sob ambientes protegidos. Com a polinização deficiente, poderá haver menor pegamento de frutos e, conseqüentemente, queda na produção e a aplicação de fitorreguladores têm sido estudada para atenuar esse problema.

2. 2 Cultivo em ambiente protegido

O cultivo em ambientes protegidos assumiu importante papel nos últimos anos, por representar uma fração significativa da produção de espécies olerícolas e ornamentais no Brasil. É no tocante ao manejo das culturas que os ambientes protegidos oferecem um grande número de alternativas. A interposição de uma barreira artificial entre a cultura e a atmosfera oferece ao agricultor, pela primeira vez na história da agricultura, a possibilidade de ajustar o ambiente às plantas (ANDRIOLO, 1999).

No século XVIII, com a paixão pelas plantas exóticas e raras e com os contínuos progressos na jardinagem, difundiu-se o uso de proteções, que passam dos jardins privados para os jardins públicos, constituindo uma atração importante para os seus visitantes (ALPI & TOGNONI, 1988). Além do aspecto arquitetônico descrito, a evolução permitiu aos ambientes protegidos inúmeras variações quanto aos tipos, ambientes e finalidades já descritas por ALPI & TOGNONI (1988) e CERMEÑO (1990).

O cultivo comercial de hortaliças em ambientes protegidos com cobertura plástica é uma atividade consolidada e crescente, principalmente nas proximidades das grandes concentrações urbanas, onde a capacidade de produção em pequenas áreas atende a grande demanda que esses locais apresentam, tanto em quantidade como em qualidade de produção de produtos hortigranjeiros (MEDEIROS *et al.*, 2001).

Em hortofloriculturas, os ambientes protegidos possuem as seguintes vantagens: cultura fora da época normal, aumento das produções, melhoria da qualidade do produto final, maior precocidade, melhor controle de pragas e doenças,

economia da água de irrigação, melhor proteção contra os rigores do clima, trabalhos em melhores condições de comodidade e segurança (CERMEÑO, 1990). OLIVEIRA (1995) acrescenta outras vantagens ao uso dos ambientes fechados e semi-fechados, como a redução da lixiviação do solo, barateamento de produtos durante a entressafra e a produção obtida pode ser duas ou três vezes maior do que as obtidas em cultivos de campo. Apesar da importância dos cultivos em ambientes protegidos, ainda são insuficientes os resultados de pesquisa que subsidiem o aproveitamento do potencial dessa tecnologia nas diferentes regiões climáticas do Brasil (LOPES FILHO, 2000).

Nas estufas da região de Santa Maria são cultivados basicamente tomates, pepino para conserva, feijão de vagem e alface, sendo o tomate a principal cultura, representando aproximadamente 80% da área cultivada (VEDUIM & BARTZ, 1998).

O rendimento superior de produção em ambientes protegidos ou cultivos protegidos é confirmado em estudos de CUNHA *et al.* (2002) com a cultura do pimentão e Argerich *et al.*(1994) apud POERSCHKE (1995), com a cultura do tomateiro. NOVO *et al.* (2003) realizaram um estudo sobre o comportamento de alguns cultivares de almeirão sob ambiente protegido. Relatam que não se conhecem estudos sobre a possibilidade do cultivo dessa hortaliça sob cultivo protegido, por outro lado, produtores de hortaliças sob ambiente protegido, têm procurado alternativas com preferência às hortaliças folhosas de ciclo mais curto, como rúcula, alface, chicória, entre outras; concluindo ser viável a produção de almeirão sob ambiente protegido constituindo-se em mais uma alternativa para esse sistema de produção.

Relatos do aumento de produtividade em ambiente protegido estão citados em CARDOSO (2002), comparado ao cultivo em campo aberto, para a cultura do pepino, no Brasil. Em REIS *et al.* (1991) dependendo da cultivar de pepino, o aumento variou de 0,3% a 46,3%.

2. 3 Experimentação vegetal

A crescente demanda de alimentos em caráter mundial, fazem a pesquisa vegetal ter uma elevada importância, incluindo a necessidade de criar e testar técnicas que beneficiem o aumento da quantidade ou melhoria da qualidade dos alimentos, bem como de matérias primas vegetais para atender as necessidades do mercado consumidor.

A experimentação vegetal é uma importante ferramenta para o processo de pesquisa, pois faz parte ativa de diversos processos envolvidos desde o planejamento até a interpretação dos dados e divulgação de resultados. Diversos fatores do manejo das culturas interferem na quantidade e qualidade do produto final. Para se comprovar, na prática, uma hipótese formulada sobre a superioridade de algum fator de produção, deve-se utilizar a experimentação (STORCK *et al.*, 2000a). Uma característica de todo tratamento é a variação, a qual constitui a base dos estudos estatísticos (MIRANDA FILHO, 1987).

Conceitualmente, experimentação é parte da estatística probabilística que estuda o planejamento, execução, coleta dos dados, análise e interpretação dos resultados dos experimentos (STORCK *et al.*, 2000a). Cada etapa possui suas particularidades e cuidados de execução para garantir a qualidade do experimento. A qualidade nas análises realizadas é dependente de vários fatores, mesmo antes da instalação do experimento. Um dos objetivos principais no planejamento de experimentos é minimizar o erro experimental, decorrente da heterogeneidade das parcelas e maximizar as informações obtidas no experimento (STORCK, 1979).

Experimento é uma investigação planejada para a obtenção de novas informações, ou para confirmar ou negar resultados de experimentos anteriores,

onde tal investigação auxiliará em uma decisão administrativa, tal como recomendar uma variedade, procedimento, ou pesticida (STEEL *et al.*, 1997) . Para STORCK *et al.* (2000a), experimento é um procedimento planejado com base em uma hipótese, objetivando provocar fenômenos em condições controladas, observar e analisar os seus resultados e/ou efeitos. Ainda, experimento pode ser definido como qualquer operação ou procedimento do qual o resultado não pode ser predito com certeza.

O experimento precisa ser delineado, falha no delineamento do experimento quase sempre leva à perda de tempo e recursos. STEEL *et al.* (1997) e STORCK *et al.* (2000a) reconhecem três tipos de experimentos, a citar: preliminares, criteriosos e demonstrativos. CHAPMAN *et al.* (2005) reconhecem duas amplas classes de experimentos: observacional (ou de sobrevivência) onde as condições experimentais não são manipuladas, uma ou mais respostas são medidas e correlacionadas com uma ou mais medidas ambientais; e experimentos manipulativos (manejados) onde o experimentador manipula e controla as condições experimentais onde se espera poder demonstrar as relações de causa e efeito.

Tratamento refere-se, conforme STORCK *et al.* (2000a), a cada uma das alternativas de um fator em estudo para resolver um dado problema, ou seja, são os diferentes níveis ou variáveis independentes de um modelo matemático, podendo ser de efeito fixo ou aleatório. Os efeitos incluídos nos modelos matemáticos como fixos e aleatórios, dependem do tipo de modelo, a respectiva técnica de análise e a estimação dos componentes de variância (SILVA, 1993). Continua o autor que, no que se refere aos efeitos aleatórios, o interesse reside na estimação dos respectivos componentes de variância, ao passo que nos efeitos fixos, o interesse reside no resultado do respectivo teste de significância estatística; e não existem regras

específicas para se estabelecer quando um efeito é fixo ou aleatório, o que concordam RAMALHO *et al.* (2000).

A distinção entre um efeito fixo e um aleatório é importante na medida em que isso afeta a escolha do termo de erro para o cálculo da significância estatística e uma seleção incorreta do termo de erro, decorrente de uma falha no processo de distinguir um efeito aleatório de um fixo, poderia levar a conclusões falaciosas (LEWIS, 1995). O tamanho amostral está diretamente relacionado à precisão das estimativas dos componentes de variância, no caso desse efeito ser aleatório, e não pode ser desprezado ou desconsiderado (RAMALHO *et al.*, 2000).

Nos tratamentos de efeito fixo, as conclusões são válidas somente para os tratamentos estudados, enquanto nos tratamentos aleatórios, as conclusões são para toda a população em que os tratamentos foram retirados aleatoriamente (STORCK *et al.*, 2000a). Nos experimentos dos melhoristas conduzidos em campo, o efeito de blocos é sempre aleatório. O efeito de famílias, linhagens ou cultivares dependerá de como o material envolvido no experimento for obtido. Já a decisão sobre o efeito de locais, se deve ser considerado fixo ou aleatório, é bem mais difícil, sendo normalmente subjetiva (RAMALHO *et al.*, 2000).

Os tratamentos qualitativos podem ainda ser classificados em estruturados ou não, de acordo com SILVA-ACUÑA *et al.* (2000) e BLANCO (2001). Os tratamentos que possuem relação estrutural devem ser comparados por contrastes ortogonais, a condição de ortogonalidade é dada quando a soma algébrica dos coeficientes envolvidos nas comparações é zero, e quando esses coeficientes são multiplicados por qualquer outro coeficiente de outros contrastes, sua soma algébrica é igual a zero, como exemplo tem os tratamentos com presença de testemunha. Tratamentos estruturados apresentam o número de hipóteses

correspondentes ao número de graus de liberdade dos tratamentos na análise de variância, exatamente com a finalidade de não realizar mais comparações que as permitidas no experimento, ao contrário ocorre com as comparações de tratamentos por testes de comparações de médias.

Já os tratamentos não estruturados se caracterizam por não possuir nenhuma relação óbvia entre os tratamentos avaliados, por exemplo, fungicidas ou antibióticos de diferentes grupos químicos ou de modos de ação diferentes (SILVA-ACUÑA *et al.*, 2000). BLANCO (2001) adverte que não caracterizar as distintas estruturas de tratamentos traz como consequência a ausência de critério para eleger as técnicas estatísticas apropriadas, o que resulta em erros freqüentes.

Os tratamentos quantitativos são aqueles que podem ser ordenados segundo algum critério numérico como, por exemplo, doses de um fertilizante, doses de defensivos, espaçamentos entre plantas, densidade de semeadura, idade ou tempo (STORCK *et al.*, 2000a).

Os experimentos podem ser classificados como monofatoriais, quando investiga somente um fator, os fatoriais quando investigamos fatores (número de fatores ≥ 2) e os tratamentos passam a ser combinações dos diferentes níveis de cada fator em estudo.

São três os princípios básicos da experimentação: casualização, repetição e controle local.

- Casualização: é aplicação dos tratamentos de forma aleatória sobre as unidades experimentais. A independência dos erros pode estar garantida com o uso do princípio da casualização. A finalidade da casualização é óbvia: diminuir a possibilidade de que certos tratamentos sejam sistematicamente favorecidos, ou prejudicados, por caírem numa porção do ambiente experimental onde as condições

sejam melhores, ou piores, do que aquelas normalmente existentes (CENTENO, 1999), garantindo assim a imparcialidade das estimativas das médias e das variâncias.

- Repetição: é aplicação dos tratamentos sobre duas ou mais unidades experimentais. É necessária para estimar o erro experimental e para avaliar de forma mais precisa, o efeito de cada tratamento, bem como para estimar a média dos tratamentos. O uso de um número adequado de repetições possibilita uma boa estimativa do erro experimental, melhorando a precisão da estimativa das médias, bem como o poder dos testes estatísticos. Quanto maior o número de repetições, maior precisão dos resultados pode ser obtida (PATERSON, 1939).

Há vários fatores que interferem na escolha do número de repetições, tais como: número de tratamentos (GOMEZ & GOMEZ, 1984; RAMALHO *et al.*, 2000), disponibilidade de área experimental, número de ambientes em que o experimento será conduzido (RAMALHO *et al.*, 2000), e porcentagem desejada de discriminação dos tratamentos (GOMEZ & GOMEZ, 1984; RAMALHO *et al.*, 2000), delineamento experimental usado e variabilidade inerente aos tratamentos (GOMEZ & GOMEZ, 1984). Experimentos com poucos tratamentos necessitam de maior número de repetições, porque deve existir um número apropriado de graus de liberdade para a estimativa do erro experimental (PIMENTEL GOMES, 1990). É aconselhável que os graus de liberdade do erro não sejam menor que 10 (PATERSON, 1939; PIMENTEL GOMES, 1990; STEEL *et al.*, 1997) e preferencialmente 20 ou mais unidades experimentais (PATERSON, 1939).

- Controle local: quando não se dispõe de unidades experimentais homogêneas, é possível impor restrições a casualização, a fim de obter grupos de unidades experimentais homogêneas. O delineamento inteiramente casualizado

caracteriza-se por não ter nenhuma restrição quanto a casualização, já o delineamento blocos ao acaso, sofre uma restrição na casualização e caracteriza-se pela presença de blocos e o delineamento quadrado latino apresenta dupla restrição e desta forma , duplo bloqueamento, para controlar duas fontes de variações nas unidades experimentais. O controle local conduz sempre a uma diminuição do número de graus de liberdade para o erro, o que é uma limitação, quando, porém, há uma redução da variância residual, como em geral acontece, ganhando-se precisão experimental (PIMENTEL GOMES, 1990).

2. 4 Erro experimental

Pode-se conceituar erro experimental como sendo as incertezas que estão associadas com qualquer medida (observação) obtida. O erro experimental são as diferenças (variações) entre parcelas que recebem o mesmo tratamento no mesmo ambiente (MIRANDA FILHO, 1987; BANZATTO & KRONKA, 1989; PIMENTEL GOMES, 1990; STEEL *et al.*, 1997; STORCK *et al.* 2000a), sendo este conceito mais largamente utilizado.

Uma importante diferenciação a se fazer é entre erro experimental e engano. Erro experimental é qualquer erro que surge como resultado de problemas com o delineamento do seu experimento. Já engano é simplesmente algo que tenha sido realizado de forma errada, por exemplo, adicionar 20ml de alguma substância ao invés de 200ml, caracterizando assim o erro sistemático.

Em ensaios, principalmente os agrícolas, um tipo de erro, o sistemático ou de condução, pode estar presente. Este é o erro em que um determinado tratamento é favorecido ou desfavorecido em todas suas repetições, sendo então somado ao efeito de tratamentos, alterando o quadrado médio de tratamentos, alterando a estatística F e as conclusões sobre os efeitos dos tratamentos (STORCK *et al.*, 2000a).

O erro aleatório ou erro experimental refere-se à variação entre as unidades experimentais após subtrair os efeitos controlados no experimento (tratamentos, blocos, filas, colunas, etc). Nesse caso, um determinado tratamento ora é favorecido, ora é prejudicado por fatores naturais e/ou induzidos durante a execução do experimento. Este erro não pode ser eliminado, mas apenas reduzido e minimizado, é reconhecido pelo modelo matemático do delineamento e é

responsável pela magnitude do quadrado médio do erro e, por consequência, influencia nas estatísticas F, testes de comparações de médias, coeficiente de variação, coeficiente de precisão, etc (STORCK *et al.*, 2000a).

O erro indica a acurácia do valor da medida. Erro está para acurácia como precisão está para a reprodução. Em resumo, precisão indica reproduzir uma medida e acurácia a diferença entre o valor medido (observado) e o valor real. De maneira geral, os valores genéticos preditos não são iguais aos valores genéticos verdadeiros dos indivíduos, a proximidade entre estes dois valores pode ser avaliada com base na estatística denominada acurácia, a qual se refere à correlação entre os valores genéticos verdadeiros dos indivíduos (RESENDE, 2002). Complementa o autor que, quanto maior a acurácia na avaliação de um indivíduo, maior é a confiança na avaliação e no valor genético predito deste indivíduo, em conclusão, a acurácia pode ser utilizada como indicativo da intensidade de utilização dos indivíduos, no contexto do melhoramento de plantas.

Precisão ou sensibilidade, pode ser definida como a capacidade de um experimento para detectar diferenças verdadeiras entre tratamentos através do teste F, sendo mais preciso um experimento que detecta diferenças menores (FRANCO *et al.*, 1993b).

Ao se tomar uma decisão estatística, existem duas possibilidades de erro: o erro tipo I: rejeitar a hipótese nula (H_0), quando ela é verdadeira e, o erro tipo II: não rejeitar a hipótese nula (H_0), quando ela é falsa (MOOD *et al.*, 1974; FEDERER, 1977; GOMEZ & GOMEZ, 1984; CENTENO, 1999; TRIOLA, 1999).

O principal fator a ser minimizado é o erro experimental, para se obter precisão satisfatória nos testes estatísticos aplicados ao analisar os dados obtidos (OLIVEIRA & ESTEFANEL, 1995). São diversas as fontes que contribuem para

aumentar as estimativas do erro experimental, sendo que algumas delas podem ser atenuadas utilizando-se um apropriado delineamento experimental. As principais fontes são a heterogeneidade do solo, a heterogeneidade dos tratamentos, o tamanho e forma das parcelas, o efeito de estande, o tipo de tratamento (RAMALHO *et al.*, 2000; STORCK *et al.*, 2000a), os tratos culturais e a presença de pragas, doenças e plantas daninhas (LÚCIO, 1997; STORCK *et al.*, 2000a).

Técnicas e/ou procedimentos experimentais visando melhorar a homogeneidade das unidades experimentais são válidas, principalmente se forem utilizados procedimentos mais mecânicos do que manuais (LOPES & STORCK, 1995a).

Observando o comportamento da heterogeneidade do solo para a cultura do milho em função de diferentes formas de adubação, LOPES & STORCK (1995b) tiveram um maior ganho de precisão pelo aumento do tamanho da parcela na forma de adubação que apresentou o maior índice de heterogeneidade do solo. As formas de adubação têm influência sobre a heterogeneidade do solo, e, a incorporação de composto orgânico como forma de adubação, comparada com a adubação química, resulta em maior variabilidade do solo e do erro experimental e, por conseqüência, menor precisão experimental.

Além da não utilização dos princípios básicos da experimentação (casualização, repetição e controle local) e planejamento experimental inadequado, FEDERER (1977) cita outros fatores que podem aumentar o erro experimental, tais como: heterogeneidade das unidades experimentais e dos tratamentos, competições inter e intraparcelsas.

A heterogeneidade das unidades experimentais, em experimento de campo, é devida a soma de fatores como: variação na fertilidade do solo, drenagem,

nivelamento, decomposição de culturas de anos anteriores, textura e estrutura do solo, etc., além de variações induzidas durante o processo de preparo ou manejo do solo. Para se atenuar o erro devido a esta heterogeneidade, deve-se conhecer a variabilidade das unidades experimentais da área em questão, usando resultados de pesquisas anteriores na mesma área ou executando um ensaio em branco e adequar a área ao delineamento experimental, tamanho e forma de parcela, número de repetições (STORCK, 1979; OLIVEIRA & ESTEFANEL, 1995) e de tratamentos com a precisão requerida para o ensaio (STORCK, 1979).

Três formas de controle do erro experimental são citadas por GOMEZ & GOMEZ (1984). A primeira diz respeito ao uso de bloqueamento, onde o seu uso adequado traz uma significativa redução do erro experimental. O tamanho de parcela adequado é mencionado, como uma segunda forma de controle do erro experimental, o que concorda com STEEL *et al.* (1997). A influência da dimensão e da forma da parcela sobre o erro experimental torna-se importante em solos heterogêneos (IGUE *et al.*, 1991). E a terceira forma de controle é em relação à análise dos dados, sendo a análise de covariância mais comumente usada com este propósito, onde concordam PATERSON (1939), BANZATO & KRONKA (1989), PIMENTEL GOMES (1990), STEEL *et al.* (1997) e STORCK *et al.* (2000a), que ilustram o uso da covariância também para o controle do erro em dados obtidos em experimentos a campo e como um substituto para o uso de blocos para controlar gradientes em material experimental.

Para uma melhoria na capacidade de discriminação em ensaios de cultivares de milho, STORCK *et al.* (2000b) utilizou a análise de covariância, usando como covariável a população final de plantas e a variável dependente o rendimento de grãos. Comprovaram que os indicativos de qualidade dos ensaios, tais como a

diferença mínima significativa da média em porcentagem (DMS), amplitude entre médias estimadas (HD) e eficiência relativa são mais favoráveis quando existe paralelismo entre as cultivares na resposta da produção de grãos em função da população final de plantas, conforme exigência do método de análise de covariância.

Verificando a eficiência do uso da análise de covariância da produtividade com a população de plantas e o número de espigas, *STORCK et al. (2002)* para cultivares indicadas de milho, tiveram como resultados, com a covariável número de espigas, além de apresentar efeito significativo para o uso da covariância, em todos os ciclos, houve uma redução nos valores da DMS, comprovando que, com a análise da covariância, além de se obter maior exatidão, há maior precisão no que se refere à redução do erro experimental. Concluem também que o ajuste realizado pelo uso da covariância ficou evidenciado e mostrou que, ao se aplicar tal análise, grandes diferenças entre médias de produtividade de grãos que não se apresentavam significativas, passaram a ser significativas. Com a relação a covariável número de plantas, neste trabalho também foi mostrada uma baixa eficiência desta covariável, acordando com *STORCK et al. (2000b)*. *LOPES (1993)* obteve melhores resultados para reduzir a DMS entre cultivares de milho utilizando o número de espigas como covariável.

Utilizando indicadores de fertilidade do solo (pH em água, índice SMP, fósforo disponível, potássio trocável, matéria orgânica, concentração de alumínio, cálcio e magnésio, determinação de H+Al, capacidade de troca de cátions efetiva e capacidade de troca de cátions em pH 7,0, saturação de alumínio e saturação de bases) como covariáveis, *FEIJÓ (2000)* não obteve resultados para melhoria da precisão em ensaios de cultivares de milho recomendadas de ciclo superprecoce, precoce e normal.

A análise dos resultados de um experimento é de boa qualidade se as pressuposições do modelo matemático estiverem sendo satisfeitas (STORCK *et al.*, 2000a). Estas pressuposições, para qualquer delineamento, são: aditividade dos efeitos, homogeneidade das variâncias do erro entre os tratamentos, independência entre os erros e distribuição normal dos erros, as quais, quando não satisfeitas, fazem com que a análise paramétrica fique prejudicada, podendo levar a falsas conclusões. O não atendimento de certas pressuposições influi expressivamente sobre a diferença mínima significativa DMS (MARQUES, 1999).

A partir das estatísticas coeficiente de variação (CV) e DMS, tem-se uma indicação da qualidade de um experimento, mostrando que, quanto menor for o valor destas, menores diferenças entre estimativas de médias de tratamentos mostrar-se-ão como significativas (ESTEFANEL *et al.*, 1987; LOPES, 1993) e conforme LÚCIO (1997), a estatística DMS, obtida pelo método de Tukey, quando comparada com os limites das classes previamente estabelecidos, é uma estatística adequada para o controle de qualidade.

Muitas vezes, a variação espacial de atributos ambientais ocorre continuamente, de modo a impossibilitar uma descrição por simples regressões polinomiais, como em análises de tendência. Há, além desta estrutura de variação, uma distribuição aleatória de resíduos, porém correlacionados, na escala de observação de cada ponto e suas imediações. As técnicas da geoestatística lidam com problemas de espacialização de variáveis, em três aplicações básicas: a) estimativas: para inferir atributos em pontos diferentes daqueles originais, isto é, onde estes não foram coletados; b) previsões: para detectar tendências e locais de máximos e mínimos; c) desenhos de experimentos: para otimizar a segmentação da área em unidades de espaço (VALERIANO & PRADO, 2001).

O uso de bloqueamento (supondo-se uniformidade dentro dos blocos) impõe uma condição muito rígida para um fenômeno biológico tão complexo como é a variabilidade de rendimentos de um campo de cultivo (MENDEZ R., 1971). Ainda, é difícil supor homogeneidade em áreas com um grande número de tratamentos, onde o aumento do tamanho dos blocos pode ser tal, que não garanta condições iguais em todas unidades experimentais e, ainda, a localização dos blocos pode não ser eficiente para conferir homogeneidade das unidades experimentais em cada bloco (MARQUES, 1999). Alguns métodos usados para estimativa da variação espacial, do rendimento das culturas, podem ser vistos e comparados em SAMRA *et al.* (1992), BROWNIE *et al.* (1993) e STROUP *et al.* (1994).

Baseado na análise de covariância, o método Papadakis é recomendado, segundo AMARO & COBO (1994), quando há dificuldades em assegurar a direção adequada do controle local em ensaios de campo e com áreas de unidades experimentais grandes. CARGNELUTTI FILHO *et al.* (2003) obtiveram resultados satisfatórios com o uso do método Papadakis na redução do erro experimental em ensaios de cultivares de milho, com boa precisão. FEIJÓ *et al.* (2003) usaram o método Papadakis para ajustamento das médias, via covariável índice de produtividade, obtido pela forma da vizinhança mais próxima, com eficiência para cultivares de milho recomendadas de ciclos normal e superprecoce, e alertam os autores que convém estudar as restrições quanto ao uso do método Papadakis em experimentos com a hipótese de igualdade entre as médias não rejeitada.

2. 5 Repetibilidade

O conceito estatístico de repetibilidade pode ser enunciado como sendo a correlação entre as medidas em um mesmo indivíduo, cujas avaliações foram repetidas no tempo ou espaço (CRUZ & REGAZZI, 2001). O coeficiente de repetibilidade mede a capacidade dos organismos em repetir a expressão do caráter, ao longo de vários períodos de tempo (ou no espaço), no decorrer de suas vidas.

Do ponto de vista prático, este parâmetro apresenta importância fundamental na predição de valores genéticos e genotípicos e na inferência sobre o aumento da eficiência seletiva pelo uso de um determinado número (maior que 1) de medições por indivíduo, fator que permite determinar o número de safras a ser adotado em um programa prático de melhoramento genético (RESENDE, 2002).

Uma grande utilidade do coeficiente de repetibilidade é a possibilidade de, por meio do mesmo, se determinar quantas observações fenotípicas devem ser feitas em cada indivíduo para que a discriminação (ou seleção) fenotípica entre genótipos (tratamentos) seja feita com eficiência e um mínimo de custo e mão-de-obra (CRUZ & REGAZZI, 2001).

Para o caso de dados não associados à estrutura experimental, CRUZ & REGAZZI (2001) apresentam, com detalhes, procedimentos de estimação de repetibilidade pelos métodos de componentes principais e da análise estrutural.

Entre os métodos de estimação do coeficiente de repetibilidade estão os métodos da análise de variância, dos componentes principais e da análise estrutural. O método da análise de variância estima o coeficiente de repetibilidade pela correlação intraclasse obtida da análise de variância segundo modelos estatísticos

adequados, podendo ser modelo com um fator de variação, onde é utilizado nos casos em que o número de medições repetidas difere para cada genótipo (tratamento) e, ou, as medições não foram feitas em igualdade de condições para todos os indivíduos estudados, ou modelo com dois fatores de variação, este modelo possibilita remover efeitos de ambiente temporário que, no modelo com um fator de variação, ficavam confundidos com a variação dentro de genótipos, contribuindo para uma subestimação do coeficiente de repetibilidade.

O método dos componentes principais, proposto por ABEYWARDENA (1972), consiste em se obter uma matriz de correlações entre os tratamentos em cada par de medições (ou período de avaliação) e determinar nessa matriz, os autovalores e autovetores normalizados. O autovetor cujos elementos apresentam mesmo sinal e magnitudes próximas é aquele que expressa a tendência dos genótipos (tratamentos) em manter suas posições relativas nos vários períodos de tempo. A proporção do autovalor associado a este autovetor é o estimador do coeficiente de repetibilidade (CRUZ & REGAZZI, 2001).

O coeficiente de repetibilidade pode ser mais eficientemente estimado por meio da técnica dos componentes principais, sendo o uso desta metodologia mais recomendado naquelas situações em que genótipos avaliados apresentam comportamento cíclico em relação ao caráter estudado (ABEYWARDENA, 1972).

Em muitas espécies, a produção das variedades ocorre de modo oscilante. Como este efeito pode variar de maneira e intensidade diferentes entre os genótipos, a análise de variância, utilizada para se estimar o coeficiente de repetibilidade usual, pode não eliminar este componente adicional do erro experimental, o que, conseqüentemente, pode subestimar a repetibilidade (VASCONCELLOS *et al.*, 1985; CRUZ & REGAZZI, 2001). COSTA (2003) estimou o

coeficiente de repetibilidade da mangueira através da análise dos componentes principais em função da sua produção cíclica.

Valores do coeficiente de repetibilidade semelhantes em todos métodos utilizados para estimativa da repetibilidade para produção de matéria seca em alfafa foram encontrados por SOUZA SOBRINHO *et al.* (2004), o que indica a possibilidade de utilização de apenas uma das metodologias apresentadas, facilitando a interpretação dos resultados e difundindo o seu emprego em novos estudos.

O método da análise estrutural, para obtenção do coeficiente de repetibilidade, foi proposto por MANSOUR *et al.* (1981), apresentando apenas diferenças conceituais em relação ao método dos componentes principais (CRUZ & REGAZZI, 2001). Em MANSOUR *et al.* (1981) encontra-se uma discussão teórica a respeito dos métodos de estimação do coeficiente de repetibilidade.

2. 6 Tamanho e forma de parcelas

Alguns fatores problemáticos para realização de experimentos agrícolas foram apresentados por PATERSON (1939), sendo eles: a) o número de fatores interagindo; b) heterogeneidade do solo e, c) heterogeneidade sazonal. GOMEZ & GOMEZ (1984) mostraram que a heterogeneidade do solo pode ser medida através de ensaios de uniformidade, no qual as diferenças de rendimento obtidas no ensaio nas unidades básicas são tomadas como uma medida da heterogeneidade do solo, e, uma vez que a fertilidade de uma área experimental é descrita, várias opções estão disponíveis para reduzir o efeito da heterogeneidade do solo, sendo as mais usadas a escolha do tamanho e forma de parcelas, tamanho e forma de bloco e número de repetições.

O tamanho e a forma adequados de parcelas experimentais, o número de repetições e o delineamento experimental são referendos de grande importância no planejamento de experimentos para a minimização do erro experimental, decorrente da heterogeneidade das parcelas e maximização de informações obtidas num experimento (STORCK, 1979).

Embora, os métodos já sejam conhecidos no meio da experimentação agrícola, e, ainda, com inúmeros resultados já divulgados sobre o assunto em revistas científicas, não foi possível acompanhar como um todo as diversas evoluções dos cultivos em ambiente protegido. Desta forma, cabe o estudo para determinação do tamanho e forma de parcelas para as diferentes culturas adaptadas nestas diferentes formas de cultivo.

O tamanho e forma de parcela são afetados grandemente por inúmeros fatores, deve ser diferente no caso de espécies distintas, e também, dentro de uma

mesma espécie, (BAKKE, 1988; OLIVEIRA & ESTEFANEL, 1995), dependendo de quais variáveis venham a ser pesquisadas, tais como: altura da planta, produção de grãos ou outra que desperte interesse. No caso de solos e condições climáticas distintas, o tamanho também será afetado, assim como a forma (OLIVEIRA, 1994; OLIVEIRA & ESTEFANEL, 1995). Além disso, a heterogeneidade dos tratamentos, em conjunto com a heterogeneidade do solo, influencia diretamente o número necessário de repetições e o tamanho adequado da parcela experimental (STEEL *et al.*, 1997).

De uma maneira geral, existe uma tendência de maior variação associadas às parcelas largas ou quadradas que as compridas. As parcelas compridas são mais eficientes do que as quadradas ou que as curtas e largas, contanto que o comprimento seja paralelo ao gradiente de fertilidade do solo (BAKKE, 1988; OLIVEIRA, 1994). Sabe-se que há correlação entre a fertilidade do solo e parcelas adjacentes, e em conseqüência, há maior chance de se encontrar diferenças entre dois tratamentos locados em parcelas contínuas do que se elas estivessem amplamente separadas (PATERSON, 1939). No caso de parcelas grandes, a forma exerce mais influência que em parcelas pequenas (OLIVEIRA, 1994).

Inúmeros fatores que afetam o tamanho e forma de parcelas são citados e referenciados sobre o assunto em STORCK & UITDEWLLIGEN (1980), entre eles destacam-se: heterogeneidade do solo, ano de cultivo, local de cultivo, competição interparcelar, variância genética, número de repetições e tratamentos, tamanho da amostra e a determinação a se realizar e custos, sendo este último fator desconsiderado quando se deseja graus de precisão elevados (HATHEWAY, 1961; STORCK, 1979), grau de precisão desejado, objetivo (CHACÍN LUGO, 1977).

MENCHACA *et al.* (1983) fazem algumas considerações a respeito da influência de custos fixos e variáveis na determinação de tamanhos ótimos de parcela experimental.

Os solos variam em fertilidade de hectare a hectare e até de parcela a parcela, e isto torna impossível produzir condições idênticas de solo para vários tratamentos e numerosos ensaios de uniformidade ilustram a magnitude e ubiquidade da variação em campo surgindo exclusivamente das diferenças de fertilidade do solo (PATERSON, 1939). O autor acrescenta que através de arranjos de parcelas, os efeitos da heterogeneidade do solo podem ser reduzidos na análise de dados, porém não podem ser erradicados, e quanto mais uniforme a área experimental, maior são as chances de se obter uma avaliação mais precisa dos resultados.

Em relação ao local ou tamanho da área disponível para realização dos experimentos, é necessário limitar o tamanho das parcelas em função da área disponível. Logo, quando se dispõe de uma área suficientemente grande é possível propor parcelas para que a variabilidade do erro seja mínima. Quando se tem pequena área disponível para cultivo, deve-se reduzir o tamanho de parcela e aumentar o número de repetições para que os resultados tenham a confiabilidade desejada (CHACÍN LUGO, 1977).

No planejamento de experimentos, o tamanho e forma de parcelas experimentais e número de repetições, são alguns dos problemas que se apresentam, freqüentemente, ao pesquisador. A determinação dessas variáveis é de suma importância para a minimização do erro experimental, decorrente da heterogeneidade das parcelas e maximização das informações obtidas num experimento (STEEL *et al.*, 1997). Os mesmos autores relatam que a parcela,

unidade básica do experimento, deve ser capaz de reduzir ao mínimo o efeito da heterogeneidade ambiental e a variabilidade genética do material experimental, por influenciar diretamente nos gastos com recursos disponíveis à condução dos experimentos.

O tamanho da parcela influencia diretamente a precisão e o valor dos dados experimentais obtidos (STORCK, 1979). O aumento no tamanho da parcela leva à redução da variância entre parcelas (RESENDE & SOUZA JÚNIOR, 1997). No entanto, tal redução não é proporcional ao tamanho da parcela (LE CLERG, 1967) e pouco ganho em precisão é obtido com o incremento no tamanho de unidades experimentais já suficientemente grandes (RESENDE & SOUZA JÚNIOR, 1997).

Deve-se considerar que parcelas menores permitem um maior número de repetições para uma mesma área e leva um maior número de graus de liberdade para o resíduo (ZANON & STORCK, 1997). Conforme ROSSETTI & PIMENTEL GOMES (1983), a forma das parcelas influencia pouco em parcelas pequenas e muito nas grandes. Uma parcela com grande número de plantas, além de exigir maior área experimental, que dificultará o manejo e conseqüentemente a boa qualidade de condução do experimento, acabam por induzir maior variação dentro da parcela. Por outro lado, parcelas muito pequenas podem, também, induzir a erros de estimativas dos efeitos de tratamentos. O ideal seria usar parcelas cujo número de plantas proporcionasse mínima variância à média de cada tratamento.

O aumento do tamanho de parcela é mais eficiente quando as parcelas vizinhas não são correlacionadas (SWALLOW & WEHNER, 1986). Complementam que, quando as parcelas vizinhas são altamente correlacionadas (coeficiente de heterogeneidade do solo b próximo a zero), a eficiência do tamanho de parcela será

mínima, concordando com LIN & BINNS (1986). Sabe-se que as parcelas grandes implicam em blocos grandes, e isso faz com que as possibilidades de encontrar blocos homogêneos diminuam. Por outro lado, parcelas pequenas têm as desvantagens de ser muito influenciadas pelas parcelas vizinhas e por fatores casuais, como falhas ou diferenças entre as plantas individuais (IGUE *et al.*, 1991).

A metodologia de estimativa do tamanho ótimo de parcela deve proporcionar valores correlacionados positivamente com o índice de heterogeneidade do solo e não com a média e a variância da unidade básica. Assim, deve haver independência entre o tamanho ótimo de parcela e a unidade de medida (STORCK *et al.*, 1982). Em estudo de comparação de métodos para obtenção do tamanho ótimo de parcela STORCK *et al.* (1982) e VIANA *et al.* (2002b) concluíram que o método da máxima curvatura modificada de MEIER & LESSMAN (1971) é o mais indicado, por apresentar estimativas de tamanho de parcelas mais precisos.

Muitos experimentadores têm usado tamanhos e formas de parcelas inteiramente arbitrárias. Várias tentativas visando criar métodos estatísticos para determinar o tamanho ideal de parcelas em ensaios agrícolas têm sido desenvolvidas utilizando diferentes culturas e procedimentos, tais como: Método do Desvio Padrão, Método da Máxima Curvatura, Coeficiente de Variação e Método da Informação Relativa, (SMITH, 1938), Método de Gomes para espécies perenes (PIMENTEL GOMES, 1984), Modelo Quadrático para determinação do tamanho e forma de parcelas (SILVA *et al.*; 1984), determinação do tamanho ótimo de parcela experimental através da forma canônica (HACH & MORALES, 1976), uso de superfície de resposta (FRANCO, 1977). A descrição de alguns dos métodos de determinação de tamanho e forma de parcela pode ser encontrada em FEDERER

(1977), CHACÍN LUGO (1977), STORCK (1979), BAKKE (1988), OLIVEIRA (1994) e ZANON (1996).

Os principais métodos analíticos empregados para estimar o tamanho de parcela se baseiam fundamentalmente nas considerações sobre a heterogeneidade do solo, ou mais amplamente sobre a variabilidade espacial dos solos, como fator preponderante (MACHADO, 2000). Ainda, é importante destacar que um tamanho de parcela apropriado não garante nada sem um conhecimento prévio do campo experimental, produto de uma descrição e caracterização que permita uma rigorosa seleção dos lotes e uma localização e orientação das parcelas conforme as condições de variabilidade particulares.

Para culturas perenes, PATERSON (1939), recomendava o uso de dez ou mais árvores por parcela com bordadura, porém não observou o método utilizado para obtenção deste valor ou estudo realizado, e o valor superior a dez dependia do espaçamento entre plantas e da espécie cultivada.

Obtendo um valor considerado baixo para o tamanho e forma de parcela para cana-de-açúcar IGUE *et al.* (1991), notaram que este varia em função do método de estimação, onde nesses casos os autores recomendam que se utilize o valor mais elevado, para efeito de dimensionamento de parcela, adotando-se, desse modo, um tamanho de parcela maior, no qual parcelas menores que 54 m² podem ser utilizadas para a cultura. IGUE *et al.*, (1991) e LIN & BINNS (1986) acordam que, em solos homogêneos, parcelas menores e maior número de repetições seriam mais eficientes em detectar diferenças entre médias,

Utilizando o método de Pimentel Gomes ZANON & STORCK (1997), determinaram o tamanho ótimo de parcelas para um experimento de *Eucalyptus saligna* Smith, cultura perene, com os seguintes resultados, para plantas com cinco

anos e meio de idade para bordaduras simples e dupla o tamanho ótimo de parcela foi de nove a 25 plantas úteis por parcelas distribuídas em três a cinco filas; para experimentos com plantas de 15 meses de idade deve-se utilizar quatro plantas úteis distribuídas em duas filas; e não havendo necessidade da utilização de bordadura dupla nas parcelas.

Utilizando os métodos da máxima curvatura, Fairfield Smith, Koch & Rigney, e Hatheway, WEINHOLD N. *et al.* (2000) determinaram o tamanho de parcela para experimentos em vasos com estacas de urucum. Concluíram que de acordo com os métodos e variáveis avaliadas em seu trabalho, o tamanho da parcela ficou entre dois a seis vasos e acrescentam que, devido à origem empírica do método de Fairfield Smith é possível, mas incorreto que este método proporcione valores superiores a um para o índice de heterogeneidade do solo (b) e nesses casos se recorre a tabelas de correção apresentadas no trabalho original de SMITH (1938), porém neste trabalho os valores corrigidos para algumas variáveis foi muito superior a um. Para se utilizar o método de Hatheway, os autores recomendam um mínimo de dez graus de liberdade para o erro. Complementam que, quando se objetiva conduzir experimentos com tratamentos ou ambiente com alta variabilidade, recomenda-se o uso de parcelas de maior tamanho de acordo com os limites superiores entre os intervalos encontrados nos métodos empregados.

Uso de parcelas pequenas, para experimentos com arbóreas, favoreceu o aumento do número de repetições, diminuiu a área dos experimentos e aumentou a sua precisão (ROSSETTI, 2002). O estudo utilizou um método que associa o tamanho da unidade experimental ao número de repetições, permitindo um maior número de repetições, para aumentar a precisão dos testes, obtenção maior uniformidade no experimento e melhorar a qualidade das pesquisas. O número de

plantas necessárias ao experimento diminuiu e houve redução da área experimental em cerca de 18%.

No estudo da determinação do tamanho ótimo de parcela para o urucum, VIANA *et al.* (2002a) utilizaram três métodos de estimação do tamanho ótimo de parcela, e concluíram que a estimativa do tamanho de parcela variou com o método utilizado e com a característica analisada. O método da máxima curvatura modificado, permitiu a obtenção de estimativas mais precisas, e considerando-se que a parcela ideal deve possibilitar a avaliação eficiente de todas as características analisadas no experimento, encontrou-se o tamanho adequado de parcela de 107,2 m² (cinco plantas).

Considerando os custos envolvidos na determinação do tamanho de parcela e número de repetições para a cultura do morangueiro, NAGAI *et al.* (1978) recomendam 1,38 m². Os autores esclarecem que é mais vantajoso trabalhar com parcelas menores e maior número de repetições quando se pretende comprovar estatisticamente menores diferenças percentuais entre médias de tratamentos, e dizem que se pode reduzir o tamanho de parcelas utilizadas na época dobrando-se o número de repetições.

Foram realizadas comparações com dados de rendimento de variedades de feijão provenientes de quatro locais, os efeitos nas mudanças no número de repetições, área da parcela individual e área experimental do local comparadas por SMITH (1958). Estas comparações mostraram que a maior redução da diferença mínima significativa foi obtida simultaneamente com o aumento do tamanho da parcela e da área experimental obtida ou pelo aumento do tamanho da parcela ou aumento do número de repetições determinado pela área experimental.

Pelo método da máxima curvatura, ZIMMERMANN (1982) recomendou que o tamanho ideal de parcela para experimentos de cultivo consorciado, feijão e milho, deve ser de 18 m², para as condições do experimento realizado, e o formato retangular de parcela é o mais indicado, sendo suas dimensões de três metros de largura e seis metros de comprimento, na área útil.

Para determinar o tamanho e forma de parcelas para experimentos com a cultura da soja SILVA (1974) desenvolveu um método que pode ser considerado satisfatório, mesmo com algumas restrições. STORCK *et al.* (1982) comparando métodos de estimativa do índice de heterogeneidade do solo e do tamanho ótimo de parcela em experimento com soja, concluíram que para a estimativa do índice de heterogeneidade do solo, a melhor metodologia foi a de RAY *et al.* (1973) e para determinação do tamanho de parcela foi o método da máxima curvatura modificado. Ainda, concluíram que não se deve utilizar o mesmo tamanho de parcela para estimar, com a mesma precisão, diferentes determinações agronômicas em soja.

A possibilidade de que diferentes cultivares de soja possam alterar a estimativa do tamanho ótimo de parcela e do número de repetições foi verificada por MARTIN *et al.* (2005b). Como resultado, os autores verificaram que as cultivares possuem desempenhos semelhantes quanto aos tamanhos de parcela obtidos. Contudo, seria mais indicado a utilização do valor máximo de cada um dos parâmetros para, desta forma, obter-se uma proteção estatística, procedimento este também adotado por vários autores. MARTIN *et al.* (2005b) concluíram que para as cultivares estudadas o número de repetições que confere uma precisão adequada é igual a sete e o tamanho ótimo de parcela é de 3,96 m².

Para a cultura da beterraba, JAGGARD (1975) sugere como tamanho ótimo de área a ser colhida entre 20 a 40 m², colhidos a partir das três filas centrais

de um total de cinco filas. Para pepino, SWALLOW & WEHNER (1986) compararam diferentes métodos para determinação do índice de heterogeneidade do solo e tamanho ótimo de parcela. Os autores recomendam o método dos mínimos quadrados e o tamanho ótimo de parcela variou desde 6,4 m² até 10,3 m², para pepinos destinados ao mercado de produção de pickles e consumo in natura em diferentes anos.

Para o brócolis, FRANCO *et al.* (1993b) determinaram que o número total de plantas variou de 520 a 600 plantas, sendo que houve uma redução de até 33% no número de plantas total com esta nova avaliação. Para a couve-flor, os mesmos autores, indicam o uso de sete plantas por parcela (plantadas a uma mesma distância com a mesma forma de parcela do experimento original) e cinco repetições por tratamento. O número total de plantas é de 315, o que confere uma redução de 33% no tamanho do experimento.

Para se conseguir precisões de 20% (semi-amplitude do intervalo de confiança da média em porcentagem), com coeficientes de variação de 10% e quatro repetições, o tamanho de parcela para vagem foi de 8 m², para espinafre é de 16 m², milho doce o recomendado é 18 m² e para cenoura 8 m² para as condições em que os experimentos foram realizados através dos métodos utilizados (FRANCO *et al.*, 1993a).

O tamanho e forma de parcela e número de repetições para a cultura do milho, utilizando vários métodos, foi estudado por STORCK & UITDEWILLIGEN (1980) e obtiveram o tamanho ótimo de 5 m², a melhor forma foi de uma fila de 5m ou duas de 2,50 m, e concluíram que parcelas menores com maior número de repetições foram mais precisas para rendimento de grãos e estatura de plantas.

Para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil, o método utilizado para determinação do tamanho da parcela e número de repetições foi o de Eberhart. Tal método baseia-se na redução da variância fenotípica entre médias de progênies e conseqüente aumento no progresso esperado com seleção (RESENDE & SOUZA JÚNIOR, 1997). Os resultados obtidos foram de três repetições com 20 plantas por parcela para o caráter peso de espigas em solo de cerrado e três repetições com 15 plantas por parcela em solo fértil.

Observando o comportamento da heterogeneidade do solo para a cultura do milho em função de diferentes formas de adubação, LOPES & STORCK (1995b) tiveram um maior ganho de precisão pelo aumento do tamanho da parcela na forma de adubação que apresentou o maior índice de heterogeneidade do solo. O efeito da inclusão da adubação orgânica nesta forma de adubação, aumentou a heterogeneidade do solo, possivelmente, deve-se ao fato de que a variabilidade natural do solo, devido à umidade, aeração, temperatura, microrganismos, 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 (LOPES & STORCK, 1995b).

A substituição do uso de bordaduras laterais, por maior número de filas por parcela, para dois híbridos de milho, seria menos oneroso (menor número total de filas por tratamento) (OLIVEIRA *et al.*, 2005). Em seu estudo OLIVEIRA *et al.*, (2005) concluíram que a substituição em experimentos de comparação de híbridos de milho não é vantajosa, e oito repetições de parcela de duas filas proporcionam os melhores planos experimentais, tanto para rendimento de grãos quanto para número de espigas para os híbridos simples e duplo.

No trabalho de MARTIN *et al.* (2005a) foram considerados quatro genótipos de milho com o objetivo de verificar se diferentes bases genéticas de milho alteram a estimativa do tamanho ótimo de parcela e do número de repetições, utilizando o método da máxima curvatura modificado e o número de repetições através do método de Hatheway. Realizando o teste de paralelismo sobre os índices de heterogeneidade médios (solo e genótipo) resultou na ausência de paralelismo de resposta, indicando assim a necessidade do uso de um tamanho de parcela para cada localidade avaliada e também para cada genótipo, e a utilização do maior tamanho de parcela encontrado para cada genótipo é indicada a fim de garantir melhor proteção à qualidade de informações. Este argumento também usado por WEINHOLD N. *et al.* (2000) e OLIVEIRA *et al.* (2005). Concluindo, a heterogeneidade do solo e a variabilidade genética são responsáveis pela diversidade do tamanho ótimo de parcela e do número de repetições, num mesmo nível de precisão (MARTIN *et al.*; 2005a).

Para ASSIS *et al.* (1993), a forma de parcela mais larga e quadrada teve menor variação do que parcelas de mesma área, com forma mais comprida e estreita para a cultura da mandioca, avaliando-se o rendimento. O tamanho variou de 0,50 a 4,50 m² utilizando-se o método de SMITH (1938) e pelo método de Hatheway mostrou que alguns tamanhos de parcelas, do ponto de vista prático, não são recomendáveis.

Estimativas de tamanho de parcela em experimentos com mandioca foram obtidas também por VIANA *et al.* (2002b). O tamanho ótimo de parcela foi determinado através de três métodos, o da máxima curvatura, método da máxima curvatura modificado e o método da comparação de variâncias. Para os autores o método da máxima curvatura modificado, tem a vantagem de estabelecer uma

equação de regressão que normalmente apresenta altos valores de coeficiente de determinação, para encontrar o tamanho adequado de parcela, aumentando a confiabilidade das estimativas e permitindo encontrar valores intermediários entre os tamanhos de parcela pré-determinados no experimento, sendo por isto considerado o mais adequado. Para a eficiente avaliação de todas as características analisadas, parcelas de 26,59 m² (44 plantas) foram as mais adequadas.

A determinação do tamanho de parcela para o trigo irrigado em plantio direto e convencional, pré-estabelecendo possíveis diferenças de tamanhos de parcela em diferentes condições de cultivo de uma mesma cultura, foi realizado por NETO *et al.* (2004). Foram utilizados os métodos da máxima curvatura, máxima curvatura modificado, da comparação de variâncias e de Hatheway e, em função dos resultados obtidos, observaram que os diferentes tamanhos de parcela oriundos do método da máxima curvatura foram resultado do comportamento do coeficiente de variação em resposta aos aumentos no tamanho da unidade experimental e não da magnitude dos valores do coeficiente de variação. Ainda, utilizando o método da máxima curvatura modificado, as variâncias da produtividade média de grãos decresceram continuamente com o aumento de tamanho de parcela, confirmando relação inversa entre as variáveis. Recomendam parcelas com tamanho entre 1,6 e 2,4 m² de área útil, sendo que, o sistema de plantio direto exige maior tamanho de parcela, em relação ao convencional, para se obter um mesmo nível de precisão experimental.

Para a cultura da batata utilizando o método de Gomes, foi determinado o tamanho ótimo de parcela por OLIVEIRA & ESTEFANEL (1995). Para época normal o rendimento pode ser avaliado com uma parcela de quatro linhas de cinco metros, considerando bordadura de uma linha nas laterais e um metro em cada extremidade,

para safrinha a parcela ideal é de cinco linhas de seis metros com as mesmas bordaduras da normal.

O método de Hatheway para determinação do tamanho e forma de parcelas, permiti combinações de tamanho e forma, conciliando diferentes números de repetições, diferença mínima significativa entre dois tratamentos e ainda considera a heterogeneidade do solo presente na área estudada, o que permitiria várias interpretações facilitando o planejamento em áreas limitadas (MELLO *et al.*, 2004). O tamanho e forma de parcela para a cultura da abobrinha italiana em diferentes estações, utilizando o método de Hatheway, variaram de oito plantas (4 no comprimento X 2 na largura) a quatro plantas (2 no comprimento X 2 na largura) conforme MELLO *et al.* (2004).

Para experimentos em viveiro de seringueira, o tamanho ótimo de parcela foi determinado por ROSSETI *et al.* (1988), visando menor custo e dispêndio de mão-de-obra com maior precisão utilizando o método de Pimentel Gomes. Para parcelas experimentais de viveiros de seringueira, nas condições da Amazônia, recomendam-se, no caso de bordadura completa única, três ou quatro linhas úteis. No caso de bordadura dupla, recomendam-se parcelas de três linhas ou quatro linhas úteis com número diferentes de plantas por linha.

Para a cultura do pimentão, parcelas de 14 plantas na linha de cultivo amenizam a heterogeneidade entre linhas, aumentando a precisão das inferências, independentemente da estação sazonal de plantio (LORENTZ *et al.*, 2005). O delineamento blocos ao acaso no sentido da linha é recomendado para experimentos realizados no inverno/primavera e o delineamento inteiramente casualizado pode ser utilizado para a estação sazonal de verão/outono para cultivos em ambiente protegido (LORENTZ *et al.*, 2005).

2. 7 Tamanho de amostra

As estatísticas são calculadas a partir de dados observados e como estes dados formam somente uma amostra de alguma população, as estatísticas são estimadas somente de valores obtidos e a precisão das conclusões é, portanto, dependente da correta amostragem dos dados (PATERSON, 1939).

Se a amostra for subdimensionada, os resultados não são confiáveis, e se for grande demais, em relação ao tamanho ideal, ocorre desperdício de tempo e recursos financeiros (ESTEFANEL *et al.*, 1996; MARODIM *et al.*, 2000). Nos experimentos, contudo, um número mínimo de plantas por parcela é exigido devido à variação ambiental dentro das parcelas (MIRANDA FILHO, 1987).

Para evitar a análise de todo material de uma unidade experimental, quando não existem recursos econômicos ou quando há falta de mão-de-obra, e até mesmo quando se necessitam de resultados em um menor período de tempo com a mesma precisão, deve-se conhecer além do melhor tamanho de parcela, o melhor tamanho de amostra (SOUZA, 2001).

Um experimento pode ser delineado com o tamanho ótimo de parcela e com o número de repetições necessárias e ser considerado inadequado por causa dos procedimentos de amostragem (FEDERER, 1977). É sabido que o erro de amostragem somente diminui à medida que o tamanho da amostra aumenta. Isto ocorre até certo tamanho, a partir do qual unidades amostrais adicionais praticamente não o afetam. Erros de outra natureza têm efeitos iguais, seja a amostra pequena ou grande. Conseqüentemente, o coeficiente de variação experimental tende a diminuir até certo tamanho de amostra, e, a partir deste ponto, praticamente não é afetado por observações adicionais. Quanto maior o tamanho

amostral, maiores serão o tempo e os gastos com a amostragem. Por outro lado, amostras pequenas podem resultar em menor precisão, o que também é indesejável (SILVA *et al.*, 1998).

O processo de amostragem pode ser probabilístico e não-probabilístico (COSTA NETO, 1977; MUNIZ & ABREU, 1999) , sendo que a diferença entre eles é que o processo de amostragem probabilística é aleatório, enquanto no outro, temos restrições práticas que impedem que a amostragem seja aleatória.

Para a variável massa fresca de plantas de alface hidropônica, o tamanho da amostra é de 40 plantas para uma semi-amplitude do intervalo de confiança da média em percentagem (D) igual a 5% e de sete plantas para D igual a 20%. (MARODIM *et al.*, 2000)

Em determinação de um tamanho de amostra para a cultura da abobrinha italiana SOUZA (2001), em ambiente protegido, recomenda utilizar 24 e 19 plantas por fileira dentro de cada colheita, para uma semi-amplitude do intervalo de confiança da meda em porcentagem igual a 10% e 20% respectivamente, nas estações sazonais verão-outono e de 21 e 13 plantas por fileira para uma semi-amplitude do intervalo de confiança da média em porcentagem igual a 10% e 20% respectivamente, nas estações sazonais inverno-primavera. Para a cultura do pimentão, cultivado em ambiente protegido, o mesmo autor determinou para um tamanho de amostra, utilizar 50 e 28 plantas por fileira dentro de cada colheita, para uma semi-amplitude do intervalo de confiança (D%) igual a 10% e 20%, respectivamente, nas estações sazonais verão-outono são 56 e 35 plantas por fileira para D% de 10 e 20% respectivamente, nas estações sazonais inverno-primavera.

Avaliando dois processos de amostragem, a esmo e aleatório, e o tamanho de amostra para caracteres da espiga de milho, SILVA *et al.* (1998)

notaram que nos dois métodos de amostragem, para os três caracteres, houve uma tendência de o CV diminuir com o aumento do tamanho da amostra. Concluíram que valores maiores referentes ao CV ocorram, com amostras maiores, por mero acaso ou erro de amostragem, recomendando o método aleatório, que estatisticamente mais correto e determinou o uso de pelo menos onze espigas por parcela.

O tamanho da amostra para estimar características agronômicas da soja não é afetado pelo espaçamento entre fileiras, entretanto, a época de semeadura, o ciclo da cultivar e o nível de fertilidade do solo alteram significativamente o número adequado de indivíduos (ESTEFANEL *et al.*, 1984).

Para caracterização da altura de plantas de algodoeiro herbáceo, FREITAS *et al.* (2001) determinaram o tamanho de amostra na parcela em seis plantas em experimentos de blocos casualizados com quatro repetições, considerando uma parcela útil de 50 plantas. Para a cultura do feijoeiro, ESTEFANEL *et al.* (1996) estimaram o tamanho de amostra para avaliar variáveis do rendimento e mostraram que para estimar o número de sementes por vagem e o peso de 100 sementes só é viável para precisão de $\pm 10\%$ do valor da média e para o número de vagens por planta e para o peso de grãos por planta, a amostragem só é viável para precisão de $\pm 20\%$ do valor da média.

A variação temporal do tamanho da amostra para experimentos em estufa plástica, com a cultura do pepino foi estudada por LORENTZ *et al.* (2004). Concluíram que o tamanho de amostra varia em função da colheita e a amostragem deverá ser realizada dentro de cada linha de cultivo, independente de sua intensidade, número de colheitas ou semi-amplitude do intervalo de confiança da média (D%) adotado. Ainda, o número de plantas amostradas varia em função do

período do ciclo do pepino, sendo que nove parcelas em todo ciclo podem ser adotadas, considerando a variância máxima da linha por colheita.

Uma importante recomendação feita por LORENTZ *et al* (2004) refere-se a não proceder com a amostragem na primeira e na última colheita, pois estas apresentam valores dos coeficientes de variação elevados, em qualquer situação de variância utilizados, pois o tamanho de amostra ideal passa a ser muito próximo do tamanho da população, sendo então preferível coletar todas as parcelas, evitando assim o erro amostral.

A definição da fase de coleta e do tamanho de amostra é bastante complexa, dada a grande heterogeneidade dos níveis de infestação das cigarrinhas-das-pastagens em função do clima, da espécie de capim e da sua altura na época de ocorrência da praga (NAGAI *et al.*, 1985). Para os autores é de grande importância determinar o método de amostragem e tamanho de amostra mais adequado, e para estimar a média com precisão requerida (erro-padrão da média admitido de $0,10 \times \text{média}$), pode-se indicar o uso de quatro quadrados de $0,25 \times 0,25$ m lançados ao acaso em 25 parcelas de 400 m^2 cada uma, enquanto, com os quadrados maiores, as avaliações podem ser feitas com 20 parcelas, cada uma com dois quadrados.

CAPÍTULO 1

REPETIBILIDADE DO PESO DE FRUTOS DE ABOBRINHA ITALIANA

REPEATABILITY OF ITALIAN PUMPKIN FRUIT WEIGHT

Resumo

O objetivo da pesquisa foi estimar o intervalo de tempo do período produtivo da abobrinha italiana em estufa de plástico que deve ser avaliado visando à estimativa do erro experimental e a diferença entre quatro intervalos de colheita. As mudas foram transplantadas para a estufa plástica com espaçamento de 0,80 m entre plantas e 1,0 m entre filas, totalizando 24 plantas por fila. Foram realizadas 27 colheitas de frutos de comprimento $\geq 0,15$ m. A análise de variância foi realizada a partir da média das plantas, considerando duas situações: Caso 1: análises realizadas com o valor médio de 18 plantas e, no Caso 2: análises realizadas com o valor médio de seis plantas. Nos dois casos, para a estimação dos coeficientes de repetibilidade utilizaram-se cinco métodos. A colheita e avaliação da metade inicial do período produtivo da abobrinha italiana em estufa de plástico foi suficiente para estimar o erro experimental, usando seis plantas por parcela, para avaliar diferentes intervalos de colheita. Devido o erro experimental ser alto, a avaliação da produção de abobrinha italiana durante todo o período produtivo não permite diferenciar quatro tratamentos de intervalos de colheita.

Palavras-chave: número de colheitas, intervalos de colheita, precisão experimental.

Abstract

The aim was estimate for how long productive period of italian pumpkin in plastic greenhouse must be evaluated aiming to estimate the experimental error and the difference among four intervals of harvest. The experiment was accomplished in the area of the Department of Fitotecnia – UFSM in plastic greenhouse, with four rows and each row consisted of twenty-four plants. A total of twenty-seven harvests were made, evaluating fruit weight with length $\geq 0,15m$. Repeatability estimations were obtained through variance, principal components and structural methods. The variance analysis method was proceeded with the averages of the eighteen and six plants. The harvest and evaluation of the initial half of the productive period of Italian pumpkin in plastic greenhouse was sufficient to estimate the experimental error, using six plants by plot, to evaluate different intervals of harvest. Because of high experimental error, the evaluation of the Italian pumpkin production during all the productive period don't let to differentiate four treatments of intervals of harvest.

Key words: number of harvests, intervals of harvest, experimental precision.

Introdução

A abobrinha italiana apresenta um rápido crescimento dos frutos por isso, a colheita deve ser procedida de tal forma a obter-se o maior número de frutos dentro dos padrões exigidos pelo mercado consumidor. Assim, colheitas mais freqüentes devem padronizar o tamanho de frutos, além de influir na fixação de novos frutos. Considerando o aspecto das técnicas experimentais, na busca de precisão e fidelidade nas respostas dos tratamentos, o número de colheitas e o intervalo entre elas são fatores importantes para viabilizar uma pesquisa.

O coeficiente de repetibilidade mostra a eficiência na execução da fase de avaliação, com o mínimo de dispêndio de tempo e mão-de-obra (LOPES *et al.*, 2001). Quando se avaliam p tratamentos em n medições repetidas, pode-se estimar o coeficiente de repetibilidade pela correlação intraclasses obtida da análise de variância segundo modelos estatísticos adequados, onde o efeito de tratamento é aleatório e do ambiente temporário é fixo (CRUZ & REGAZZI, 2001). A variância fenotípica poderá ser parcelada, servindo para quantificar o ganho em precisão pela repetição das medidas e esclarecer a natureza da variação causada pelo ambiente (FALCONER, 1987).

Com base nas avaliações, é possível estimar o coeficiente de repetibilidade da variável estudada quantificando-se o número necessário de avaliações que devem ser realizadas em um caráter para se obter uma avaliação fenotípica mais precisa e de menor custo (CORNACHIA *et al.*, 1995; FERREIRA *et al.*, 1999; CRUZ & REGAZZI, 2001; RESENDE, 2002). Valores altos de estimativas de repetibilidade para determinado caráter indicam a viabilidade na predição do valor real do indivíduo utilizando-se um número relativamente pequeno de medições

(CORNACHIA *et al.*, 1995; CRUZ & REGAZZI, 2001). Para o coeficiente de repetibilidade (ρ), RESENDE (2002) sugere uma classificação onde: $\rho \geq 0,60$ corresponde a repetibilidade alta; $0,30 < \rho < 0,60$ corresponde a repetibilidade média e $\rho \leq 0,30$ corresponde a repetibilidade baixa.

O coeficiente de repetibilidade pode ser mais eficientemente estimado por meio da técnica dos componentes principais, sendo o uso desta metodologia mais enfatizado naquelas situações em que genótipos avaliados apresentam comportamento cíclico em relação ao caráter estudado (ABEYWARDENA, 1972). Em muitas espécies, a produção das variedades ocorre de modo oscilante. Como este efeito pode variar de maneira e intensidade diferentes entre os genótipos, a análise de variância, utilizada para se estimar o coeficiente de repetibilidade usual, pode não eliminar este componente adicional do erro experimental, o que, conseqüentemente, pode subestimar a repetibilidade (VASCONCELLOS *et al.*, 1985; CRUZ & REGAZZI, 2001).

Em estudo de determinação do número necessário de colheitas para a comparação de genótipos de tomateiro, cultivado em estufa plástica, em duas épocas, CARGNELUTTI FILHO *et al.* (2004b), relatam que apesar do menor número de colheitas necessárias na primeira época (maior repetibilidade das características), a identificação de genótipos promissores nessa época de cultivo, para peso de frutos bom, fica prejudicada pela não manifestação de diferenças significativas, ou seja, existia pouca variabilidade genética das características neste sistema. Concluem que até sete colheitas, independentemente da época de cultivo, possibilitam identificar genótipos superiores, com 90% de exatidão no prognóstico do seu valor real, representando, aproximadamente, 50% da produção inicial acumulada.

Em estudo com cinco genótipos de *Panicum maximum*, com e sem restrição solar, CARGNELUTTI FILHO *et al.* (2004a), concluíram que os oito cortes, possibilitaram selecionar genótipos superiores em relação a todas as características, com 80% de exatidão no prognóstico de seu valor real. Para LOPES *et al.* (1998) usando tomate tipo salada, em estufa plástica, foi necessário a colheita do primeiro terço da produção total, para a discriminação entre tratamentos, pois, nesta fase se encontra a menor diferença mínima significativa entre tratamentos.

O objetivo da pesquisa foi estimar por quanto tempo do período produtivo da abobrinha italiana em estufa de plástico deve ser avaliado visando à estimativa do erro experimental e a diferença entre quatro intervalos de colheita.

Material e Métodos

O presente estudo foi realizado em estufa plástica – túnel alto, com 20 m de comprimento e cinco metros de largura, no período de 18/08/2003 a 07/12/2003, em área pertencente ao Departamento de Fitotecnia, na Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria - RS. O solo da área corresponde à classificação de Brunizem Hidromórfico.

As sementes de abobrinha italiana da cultivar Caserta foram semeadas em bandejas de isopor de 144 células no dia 18/08/2003, em substrato comercial Plantmax e mantidas em casa de vegetação até o transplante, o qual ocorreu quando as plantas apresentaram três folhas. A irrigação foi realizada três vezes ao dia com regador manual.

O transplante para a estufa foi realizado no dia 08/09/2003. Antes disso, o solo foi arado, formando-se três camalhões em filas, os quais foram previamente

adubados com 660 g de uréia, 320 g de P_2O_5 e 150 g de K_2O por linha de 20 m. As mangueiras para irrigação por gotejamento foram dispostas sobre os camalhões e cobertas com mulching preto de 30 μ m. Foram demarcadas quatro parcelas no sentido transversal às filas. O espaçamento entre plantas foi de 0,80 m e entre filas de 1,00 m, totalizando 24 plantas por fila. Para cada parcela com 18 plantas (3 filas x 6 plantas), foi atribuído um dos quatro intervalos de colheita (tratamento). No tratamento 1 os frutos são colhidos de cada planta, diariamente, às 10 horas; no tratamento 2 a colheita realizada diariamente às 10 e 18 horas; no tratamento 3 diariamente às 8, 10, 12, 14, 16 e 18 horas; e no tratamento 4 a colheita foi realizada a cada dois dias, às 18 horas. Em cada colheita, foram colhidos os frutos com comprimento $\geq 0,15$ m, medido na base do pedúnculo até a extremidade, para a pesagem numa balança digital com precisão de um grama. O tutoramento foi realizado nos dias 22 e 23/09/2003. No dia 07/11/2003, foram realizadas as aplicações de fungicida Folicur (5ml/16L) e do inseticida Orthene (8g/16L).

Para a análise dos dados, as colheitas obtidas nos tratamentos 1, 2 e 3 foram somadas para cada dois dias a fim de se obter uma avaliação quantitativa comparável com o tratamento 4 (colhido a cada dois dias). Como a colheita foi iniciada no dia 15/10/2003 e prolongou-se até o dia 07/12/2003, foram obtidas 27 colheitas durante os 54 dias.

Realizou-se a análise da variância utilizando-se o modelo estatístico reduzido com dois fatores de variação ($Y_{ij} = m + f_i + c_j + e_{ij}$), em que, no caso 1, Y_{ij} é a média das 18 plantas do i -ésimo intervalo de colheita na j -ésima colheita; m é a média geral; f_i é o efeito aleatório do i -ésimo intervalo de colheita sob influência do ambiente permanente (colheita) ($i = 1, 2, \dots, 4$ intervalo); c_j é o efeito fixo do ambiente temporário na j -ésima colheita ($j = 1, 2, \dots, 27$ colheita); e_{ij} é o efeito

aleatório que envolve outras causas de variação não incluídas no modelo; e, no caso 2, Y_{ij} é a média das seis plantas em cada linha do i -ésimo intervalo de colheita na j -ésima colheita; m é a média geral; f_i é o efeito aleatório do i -ésimo intervalo de colheita sob influência do ambiente permanente (colheita) ($i = 1, 2, \dots, 12$ linha x intervalo); c_j é o efeito fixo do ambiente temporário na j -ésima colheita ($j = 1, 2, \dots, 27$ colheita); e_{ij} é o efeito aleatório que envolve outras causas de variação não incluídas no modelo.

As estimativas dos coeficientes de repetibilidade foram calculadas pelos métodos da análise de variância com um (ANOVA 1) e dois (ANOVA 2) fatores de variação, dos componentes principais com base nas matrizes de correlações (CP-CORR) e de variâncias e covariâncias fenotípicas (CP-COV) e da análise estrutural, com base nas matrizes de correlações intraclasse (AN.ESTR.). O número mínimo de medições necessárias para prever o valor real dos indivíduos, com base nos coeficientes de determinação (R^2) preestabelecidos (0,80, 0,85, 0,90, 0,95 e 0,99), foi obtido conforme CRUZ & REGAZZI (2001). As análises estatísticas foram realizadas utilizando-se o programa computacional GENES (CRUZ, 2001).

O ganho em precisão, após sucessivas medições (colheitas), foi calculado através da fórmula $r_{PC} = \sqrt{\frac{c\rho}{1+\rho(c-1)}}$, em que r_{PC} é o ganho de precisão na colheita c ($c = 1, 2, 3, \dots, 27$); e ρ é o coeficiente de repetibilidade (DI RENZO *et al.*, 2000). Para efeito de cálculo, foi utilizado o valor médio do coeficiente de repetibilidade obtido pelos métodos multivariados.

Os dados de precipitação pluvial foram coletados na estação meteorológica do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa

Maria nos dias 15/10/2003 a 07/12/2003, onde foi calculada a média a cada dois dias.

Resultados e Discussão

O teste F mostrou efeito não significativo entre os intervalos de colheita para o caso 1 (Tabela 1), o que contraria, de certa forma, o fato de que a possível permanência de um fruto por menos tempo na planta estimularia e proporcionaria maior número de frutos por planta, acarretando, conseqüentemente, em maior fitomassa de frutos acumulada, com diferenças entre os intervalos de colheita. Tal como nas demais cucurbitáceas, colheitas freqüentes poderiam favorecer a produtividade. Porém, pode-se escalonar as colheitas em diferentes horários de acordo com a disponibilidade de mão-de-obra, para se efetuar a colheita, sem que isso venha interferir na fitomassa final de frutos de abobrinha italiana nessas condições de cultivo. Ainda, com isso, conclui-se que as 27 colheitas realizadas não permitiram a diferenciação entre os intervalos de colheita. Assim, o melhor número de colheitas continua sendo 27 ou mais, caso haja, realmente, diferenças entre intervalos de colheita e/ou local (ambiente) de cultivo.

Como as condições em ambiente protegido são bastante favoráveis ao desenvolvimento das plantas, a variabilidade da fitomassa em função de diferentes intervalos de colheita não é afetada, podendo ser mais suscetíveis às variações ambientais ou localizadas dentro do túnel. A não significância dos efeitos de tratamentos (Tabela 1 – caso 1) pode ocasionar estimativas negativas da variância de tratamentos e de coeficientes de repetibilidade e, por conseqüência, do

coeficiente de determinação, conforme discutido por CARGNELUTTI FILHO *et al.* (2004b).

A oscilação na fitomassa dos frutos foi influenciada principalmente pelo grande número de dias de chuva e temperaturas abaixo e acima da ótima, impossibilitando a eficiente polinização das flores, ocasionando, com isso, uma alta porcentagem de abortamento devido à dependência mantida pelas plantas de abobrinha italiana com relação à atividade das abelhas para sua polinização. Por isto, e devido a não significância entre os intervalos de colheita, o coeficiente de variação (50,14%) pode ser considerado alto. Porém, é conveniente salientar que, em função das razões citadas, as colheitas apresentaram valores que variaram de zero a 7161g de fitomassa acumulada em dois dias para as 18 plantas (398 g.planta⁻¹).

Em ambas as épocas de cultivo, SOUZA (2001) observou que, uma redução no brilho solar aumentou a variabilidade da fitomassa de frutos. A Figura 1 apresenta a média e variância da fitomassa de frutos em cada colheita e a precipitação pluvial média no período, onde se ratifica a observação de SOUZA (2001). A média da fitomassa de frutos reduz acentuadamente durante e após os dias de chuva, vindo aumentar em sua ausência, atingindo o pico de produção entre as colheitas 12 e 16. Já a variância entre colheitas apresentou um comportamento esperado, ou seja, variando em função das colheitas, que tendem a refletir as diferenças entre tratamentos ao longo do tempo (colheitas).

Além disso, observou-se um menor desenvolvimento das plantas localizadas na fila leste, o que pode ser atribuído às temperaturas mais baixas neste lado do túnel, o qual, devido à grande intensidade dos ventos no lado oeste, permanecia fechado, enquanto o leste permanecia aberto, procedimento esse que

evitou o tombamento das plantas. Ainda, devido a este fato, notou-se a presença de abelhas mais intensamente nas filas central e oeste, permitindo melhor polinização nestas filas. Não houve problemas no manejo inicial de instalação da cultura após o transplante das mudas em nenhuma das filas, com a adubação, irrigação, tutoramento, dispondo de grande uniformidade, o que reforça a suposição de diferentes microclimas criados em função da permanência de o lado leste ficar aberto por mais tempo.

Para o efeito de parcelas de seis plantas dentro de cada intervalo de colheita houve efeito significativo (Tabela 1 – caso 2). Isto permite concluir que a variabilidade existente é devida a diferenças localizadas dentro do túnel, mas como não existe diferença entre os intervalos de colheita, a variância existente entre as parcelas de seis plantas é uma estimativa do erro experimental. Neste caso, as 27 colheitas (amostras) foram suficientes para estimar o erro experimental, podendo ter o seu número reduzido com a adequada estimativa do número necessário de colheitas.

Os coeficientes de repetibilidade e de determinação para as diferentes parcelas de seis plantas dentro de cada intervalo de colheita (caso 2) estão na Tabela 2. O valor médio dos coeficientes de repetibilidade obtido pelos cinco métodos foi de 0,22, valor considerado baixo (RESENDE, 2002) e o valor médio do coeficiente de determinação ($R^2=0,86$). Considerando-se somente os métodos multivariados (CP-CORR e CP-COV, Tabela 2), o valor médio dos coeficientes de repetibilidade foi de 0,30 e o valor médio do coeficiente de determinação foi de 0,92, valores satisfatórios, indicando que as 27 colheitas realizadas permitem a discriminação entre as diferentes parcelas de seis plantas dentro de cada intervalo de colheita. Este comportamento, em que os valores médios do coeficiente de

repetibilidade e de determinação obtidos a partir dos métodos multivariados são superiores aos obtidos com os métodos da análise de variância, também foi observado por LOPES *et al.* (2001), VASCONCELLOS *et al.* (1985), SHIMOYA *et al.* (2002) e CARGNELUTTI FILHO *et al.* (2004a) em culturas perenes. RESENDE (2002) relata que uma condição essencial para a adoção do modelo de repetibilidade é que as medidas repetidas apresentem correlação genética igual ou próxima a unidade, fato que confirma ser um mesmo caráter de uma medição para outra. Caso contrário, o autor recomenda a adoção do modelo multivariado, o qual trata cada medição como um caráter distinto.

Assim, o número de medições necessárias para precisão de 0,85 variou de 11,51 a 47,15 colheitas, considerando os cinco métodos (Tabela 3). Ao considerar como critério satisfatório um nível de precisão de 0,85 para fitomassa de frutos e ao tomar como base a estimativa de repetibilidade média obtida pelos métodos multivariados (CP-CORR e CP-COV), seria recomendável a realização de 13 colheitas para se estimar adequadamente o erro experimental, isto representa, aproximadamente, 48% da produção total.

O ganho em precisão entre a primeira e a décima terceira colheita foi de 37% (Figura 2). Os valores de ganho em precisão, a partir da décima terceira colheita, passam a ser desprezíveis. Estes resultados concordam com o número de colheitas necessárias para se determinar o erro experimental, pela média dos métodos multivariados, sendo que um número maior de colheitas representaria desperdício de tempo e mão-de-obra, sem que houvesse incremento de precisão. Considerando os resultados de LOPES *et al.* (1998), que recomendam a colheita do terço inicial da fitomassa de frutos de tomate para a melhor precisão experimental, pode-se sugerir que, neste caso, a colheita da metade inicial da produção de

abobrinha italiana é o suficiente para a avaliação de experimentos em estufa de plástico usando parcelas de seis plantas.

Conclusões

- A colheita e avaliação da metade inicial do período produtivo da abobrinha italiana em estufa de plástico permitem estimar o erro experimental, usando seis plantas por parcelas, para avaliar diferentes intervalos de colheita;

- Devido o erro experimental ser alto, a avaliação da fitomassa de abobrinha italiana durante o período produtivo não permitiu diferenciar quatro tratamentos de intervalos de colheita.

Tabela 1 - Fontes de variação (FV), graus de liberdade (GL), quadrado médio (QM), média geral e coeficiente de variação (CV) da fitomassa de frutos (g.planta^{-1}) medida em 27 colheitas com quatro intervalos de colheita (Caso 1) e de parcelas de seis plantas dentro de cada intervalo de colheita (Caso 2). Santa Maria - RS. 2005.

FV	Caso 1		Caso 2	
	GL	QM	GL	QM
Colheita	26	8443691,62	26	77373,88
Trat	3	4374,97 ^{ns}	11	65778,52*
Resíduo	78	4024,92	286	9871,40
Média		126,52		126,76
CV(%)		50,14		78,38

ns= não significativo; *:significativo em nível de 5% de probabilidade de erro, pelo teste de F.

Tabela 2 - Estimativas dos coeficientes de repetibilidade (ρ) e respectivos coeficientes de determinação (R^2) da fitomassa de frutos (g.planta^{-1}) obtidos a partir de parcelas de seis plantas dentro de cada intervalo de colheita. Santa Maria - RS. 2005.

Método	ρ	R^2
ANOVA ¹	0,17	0,85
ANOVA ²	0,11	0,76
CP-CORR ³	0,28	0,91
CP-COV ⁴	0,32	0,93
AN. ESTR. ⁵	0,18	0,85

¹Análise de variância – modelo com um fator de variação; ² Análise de variância – modelo com dois fatores de variação; ³Componentes principais - por meio da matriz de correlação; ⁴ Componentes principais – por meio da matriz de variância e covariância fenotípica; ⁵ Análise estrutural por meio da matriz de correlação intraclasse.

Tabela 3 - Número de medições (colheitas) da fitomassa de frutos (g.planta^{-1}), obtidos a partir de parcelas de seis plantas dentro de cada intervalo de colheita, associado a diferentes graus de determinação do coeficiente de repetibilidade (R^2), em cinco métodos de estimação. Santa Maria - RS, 2005.

R^2	ANOVA ¹	ANOVA ²	CP-CORR ³	CP-COV ⁴	AN. ESTR ⁵
0,80	19,07	33,29	9,95	8,13	18,39
0,85	27,01	47,15	14,09	11,51	26,05
0,90	42,90	74,89	22,39	18,28	41,38
0,95	90,58	158,10	47,26	38,60	87,36
0,99	471,97	823,80	246,25	201,14	455,17

¹Análise de variância – modelo com um fator de variação; ² Análise de variância – modelo com dois fatores de variação; ³Componentes principais - por meio da matriz de correlação; ⁴ Componentes principais – por meio da matriz de variância e covariância fenotípica; ⁵ Análise estrutural por meio da matriz de correlação intraclasse.

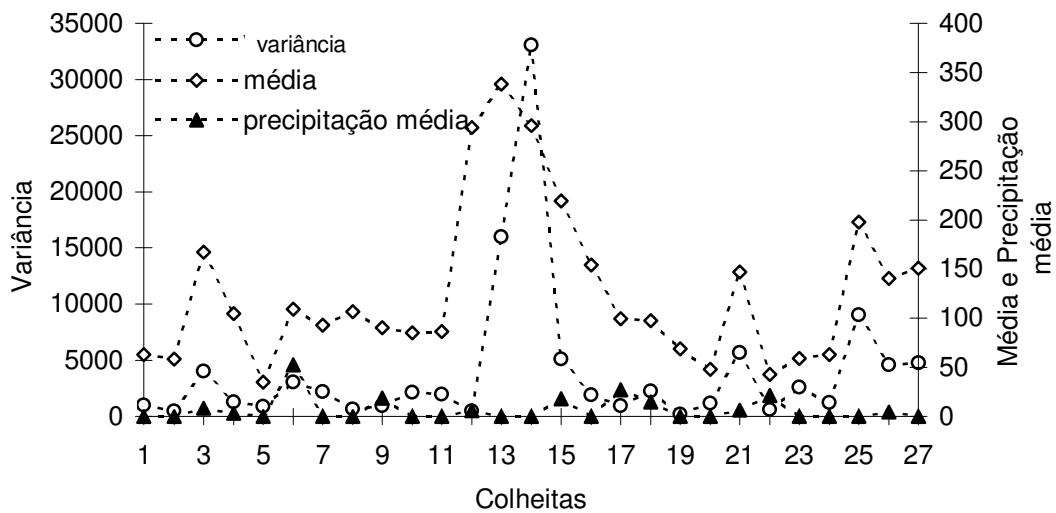


Figura 1 – Média (g.planta^{-1}) e variância da fitomassa de frutos ($\text{g}^2.\text{planta}^{-1}$) e precipitação pluvial média (mm) a partir da colheita 1 até a 27.

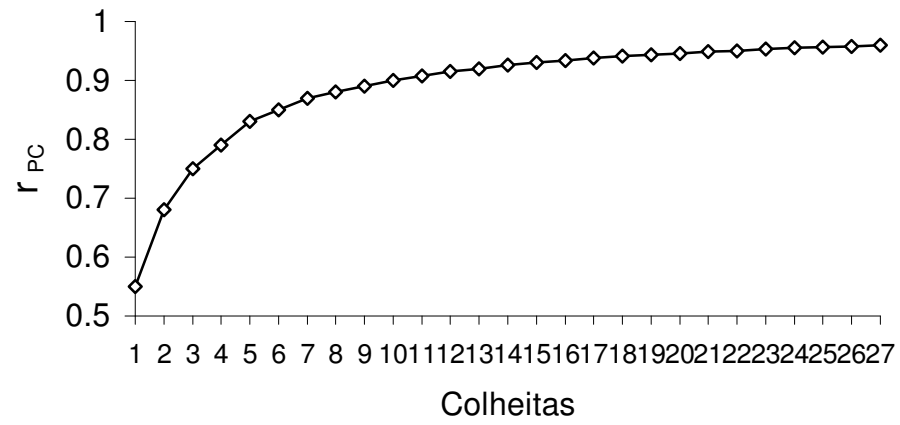


Figura 2 - Ganho de precisão (r_{PC}) em função do número de colheitas.

Referências Bibliográficas

- ABEYWARDENA, V. An application of principal component analysis in genetics. **Journal of Genetics**, v. 61, p. 27-51, 1972.
- CARGNELUTTI FILHO, A. *et al.* Análise de repetibilidade de caracteres forrageiros de genótipos de *Panicum maximum* avaliados com e sem restrição solar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 3, p. 723-729, 2004a.
- CARGNELUTTI FILHO, A. *et al.* Número de colheitas e comparação de genótipos de tomateiro cultivados em estufa de plástico. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 10, p. 953-959, 2004b.
- CORNACHIA, G.; CRUZ, C.D.; PIRES, S.E. Estimativas do coeficiente de repetibilidade para características fenotípicas de procedência de *Pinus tecunumanii* Eguiluz & Perry e *Pinus caribea* var. *hondurensis*. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 19, n. 3, p. 333-345, 1995.
- CRUZ, C.D. **Programa GENES- versão Windows**: aplicativo computacional em genética e estatística. Viçosa: UFV, 2001. 648p.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 2. ed. Viçosa:UFV, 2001. 390p.
- DI RENZO, M.A.; *et al.* Estimation of repeatability and phenotypic correlations in *Eragrostis curvula*. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, n. 134, p. 207-212, 2000.
- FALCONER, D.S. **Introdução à genética quantitativa**. Viçosa: UFV, 1987. 279p.
- FERREIRA, R.P. *et al.* Avaliação de cultivares de alfafa (*Medicago sativa* L.) e estimativas de repetibilidade para caracteres forrageiros. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 34, n. 6, p. 995-1002, 1999.

LOPES, R. *et al.* Repetibilidade de características do fruto de aceroleira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.36, n.3, p.507-513, 2001.

LOPES, S.J. *et al.* Técnicas experimentais para tomateiro tipo salada sob estufas plásticas. **Ciência Rural**. Santa Maria, v. 28, n. 2, p. 193-197, 1998.

RESENDE, M.D.V. **Genética biométrica e estatística no melhoramento de plantas perenes**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2002. 975p.

SHIMOYA, A. *et al.* Repetibilidade de características forrageiras do capim-elefante. **Scientia Agrícola**, v. 59, n. 2, p. 227-234, 2002.

SOUZA, M.F. **Estimativa do tamanho de amostra para culturas olerícolas em ambientes protegidos**. 2001. 62f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Programa de Pós-graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2001.

VASCONCELLOS, M.E.C. *et al.* Métodos de estimação do coeficiente de repetibilidade no melhoramento da seringueira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 20, n. 4, p. 433-437, 1985.

CAPÍTULO 2

HETEROGENEIDADE DAS CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO EM AMBIENTE PROTEGIDO E TAMANHO DE AMOSTRA

CHEMICALS CHARACTERISTICS OF THE SOIL HETEROGENEITY UNDER ENVIRONMENTAL PROTECT AND SAMPLE SIZE

Resumo

O presente trabalho teve por objetivo avaliar o índice de heterogeneidade de Smith das principais características químicas do solo (Fósforo (mg.L^{-1}), Potássio (mg.L^{-1}), % de matéria orgânica (m.V^{-1}), Cálcio (cmolc.L^{-1}), capacidade de troca de cátions efetiva (cmolc.L^{-1}), Magnésio (cmolc.L^{-1}), HAI (cmolc.L^{-1}) e pH (cmolc.L^{-1})) em estufa plástica e, determinar o tamanho de amostra. O índice de heterogeneidade de Smith foi estimado pelo método de SMITH (1938). Para todas variáveis analisadas o índice de heterogeneidade de Smith foi próximo a zero e o tamanho ótimo de parcela foi igual à uma unidade básica. O tamanho de amostra estimado foi de dez pontos amostrais como representativo para todas as variáveis analisadas, com semi-amplitude do intervalo de confiança da média em porcentagem, de 20%, em nível 5% de probabilidade de erro.

Palavras-chave: índice de heterogeneidade do solo, tamanho ótimo de parcela, tamanho de amostra.

Abstract

The aim this paper was evaluate the Smith heterogeneity index under environmental protect and determinate sample size. The Smith heterogeneity index was estimated using SMITH's method (1938). The values the Smith heterogeneity index were considerate small. The optimum plot size was equal to one basic unit. The sample size estimated was ten sample points for the half width of the confidence interval of 20%, to 5% of error probability.

Key words: soil heterogeneity index , optimum plot size, sample size.

Introdução

Os problemas encontrados nos ensaios de campo, devem-se, em parte, a dificuldade da existência de solos em condições uniformes, mesmo tratando-se de áreas reduzidas. Várias práticas são adotadas para minimizar o erro experimental, causado pela heterogeneidade do solo, tais como: utilização de um delineamento adequado, criteriosa escolha do material experimental, condução uniforme do experimento e coleta de dados (FERH, 1987).

A área experimental, mesmo aparentando ser homogênea, apresenta variações tanto no sentido horizontal como vertical, que dificilmente podem ser controladas apenas com uso de um delineamento apropriado (RAMALHO *et al.*, 2000). É pouco provável que as condições físicas e químicas do solo estejam distribuídas aleatoriamente na área experimental, pois, as parcelas adjacentes tendem a ser correlacionadas por fatores de ambiente (MARKUS, 1974). A causa das parcelas situadas lado a lado possuírem diferenças, é atribuída à heterogeneidade do solo (GOMEZ & GOMEZ, 1984) e do material experimental, tais como: adubos, sementes, irrigação, inseticidas e fungicidas (STEEL *et al.*, 1997).

A heterogeneidade do solo, medida pelo rendimento das plantas cultivadas, em pequenas parcelas de ensaios de uniformidade, pode ser conseqüência da topografia do local, da umidade do solo, da variação na fertilidade ou de práticas agrícolas anteriores (HAYES & IMMERS, 1951). Aquela heterogeneidade é, talvez, a causa mais importante do erro experimental (LA LOMA, 1966; MIRANDA FILHO, 1987), onde tal heterogeneidade faz com que os tratamentos tenham manifestações diferentes de uma para outra repetição (MIRANDA FILHO, 1987). ROSSETTI & PIMENTEL GOMES (1983) concluíram que

na determinação do tamanho ótimo de parcelas em ensaios agrícolas, a principal estatística é o índice de heterogeneidade de Smith (b), o que concorda com CHACÍN LUGO (1977).

Para determinar a heterogeneidade do solo, uma das maneiras utilizadas é o cálculo do índice de heterogeneidade de Smith (b) (SMITH, 1938). Valores de b próximos a zero, indicam solo mais homogêneo, possibilitando que as parcelas experimentais sejam menores com um mesmo grau de confiança. Valores próximos ou superiores a um, existe uma heterogeneidade do solo muito grande, em que devem ser utilizadas parcelas maiores para a obtenção do mesmo grau de confiança (SMITH, 1938; GOMEZ & GOMEZ, 1984; SWALLOW & WEHNER, 1986;. LIN *et al.*, 1996; RESENDE, 2002).

A magnitude de b reflete, em parte, a heterogeneidade ambiental, mas inclui outras fontes de variação, por exemplo: solo, chuva, irrigação, níveis de adubação e herbicidas e a variação introduzida pelas pessoas que conduzem o experimento (SWALLOW & WEHNER, 1986).

Como geralmente a heterogeneidade do solo é desconhecida, a precisão que se deseja pode não ser alcançada, em função do tamanho e da forma das parcelas usadas serem inadequadas, ou também, pelo número de repetições ser insuficiente (SOUZA, 2001). O autor acrescenta que, para evitar a análise de todo material de uma unidade experimental, quando não existem recursos econômicos ou quando há falta de mão-de-obra e, até mesmo, quando se necessitam de resultados em um menor período de tempo com a mesma precisão, deve-se conhecer além do melhor tamanho de parcela, o melhor tamanho de amostra.

O tamanho de amostra é um fator importante para se determinar as características químicas de um solo. Quanto mais heterogêneo, maior deve ser o

número de amostras coletadas, para que se obtenha maior exatidão na avaliação de suas características (SILVEIRA *et al.*, 2000).

Para a precisão da análise química de um solo, a amostragem é de fundamental importância. A insuficiência de conhecimentos sobre os princípios de amostragem de solos, e a deficiência de informações locais quanto o histórico da área (adubação, calagem, produtividade, cultura anterior, etc.), constitui-se em fatores adicionais que tendem a dificultar a realização de um plano de amostragem e a própria operação de coleta de amostra de solo (COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO – RS/SC, 1995).

Para determinar o tamanho de parcela LIN & BINNS (1986) recomendam tomar como base a relação entre número de repetições e o tamanho de parcela em relação a b : se $b \leq 0,2$, o aumento do número de repetições é mais efetivo para melhoria da precisão experimental do que o aumento do tamanho de parcela; se $b \geq 0,7$, o aumento do tamanho da parcela é mais eficiente do que o aumento do número de repetições e, se $0,2 < b < 0,7$, aumento de repetições de parcelas e tamanho podem ser uma combinação aconselhável nesta situação e, nos caso em que b está entre 0 e 0,2, fica difícil determinar o tamanho de parcela.

O trabalho teve por objetivo avaliar o índice de heterogeneidade para as principais características químicas do solo, em ambiente protegido, e determinar os respectivos tamanhos de amostra.

Material e Métodos

O experimento foi realizado em estufa plástica – túnel alto, e estava em pousio por seis anos, com 20 m de comprimento e cinco metros de largura, em área

pertencente ao Departamento de Fitotecnia, na Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS. O solo da área corresponde à classificação de Brunizem Hidromórfico.

Para a amostragem e análise do solo, a estufa foi dividida em três fileiras (Norte-Sul) de 12 parcelas (Figura 1). Cada um dos 36 pontos amostrais, foram amostrados no dia 12/08/2003, usando quatro subamostras, a uma profundidade de 0-0,20 m, e misturadas em um saco plástico representando um ponto amostral ou parcela. No Laboratório de Análise de Solos da Universidade Federal de Santa Maria, foram avaliadas: Fósforo (P) (mg.L^{-1}), Potássio (K) (mg.L^{-1}), % de matéria orgânica (MO) (m.V^{-1}), Cálcio (Ca) (cmolc.L^{-1}), capacidade de troca de cátions efetiva (CTCe) (cmolc.L^{-1}), Magnésio (Mg) (cmolc.L^{-1}), HAI (cmolc.L^{-1}) e pH (cmolc.L^{-1}).

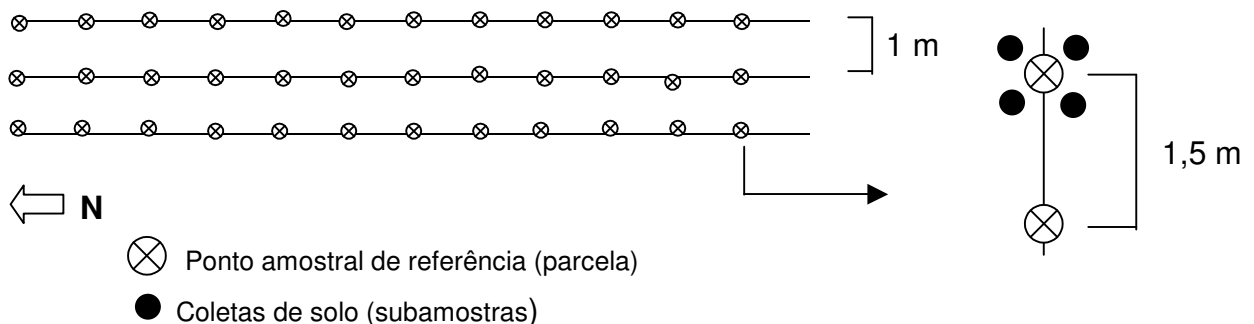


Figura 1- Plano de amostragem do solo dentro da estufa (5 X 20 m).

Com os resultados das análises de solo (três filas de 12 pontos amostrais cada), foram planejados seis tipos de plano de amostragem, com variação de tamanho. Cada tipo com X1 unidades básicas (UB) de largura (filas) e X2 UB de comprimento (colunas), de modo que, $X1 \times X2$ é igual a X (tamanho do plano de amostragem em número de UBs, ou seja: 1x1, 1x2, 1x3, 1x4, 1x6 e 1x12). O número

de repetições de cada tipo de parcela é limitado pelo número total (36) de pontos amostrais na estufa.

Para cada tamanho (X) de plano de amostragem (ou parcelas), foram calculadas as estatísticas: N = número de pontos amostrais com X UBs de tamanho; M(x) = média dos pontos amostrais com X UBs de tamanho; V(x) = variância entre os pontos amostrais de X unidades básicas; $VU(x)=V(x)/X^2$ = variância por UB entre os pontos amostrais de X UBs de tamanho; CV(x) = coeficiente de variação entre pontos amostrais de X UBs de tamanho.

A estimativa do índice de heterogeneidade de Smith (b) foi determinado a partir da relação empírica $VU(x)=V_1/X^b$, de SMITH (1938), para cada uma das variáveis. O valor de b foi obtido como um coeficiente de regressão linear, através da transformação logarítmica da função $VU(x)=V_1/X^b$, cuja estimação de b foi ponderada pelos graus de liberdade associados aos tipos de plano de amostragem (STEEL *et al.*, 1997). Neste modelo, V_1 é o parâmetro para estimar a variância entre os pontos amostrais de uma UB. Da mesma forma, foram estimados os parâmetros A e B da função $CV(x)=A/X^B$, em que A é a estimativa do CV para X igual a uma UB e $B=b/2$.

O tamanho ótimo de plano de amostragem ou parcela, foi obtido utilizando o Método da Máxima Curvatura Modificado (MEIER & LESSMAN, 1971), que usa a função $CV(x)=A/X^B$, permitindo que o ponto que corresponde ao tamanho ótimo da parcela fosse determinado algebricamente, como ponto de máxima curvatura da função entre o coeficiente de variação e tamanho de parcela:

$$X_0 = \left(\frac{A^2 B^2 (2B + 1)}{(B + 2)} \right)^{\frac{1}{2B+2}}.$$

A determinação do tamanho de amostra para as variáveis do solo, a intensidade de amostragem (n_0), calculada em função do coeficiente de variação, foi determinada por: $n_0 = t_{\alpha/2}^2 CV^2 / D^2$ em que: t é o valor da tabela t de Student em nível 5% de probabilidade de erro; CV é a estimativa de A da função $CV(x) = A/X^B$ e D é a semi-amplitude do intervalo de confiança da média em porcentagem, adotando D igual a 5, 10, 15, 20 e 40%.

Ao dimensionar uma amostra, considera-se que a população é infinita, obtendo o tamanho n_0 e, numa segunda etapa, relaciona-se n_0 com o tamanho $N = 36$ parcelas (tamanho da população) fazendo-se a correção pela expressão $n = n_0 / (1+n_0/N)$.

As análises foram realizadas usando o software NTIA/EMBRAPA, o aplicativo Office Excel e um programa específico em linguagem Fortran para estimar as variâncias entre as parcelas de diferentes tamanhos.

Resultados e Discussão

Os valores do índice de heterogeneidade de Smith variaram de 0,01 a 0,18, indicando alta correlação entre as parcelas vizinhas, para todas as variáveis analisadas, ou seja, área com solo de características homogêneas (Tabela 1). Como conseqüência, amostrar parcelas vizinhas não melhora a representatividade das características químicas do solo na estufa. Deve-se coletar pontos distantes entre si, ou seja, pontos independentes (não correlacionados). SILVA *et al.* (2003) estudando a variabilidade espacial das características químicas do solo, em experimento com milho, encontrou dependência espacial forte a moderada para a produtividade de grãos de milho e todas as características químicas do solo avaliadas. O menor valor

de alcance foi de 4,5 m, para a produtividade de grãos de milho, e o maior foi de 53,2 m, para fósforo disponível, onde o alcance indica o limite da dependência espacial da variável, ou seja, determinações realizadas a distâncias maiores que o alcance têm distribuição espacial aleatória e, por isso são independentes entre si. Na estufa (5x20 m) as dimensões são muito próximas ao alcance, não permitindo repetições independentes.

Em virtude dos baixos valores de b , de acordo com LIN & BINNS (1986) não há um incremento na precisão com o aumento do número de repetições e/ou tamanho de parcela, logo, neste caso, mesmo havendo diferenças nas estimativas de tamanho de parcela, será adotada uma unidade básica (UB) como tamanho ótimo de parcela. Como o índice de heterogeneidade de Smith é próximo a zero, o coeficiente de variação, inversamente proporcional ao número de unidades básicas na potência B , não se altera com o aumento no número de UBs, sendo desta forma, uma UB teria a mesma variabilidade e precisão com maior número de UBs como tamanho ótimo de parcela.

Sobre a dificuldade na análise de dados provenientes de experimentos que utilizam plantas individuais como parcelas, OLIVEIRA (1994) alerta que há uma tendência em aumentar o coeficiente de variação com a redução do tamanho de parcela. Extrapolando esta discussão, poder-se-ia considerar o risco em assumir um ponto amostral como tamanho ótimo de parcela, porém, neste caso, temos um índice de heterogeneidade de Smith baixo e ainda, a parcela é uma composição de quatro subamostras, que nestes casos, o incremento de precisão pode ser gerado em função de um adequado tamanho de amostra. Neste mesmo contexto, não há como haver perda de parcela, como no caso de plantas, desta forma não se causaria prejuízo às análises.

Valores diferentes de índice de heterogeneidade de Smith obtidos de rendimento de plantas cultivadas, em um mesmo local, em diferentes anos, podem ser observados nos resultados dos trabalhos de HALLAUER (1964), SWALLOW & WEHNER (1986) e LIN *et al.* (1996). É importante salientar que, o local amostrado estava em pousio há seis anos, logo grandes variações poderão ocorrer ao longo do tempo nas características químicas do solo, pois, a introdução de fertilizantes, a correção do pH do solo, irrigação, manejo do solo empregado, entre outros, poderão modificar o índice de heterogeneidade de Smith, assim como foi com o índice de heterogeneidade da produção, dos trabalhos anteriormente citados.

Como, o aumento do tamanho de parcela, neste experimento não foi eficiente, para melhoria da precisão experimental, maior importância deve-se dar a estimativa do tamanho de amostra, considerando uma população finita, de 36 pontos amostrais, e nos casos em que $b \leq 0,2$, $X_0 \cong 1$, a questão do número de repetições pode ser estimada pela expressão usada para estimar o tamanho da amostra (n).

Os elementos P e K obtiveram os maiores tamanhos de amostras a serem realizadas para sua representatividade (Tabela 2). Resultados semelhantes foram obtidos por SILVEIRA *et al.* (2000), por isto, não é preciso usar um tamanho de amostra para cada variável, pois, para uma dada precisão desejada, pode-se usar o valor máximo que, neste caso, é igual a dez pontos aleatórios para semi-amplitude do intervalo de confiança da média em porcentagem (D) igual a 20%, o que representa uma redução de 72,3% nos custos e trabalhos com a amostragem. Em MUNIZ & ABREU (1999) são citados os valores de D=10% e D=5% como na prática mais comumente utilizados, porém o grau de precisão desejado deverá satisfazer os interesses do pesquisador, principalmente de ordem prática.

Conclusões

- Os coeficientes de heterogeneidade de Smith para as principais características químicas do solo são baixos;
- A área experimental é considerada homogênea;
- O tamanho de amostra igual a dez pontos, coletados aleatoriamente, resulta em precisão menor ou igual a 20% da média, em nível de 5% de probabilidade de erro, para as variáveis analisadas.

Tabela 1 - Média (M_1) entre as parcelas de uma unidade básica, estimativas dos parâmetros das funções $VU(x)=V_1/X^b$ e $CV(x)=A/X^B$ e tamanho ótimo de parcela (X_0) para diferentes variáveis do solo de uma estufa (100 m²). Santa Maria – RS, 2005.

Variável	M_1	V_1	b	A	B	X_0
Fósforo (mg.L ⁻¹)	36,35	386,40	0,18	52,59	0,08	1,00
Potássio (mg.L ⁻¹)	76,27	1364,01	0,18	49,90	0,09	1,00
Matéria orgânica(m.V ⁻¹)	2,88	0,07	0,05	9,37	0,03	1,00
Cálcio (cmolc.L ⁻¹)	6,21	4,35	0,17	34,36	0,09	1,00
¹ CTCe (cmolc.L ⁻¹)	9,74	3,64	0,12	19,93	0,06	1,00
Magnésio (cmolc.L ⁻¹)	2,61	0,68	0,01	33,04	0,01	1,00
HAI (cmolc.L ⁻¹)	4,15	3,19	0,14	41,38	0,07	1,00
pH (cmolc.L ⁻¹)	5,21	0,36	0,15	11,67	0,07	1,00
Média	-	-	0,12	31,53	0,06	1,00

¹Capacidade de troca de cátions efetiva

Tabela 2 - Tamanho de amostra numa estufa plástica (100 m²), para variáveis do solo em diferentes semi-amplitudes do intervalo de confiança da média em porcentagem. Santa Maria – RS, 2005.

Variável	Semi-amplitude do intervalo de confiança (D%)				
	5	10	15	20	40
Fósforo (mg.L ⁻¹)	19	14	11	10	7
Potássio (mg.L ⁻¹)	19	13	11	9	6
Matéria orgânica (m.V ⁻¹)	8	5	3	2	1
Cálcio (cmolc.L ⁻¹)	16	11	8	7	6
¹ CTCe (cmolc.L ⁻¹)	12	8	7	5	2
Magnésio (cmolc.L ⁻¹)	15	11	8	7	5
HAI (cmolc.L ⁻¹)	17	12	10	8	6
pH (cmolc.L ⁻¹)	8	6	4	2	1

¹Capacidade de troca de cátions efetiva

Referências Bibliográficas

- CHACÍN LUGO, F. Tamaño de parcela experimental y su forma. **Revista Facultad Agronomía**, Maracay, v. 9, n. 3, p. 55-74, nov. 1977.
- COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO – RS/SC. **Recomendações de adubação e calagem para os estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina**. 3 ed. Passo Fundo: SBCS-Núcleo Regional Sul/EMBRAPA – CNPT, 1995. 224p.
- FEHR, W. R. **Principles of cultivar development**. New York: Macmillan, 1987. 736p.
- GOMEZ, K. A.; GOMEZ, A. A. **A statistical procedure for agricultural research**. 2nd. ed. New York: John Wiley, 1984. 680p.
- HALLAUER, A. R. Estimation of soil variability and convenient plot size from corn trials. **Agronomy Journal**, Madison, v. 56, p. 493-499, 1964.
- HAYES, H.K.; IMMERS, F.K. **Metodos fitotécnicos**: procedimientos científicos para mejorar las plantas cultivadas. 3 ed. Buenos Aires: Acme Agency, 1951. 560p.
- LA LOMA, J. L. **Experimentación Agrícola**. 2 ed. México: UTEHA, 1966. 493p.
- LIN, C. S.; BINNS, M. R. Relative efficiency of two randomized block designs having different plot sizes and numbers of replications and plots per block. **Agronomy Journal**, Madison, v. 78, p. 531-534, mai-jun., 1986.
- LIN, C. S.; MORRISON, M. J.; BINNS, M. R. Persistence of a field heterogeneity index. **Canadian Journal of Plant Science**, v. 76, n. 2, p. 245-250, 1996.
- MARKUS, M. **Elementos de Estatística Aplicada** Porto Alegre: UFRGS / Departamento de Estatística, 1974, 329p.

MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. **Crop Science**, Madison, v. 11, p. 648-650, set/out., 1971.

MIRANDA FILHO, J. B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: PATERNIANI, E.; VIEGAS, G. P. Melhoramento e produção do milho, v. 2. Campinas: Fundação Cargill, 1987. 795 p. 765-794.

MUNIZ, J A.; ABREU, A. R. de. **Técnicas de amostragem**. Lavras: UFLA/FAEPE, 1999. 102p.

OLIVEIRA, P. H. **Tamanho e forma de parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata**. Santa Maria – RS. 2001. 83p. Dissertação (Mestrado)-Programa de Pós-Graduação em Agronomia. Universidade Federal de Santa Maria, 1994.

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. de **Experimentação em genética**. Lavras:UFLA, 2000. 326p.

RESENDE, M. D. V. de **Genética biométrica e estatística no melhoramento de plantas perenes**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2002. 975p.

ROSSETTI, A. G.; PIMENTEL GOMES, F. Determinação do tamanho ótimo de parcelas em ensaios agrícolas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 18, n. 5, p. 477-487, mai. 1983.

SILVA, V. R.; REICHERT, J. M.; STORCK, L. et al. Variabilidade especial das características químicas do solo e produtividade de milho em um argissolo vermelho-amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 27, p. 1013-1020, 2003.

SILVEIRA, P. M. Da; ZIMMERMANN, J. P.; SILVA, S. C. da et al. Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um latossolo submetido a

diferentes sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 10, p. 2057-2064, out. 2000.

SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 28, p. 1-23, 1938.

SOUZA, M. F. **Estimativa do tamanho da amostra para culturas olerícolas em ambientes protegidos**. Santa Maria – RS. 2001. 62f. Dissertação (Mestrado)-Programa de Pós-Graduação em Agronomia. Universidade Federal de Santa Maria, 2001.

STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H., DICKEY, D. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 3th. ed. Boston: WCB/McGraw Hill, c1997. 666p.

SWALLOW, W. H.; WEHNER, T. C. Optimum plot size determination and its application to cucumber yield trials. **Euphytica**, v. 35, p. 421-432. 1986.

CAPÍTULO 3

HETEROGENEIDADE DA PRODUÇÃO DE ABOBRINHA ITALIANA EM AMBIENTE PROTEGIDO E PLANO EXPERIMENTAL

HETEROGENEITY OF THE YIELD ITALIAN PUMPKIN UNDER ENVIRONMENTAL PROTECT AND EXPERIMENTAL PLAN

Resumo

Os objetivos foram avaliar o índice de heterogeneidade de Smith, para os diferentes intervalos de colheita dos frutos, em diferentes níveis de colheitas acumuladas em ambiente protegido; estimar o tamanho ótimo de parcela e determinar a diferença mínima significativa entre tratamentos variando o tamanho da parcela e o número de repetições. Foi realizado um experimento em estufa plástica com espaçamento de 0,80 m entre plantas e 1,0 m entre filas, totalizando 24 plantas por fila. Foram realizadas 27 colheitas de frutos com tamanho $\geq 0,15$ m. O índice de heterogeneidade de Smith foi estimado pelo método de SMITH (1938) e o tamanho ótimo de parcela foi estimado através do método da máxima curvatura modificado de MEIR & LESSMAN (1971). O índice de heterogeneidade de Smith, em estufa plástica, foi próximo a zero, e o uso de parcelas menores e maior número de repetições beneficia a precisão experimental. O tamanho ótimo de parcela para a produção total de abobrinha italiana varia entre uma e sete plantas, conforme a frequência de colheitas. A primeira metade da produção é suficiente para a estimativa do tamanho ótimo de parcela. O uso de parcelas com três plantas na linha

de cultivo, seis repetições é mais adequado e apresenta uma diferença mínima significativa entre tratamentos, em porcentagem da média, de 75,94%.

Palavras-chave: *Cucurbita pepo*, tamanho e forma de parcela, índice de heterogeneidade do solo,

Abstract

The aim of this paper was to evaluate the Smith heterogeneity index in order to determine the most appropriate intervals of the harvest of fruits in different levels of the accumulated harvests of Italian pumpkin in a greenhouse, estimate the optimum plot size and determine the least significant differences within treatments with variation in the size of the plot and number of replications. The experiment was conducted in the area of the Department of Fitotecnia – UFSM, in a plastic greenhouse, with four rows and each row consisted of twenty-four plants. A total of twenty-seven harvests were made, evaluating fruit weight with length $\geq 0,15$ m. The Smith heterogeneity index was estimated using SMITH's method (1938) and optimum plot size using the modified maximum curvature method (MEIER & LESSMAN, 1971). The Smith heterogeneity index is smaller and the use of smaller plots with a larger number of replications benefits the experimental precision. The optimum plot size in order to yield Italian pumpkin varied between one and seven plants, promoting appropriate evaluation of the yield of Italian pumpkin in the different studied treatments. Plots with three plants (in the row) and six replications are better in order to conduct the experiments, with the least significant differences within treatments (average percentage) of 75,94%.

Key-words: *Cucurbita pepo*, size plot, soil heterogeneity index

Introdução

A abobrinha italiana é uma das cucurbitáceas mais consumidas no Brasil e ainda, encontra-se em processo de expansão. O cultivo comercial de hortaliças em estufas plásticas é uma atividade consolidada e crescente (MEDEIROS *et al.*, 2001). Apesar da importância dos cultivos em ambientes protegidos, ainda são insuficientes os resultados de pesquisa que subsidiem o aproveitamento do potencial dessa tecnologia nas diferentes regiões climáticas do Brasil (LOPES FILHO, 2000).

No planejamento de experimentos, o tamanho e forma de parcelas experimentais, o número de repetições, são problemas freqüentes que se apresentam ao pesquisador. A determinação dessas variáveis é de suma importância para a minimização do erro experimental e maximização das informações obtidas num experimento (STEEL *et al.*, 1997). Os mesmos autores relatam que a parcela, unidade básica do experimento, deve ser capaz de reduzir ao máximo o efeito da heterogeneidade ambiental e a variabilidade genética do material experimental, por influenciar diretamente nos gastos com recursos disponíveis à condução dos experimentos.

O tamanho e a forma das parcelas não podem ser generalizados, pois variam com o solo e com a cultura. A determinação dos mesmos deve ser feita para cada cultura e cada local em que ocorram condições climáticas e de solo diferentes das que já tenham sido determinadas (OLIVEIRA & ESTEFANEL, 1995). O aumento no tamanho da parcela leva à redução da variância entre parcelas (RESENDE & SOUZA JÚNIOR, 1997). No entanto, tal redução não é proporcional ao tamanho da parcela (LE CLERG, 1967) e pouco ganho em precisão é obtido com o incremento no tamanho de unidades experimentais já suficientemente grandes (RESENDE & SOUZA JÚNIOR, 1997).

Deve-se, no entanto, considerar que parcelas menores permitem um maior número de repetições para uma mesma área e leva um maior número de graus de liberdade para o resíduo (ZANON & STORCK, 1997).

Em cultivos em ambientes protegidos, os autores SOUZA (2001), LÚCIO *et al.* (2003) e LORENTZ *et al.* (2005) concordam que a irregularidade na produção dá-se em maior intensidade entre as linhas de cultivo, desta forma, deve-se planejar parcelas com variação no tamanho na linha de cultivo, que amenizem estas variações e ainda que garanta um número de tratamentos e repetições razoável para implantação do experimento.

Usando-se seis plantas por parcela (1 x 6) para avaliar diferentes intervalos de colheita, obtemos uma estimativa do erro experimental suficiente para discriminar os diferentes intervalos de colheita estudados, utilizando a análise de repetibilidade.

O aumento do tamanho de parcela é mais eficiente quando as parcelas vizinhas não são correlacionadas, pois, quando as parcelas vizinhas são altamente correlacionadas (coeficiente de heterogeneidade de Smith a zero), a eficiência do aumento no tamanho de parcela e/ou do número de repetições será mínima (LIN & BINNS, 1986; SWALLOW & WEHNER, 1986).

Para evitar a análise de todo material de uma unidade experimental, quando não existem recursos econômicos ou quando há falta de mão-de-obra, e até mesmo quando se necessitam de resultados em um menor período de tempo com a mesma precisão, deve-se conhecer além do melhor tamanho de parcela, o melhor tamanho de amostra (SOUZA, 2001).

A abobrinha italiana tem suas medidas tomadas no tempo, o que traria um aumento na mão-de-obra para condução do experimento, em virtude da

necessidade de se manter um padrão comercial para a colheita dos frutos, além de apresentar um comportamento cíclico de produção, que gera uma grande heterogeneidade de produção entre colheitas.

O conhecimento do tamanho ótimo de parcela permite conduzir os experimentos, em ambientes protegidos, com maior confiabilidade. O presente trabalho teve por objetivo: a) avaliar o índice de heterogeneidade de Smith para os diferentes intervalos de colheita dos frutos, em diferentes níveis de colheitas acumuladas de abobrinha italiana em ambiente protegido; b) estimar o tamanho ótimo de parcela e, c) determinar a diferença mínima significativa entre tratamentos variando o tamanho da parcela e o número de repetições.

Material e Métodos

O presente estudo foi realizado em estufa plástica – túnel alto, com 20 m de comprimento e cinco metros de largura, no período de 18/08/2003 a 07/12/2003, em área pertencente ao Departamento de Fitotecnia, na Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS. O solo da área corresponde à classificação de Brunizem Hidromórfico.

As sementes de abobrinha italiana da cultivar Caserta foram semeadas em bandejas de isopor de 144 células no dia 18/08/2003, em substrato comercial Plantmax e mantidas em casa de vegetação até o transplante, o qual ocorreu quando as plantas apresentaram três folhas. Neste período, a irrigação foi realizada três vezes ao dia usando um regador manual.

O transplante para a estufa foi realizado no dia 08/09/2003. Antes disso, o solo foi arado, para a formação de três camalhões em filas, os quais foram

previamente adubados com 660 g de uréia, 320 g de P_2O_5 e 150 g de K_2O por linha de 20 m. As mangueiras para irrigação por gotejamento, foram dispostas sobre os camalhões e cobertas com mulching preto de 30 μ m. Foram demarcadas quatro parcelas no sentido transversal às filas. O espaçamento entre plantas foi de 0,80 m e entre filas de 1,00 m, totalizando 24 plantas por fila. Para cada parcela com 18 plantas (3 filas x 6 plantas), foi atribuído um dos quatro intervalos de colheita (tratamento). No tratamento 1 os frutos são colhidos de cada planta, diariamente, às 10 horas; no tratamento 2 a colheita realizada diariamente às 10 e 18 horas; no tratamento 3, diariamente, às 8, 10, 12, 14, 16 e 18 horas; e, no tratamento 4 a colheita foi realizada a cada dois dias, às 18 horas. Em cada colheita, foram retirados os frutos com comprimento $\geq 0,15$ m, medido na base do pedúnculo até a extremidade, para a pesagem numa balança digital com precisão de um grama. O tutoramento foi realizado nos dias 22 e 23/09/2003. No dia 07/11/2003, foram realizadas as aplicações de fungicida Folicur (5ml/16L) e do inseticida Orthene (8g/16L).

Para a análise dos dados, as colheitas obtidas nos tratamentos 1, 2 e 3 foram somadas para cada dois dias a fim de se obter uma avaliação quantitativa comparável com o tratamento 4 (colhido a cada dois dias). Como a colheita foi iniciada no dia 15/10/2003 e prolongou-se até o dia 07/12/2003, foram obtidas 27 colheitas durante os 54 dias.

Para cada planta foi calculada a produção de frutos acumulada até o n-ésimo número de dias a partir do início da colheita, ou seja: N3 = produção obtida até a terceira colheita (6^o dia); N6 = produção obtida até a sexta colheita (12^o dia); N9 = produção obtida até a nona colheita (18^o dia); N12 = produção obtida até a 12^a colheita (24^o dia); N15 = produção obtida até a 15^a colheita (30^o dia); N18 =

produção obtida até a 18ª colheita (36º dia); N21 = produção obtida até a 21ª colheita (42º dia); N24 = produção obtida até a 24ª colheita (48º dia) e N27 = produção obtida até a 27ª colheita (54º dia).

Foram planejados quatro tipos de parcelas para cada tratamento: 1x1, 1x2, 1x3, 1x6. O número de repetições de cada tipo de parcela é limitado pelo número total (18) de plantas em cada parcela. Para cada tamanho de parcela (X) foram calculadas: N = número de parcelas com X unidades básicas (UB) de tamanho; M(x) = média das parcelas com X UBs de tamanho; V(x) = variância entre as parcelas de X unidades básicas; VU(x) = $V(x)/X^2$ = variância por UB entre as parcelas de X UBs de tamanho; CV(x) = coeficiente de variação entre as parcelas de X UBs de tamanho (SMITH, 1938).

Para a n-ésima colheita e cada tratamento, o cálculo do índice de heterogeneidade de Smith (b) foi determinado a partir da relação empírica $VU(x) = V_1/X^b$ de SMITH (1938). O valor de b foi estimado como um coeficiente de regressão linear, através da transformação logarítmica da função $VU(x)=V_1/X^b$, cuja estimação foi ponderada pelos graus de liberdade, associados aos tipos de parcelas (STEEL *et al.*, 1997). Neste modelo, V_1 é o parâmetro para estimar a variância entre as parcelas de uma UB. Da mesma forma, foram estimados os parâmetros A e B da função $CV(x)=A/X^B$, em que A é a estimativa do CV para X igual a uma UB e $B=b/2$.

Sendo $Y = \alpha_k + \beta_k X + \varepsilon$ o modelo resultante da transformação logarítmica de $CV(x)=A/X^B$, para o tratamento $k=1, 2, \dots, K=4$, foi aplicado o teste de paralelismo ($H_{01} : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_K$), de mesma origem ($H_{02} : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_K$) e da coincidência ($H_{03} : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_K, \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_K$) entre os quatro tratamentos (SEBER, 1976).

Para testar as hipóteses, a estatística do teste é $F_c = \frac{(SQE_{Ho} - \sum_k^K SQE_k)/(K-1)}{\sum_k^K SQE_k/(n-2K)}$

para H_{01} e H_{02} e $F_c = \frac{(SQE_{Ho} - \sum_k^K SQE_k) / (2K - 2)}{\sum_k^K SQE_k / (n - 2K)}$ para H_{03} , em que SQE_{Ho} a

soma de quadrados do erro conjunto; $\sum_k^K SQE_k$ é o somatório da soma de quadrados do erro de cada tratamento; K é o número de tratamentos comparados (K=4); e n é o número total de observações (tamanhos de parcelas). Para o teste foi adotado 5% de probabilidade de erro.

O tamanho ótimo de parcela foi obtido por $X_0 = \left(\frac{A^2 B^2 (2B + 1)}{(B + 2)} \right)^{\frac{1}{2B+2}}$ que

designa o ponto de máxima curvatura de $CV(x) = A/X^B$ (MEIER & LESSMAN, 1971).

A diferença mínima significativa entre tratamentos em percentagem da média (d) foi estimada pela fórmula: $d = \sqrt{2 \cdot (t_1 + t_2)^2 \cdot A^{2/r} / r \cdot X_0^b}$ (HATHEWAY, 1961), onde t_1 é o valor crítico de t de Student para o nível de significância $\alpha_1(5\%)$; t_2 é o valor tabelado de Student obtido a partir de $\alpha_2 = 2(1-p)$, sendo p a probabilidade de se obter diferenças significativas entre as médias (80%); A é a estimativa do coeficiente de variação para parcelas de uma unidade básica (média dos quatro tratamentos), obtida da função $CV(x) = A/X^B$ que representa a produção total; r é o número de repetições; X_0 é o número de unidades básicas por parcela; b é o índice de heterogeneidade de Smith. Na estufa, o produto entre X_0 , r e l (número de tratamentos) fica limitado em 72 plantas e os graus de liberdade ficam $gl = l(r-1)$, segundo o delineamento inteiramente casualizado.

Para as análises foi usado o software NTIA/EMBRAPA, o aplicativo Office Excel e um programa específico em linguagem Fortran para estimar as variâncias entre as parcelas de diferentes tamanhos.

Resultados e Discussão

A média da produção de frutos, ao longo do período produtivo, mostram um aumento gradativo com um máximo em torno da 15ª colheita, até a redução, ao final do ciclo (Tabela 1). Também, as médias (M_1) da produção total por planta, 3214, 3124, 3928 e 3248 g, respectivamente, para os tratamentos 1, 2, 3 e 4 indicam que não há, dentro da estufa, grandes variações na capacidade produtiva de abobrinha italiana. No entanto, o mesmo não pode ser afirmado para o índice de heterogeneidade de Smith (b), dado que, nesta estatística, o tratamento 2 se diferenciou para níveis médios, a partir da 18ª colheita.

O tratamento 2, não foi afetado quanto a média, mas foi afetado quanto ao b e a causa para este fato pode ser o maior número de plantas mortas. A morte pode ter sido causada por danos físicos e de ordem fisiológica, e baixa produção de algumas plantas localizadas ao final da fila, próximas à mangueira de irrigação, que pelo amarre deficiente apresentou um acúmulo de água próximo as plantas, durante a irrigação. O tratamento 2 foi o que esteve mais sujeito à interferência externa, aumentando a heterogeneidade.

Quando temos valores muito baixos do índice de heterogeneidade de Smith (b), neste caso, $b=0,193$, obtido como valor médio para os quatro tratamentos na 27ª colheita, temos a potência de X_0^b muito próxima à unidade, o que ocasiona um divisor representado basicamente pelo número de repetições, logo, quanto menor o divisor, maior é a diferença mínima significativa entre tratamentos (d) que será encontrada com a expressão $d = \sqrt{2 \cdot (t_1 + t_2)^2 \cdot A^{2'} / r \cdot X_0^b}$ de HATHEWAY (1961). Assim, em virtude dos baixos valores de b , segundo LIN & BINNS (1986) não há incrementos aceitáveis na precisão com o aumento no tamanho de parcela.

Resultados semelhantes foram encontrados, com a avaliação do índice de heterogeneidade de Smith das principais características químicas do solo, com experimento realizado na mesma área, antes da implantação da cultura da abobrinha italiana na estufa, onde os valores foram próximos a zero, sendo a determinação do tamanho de amostra, um importante fator para obtenção de precisão para o experimento.

Resultados apresentados por ALVES & SERAPHIN (2004), com relação ao tamanho de parcela e índice de heterogeneidade de Smith, de uma maneira geral, verifica-se que, para um CV fixo, ao aumentar o coeficiente de heterogeneidade do solo, o tamanho de parcela diminui e essa alteração no tamanho de parcela é mais acentuada na medida em que o número de repetições é menor, assim como a diferença mínima que se deseja detectar. Resultados contraditórios, como os obtidos no presente trabalho podem ser resultado da forma de aplicação da fórmula para obtenção do tamanho de parcela, pois desta forma podemos chegar a valores inexecutáveis e irrealistas, ainda, os valores de coeficiente de variação referem-se ao correspondente a área em estudo e não a estimativa do coeficiente de variação (A) de uma unidade básica. Logo, o uso da fórmula como empregado nos estabelece o limite de área disponível, ou seja, fica pré-estabelecido o número de plantas disponível para planejar o experimento.

Os valores calculados de tamanho ótimo de parcela (X_0) variaram desde menor que uma planta (uma UB) até o valor máximo de 14,4 plantas (Tabela 1). ZANON & STORCK (1997) também encontraram valores menores que uma planta, os quais devem ser desconsiderados, adotando-se como ótimo o tamanho da parcela com uma UB, por recomendação dos autores, também, porque, não há fração de planta.

O tamanho ótimo de parcela para abobrinha italiana, em estufa plástica, através do método de HATHEWAY (1961), foi determinado por MELLO *et al.* (2004) para duas estações do ano e encontraram diferentes tamanhos de parcela. Na estação sazonal verão-outono, o tamanho foi de oito plantas, sendo quatro no comprimento e duas na largura, enquanto que na estação sazonal inverno-primavera foi de quatro plantas duas tanto no comprimento quanto na largura para uma diferença mínima significativa em porcentagem da média entre tratamentos de 20%, usando-se oito repetições. Já LÚCIO *et al.* (2004), estudando o tamanho ótimo de parcela para a cultura do pimentão, em estufa plástica, obteram dez plantas, independente da estação de cultivo, duas na largura e cinco no comprimento.

Diferentes resultados podem ser encontrados em função do método utilizado para determinação do tamanho ótimo de parcela. Em estudo de comparação de métodos para obtenção do tamanho ótimo de parcela STORCK *et al.* (1982) e VIANA *et al.* (2002) concluíram que o método da máxima curvatura modificada de MEIER & LESSMAN (1971) é o mais indicado. Assim, com exceção do tratamento 2, a avaliação da produção acumulada até a 15^a colheita acumulada, aproximadamente metade do período produtivo, foi suficiente para estimar os parâmetros da função $CV(x) = A/X^B$ e o tamanho ótimo de parcela (Tabela 1). Este resultado é semelhante ao obtido por LOPES *et al.* (1998) com a cultura do tomate, cultivado em estufa plástica, com 1/3 da colheita inicial como representativa da produção total.

A hipótese de paralelismo foi rejeitada (ao nível de 5% de probabilidade de erro) para as 18^a e 27^a colheitas (Tabela 2), apontado diferenças entre os valores de b , não sendo recomendável para determinação do mesmo tamanho de parcela para os quatro tratamentos, pois se considerarmos estas colheitas, teremos a

necessidade de determinar tamanhos de parcelas diferentes para cada tratamento. A hipótese de mesma origem foi rejeitada somente na nona colheita, caracterizando um evento casual.

Limitando-se o experimento para um total de 72 plantas e admitindo-se quatro tratamentos ($l=4$), uma planta ($X_0=1$) e 18 repetições ($r=18$) pode-se verificar uma diferença mínima significativa entre tratamentos de $d=47,04\%$, e este valor aumenta até $d=109,27\%$ quando são eleitas seis plantas com três repetições (Tabela 3).

Com relação aos valores da precisão (d) estimados (Tabela 3), se adotarmos uma diferença mínima significativa entre tratamentos de 100% , o plano experimental para quatro tratamentos, dentro da estufa pode variar de uma a três plantas/parcela, usando entre 18 e seis repetições. Fixando como limite máximo $d=100\%$, pode-se usar várias configurações, sendo que, o uso de parcelas com três plantas, seis repetições é mais adequado ($d=75,94\%$). Aumentando-se o número de tratamentos, o número de repetições é reduzido, ainda que com um menor tamanho de X_0 . Aumentando X_0 , reduz muito mais a precisão devido ao menor número de repetições do que do maior X_0 , porque o índice de heterogeneidade de Smith tomado como potencia de X_0 é pouco eficiente para redução do valor de d .

Conclusões

- O índice de heterogeneidade de Smith, em ambiente protegido, é baixo e o uso de parcelas menores e maior número de repetições beneficia a precisão experimental;

- O tamanho ótimo de parcela, para a produção total de abobrinha italiana, varia entre uma e sete plantas, conforme a frequência de colheitas;

- O uso de parcelas com três plantas na linha de cultivo, seis repetições, é mais adequado e apresenta uma diferença mínima significativa entre tratamentos, em porcentagem da média, de 75,94%.

Tabela 1 - Média (M_1) da fitomassa de frutos por planta de abobrinha italiana (g) acumulada até o n-ésimo dia de colheita (N^o), estimativa dos parâmetros das funções $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$ e tamanho ótimo de parcela (X_0) para quatro intervalos de colheita. Santa Maria - RS, 2005.

N^o	M_1	V_1	b	A	B	X_0
Tratamento 1 - Colheita diária às 10:00hs						
3	323	76649,62	0,624	87,234	0,285	10,53
6	542	106860,63	0,249	60,340	0,098	3,87
9	842	286645,06	0,248	64,264	0,102	4,28
12	1305	461852,11	0,036	51,522	0,001	1,00
15	2098	1070889,32	0,055	48,512	0,038	1,32
18	2413	1153140,91	0,019	46,312	0,019	1,00
21	2668	1542631,06	0,068	43,750	0,016	1,00
24	2801	1578522,75	0,141	44,373	0,056	1,77
27	3214	2202271,75	0,014	46,063	0,003	1,00
Tratamento 2 - Colheita diária às 10:00 e 18:00hs.						
3	179	33223,08	0,173	96,362	0,109	6,51
6	448	86163,33	0,004	67,111	0,012	1,00
9	761	80051,82	0,043	55,319	0,024	1,00
12	1212	348362,89	0,016	49,236	0,010	1,00
15	1995	863716,61	0,174	49,364	0,099	3,02
18	2432	1129177,44	0,481	45,802	0,240	5,84
21	2528	1199001,88	0,425	46,026	0,218	5,54
24	2637	1506048,66	0,477	49,640	0,243	6,26
27	3124	2276159,16	0,656	51,521	0,330	7,41
Tratamento 3 - Colheita diária às 8:00, 10:00, 12:00, 14:00, 16:00 e 18:00hs.						
3	0253	62567,42	0,888	102,391	0,428	12,84
6	0459	181861,38	0,758	93,316	0,351	11,74
9	1129	208650,29	0,701	124,514	0,344	14,44
12	1208	603801,03	0,310	65,759	0,141	5,62
15	2279	1242952,31	0,018	48,618	0,012	1,00
18	2582	1489572,91	0,025	47,228	0,006	1,00
21	2993	1788700,61	0,092	44,611	0,042	1,35
24	3198	2094865,69	0,087	45,015	0,039	1,26
27	3928	912864773,94	0,068	43,423	0,030	1,00
Tratamento 4 - Colheita a cada dois dias						
3	391	102641,74	0,033	82,023	0,014	1,00
6	680	195438,29	0,252	67,153	0,134	5,51
9	935	344207,52	0,055	65,235	0,027	1,26
12	1427	725778,39	0,063	61,559	0,036	1,58
15	2119	912551,68	0,063	45,878	0,031	1,02
18	2470	1296268,09	0,035	47,512	0,012	1,00
21	2711	1439778,73	0,041	45,331	0,028	1,00
24	2925	2173827,51	0,057	52,039	0,018	1,00
27	3248	2975730,16	0,033	55,092	0,010	1,00

Tabela 2 - Resultados dos testes de mesma origem, do paralelismo e da coincidência das funções $VU(x) = V_1/X^b$ entre os quatro tratamentos, para fitomassa de frutos por planta de abobrinha italiana acumulada até o n-ésimo (N^o) dia de colheita. Santa Maria – RS, 2005.

N^o	Comportamento das funções entre tratamentos
3	Mesma origem e paralelas.
6	Mesma origem e paralelas.
9	Origens diferentes, paralelas.
12	Mesma origem e paralelas.
15	Mesma origem e paralelas.
18	Mesma origem, não paralelas e não coincidentes.
21	Mesma origem e paralelas.
24	Mesma origem e paralelas.
27	Mesma origem, não paralelas e não coincidentes.

Tabela 3 - Diferença mínima significativa entre médias de tratamentos em percentagem da média (d), número de repetições (r), número de tratamentos (l), tamanho de parcela em número de unidades básicas (X_0). Santa Maria – RS, 2005.

l=4			l=6			l=12		
X_0	r	d	X_0	r	d	X_0	r	d
1	18	47,04	1	12	57,64	1	6	81,62
2	9	63,27	2	6	77,63	2	3	110,73
3	6	75,94	3	4	93,54	3	2	136,26
6	3	109,27	4	3	108,21			
			6	2	140,55			

Referências Bibliográficas

- ALVES, S.M.F.; SERAPHIN, J.C. Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho de parcela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.39, n.2, p.105-111, 2004.
- HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v. 53, p. 279-280, 1961.
- LE CLERG, E. L. Significance of experimental design in plant breeding. **In:** FREY, K. J. (Ed.) Plant breeding symposium. Ames Iowa State University, 1967. p. 243-313.
- LIN, C.S.; BINNS, M.R. Relative efficiency of two randomized block designs having different plot sizes and numbers of replications and plots per block. **Agronomy Journal**, Madison, v.78, p.531-534, 1986.
- LOPES FILHO, R.P. **Utilização de diferentes tanques evaporimétricos em ambiente protegido**. Lavras: UFLA, 2000. 79f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2000.
- LOPES, S.J. *et al.* Técnicas experimentais para tomateiro tipo salada sob estufas plásticas. **Ciência Rural**. Santa Maria, v. 28, n. 2, p.193-197, 1998.
- LORENTZ, L. H. *et al.* Variabilidade da produção de frutos de pimentão em estufa plástica. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 2, p. 316-323, mar-abr. 2005.
- LÚCIO, A. D. *et al.* Tamanho de amostra e método de amostragem para avaliação de características do pimentão em estufa plástica. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 21, n. 2, p. 180-184, 2003.
- LUCIO, A. D. *et al.* Estimativas de parâmetros para o planejamento de experimentos com a cultura do pimentão em área restrita. **Horticultura Brasileira**, v.22, n.4, p.766-770, 2004.

MEDEIROS, L.A.M. *et al.* Crescimento e desenvolvimento da alface (*Lactuca sativa* L.) conduzida em ambiente protegido plástica com fertirrigação em substratos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.31, n.2, p.199-204, 2001.

MEIER, V.D.; LESSMAN, K.J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. **Crop Science**, Madison, v.11, p.648-650, 1971.

MELLO, R.M. *et al.* Size and form of plots for the culture of the Italian pumpkin in plastic greenhouse. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v.61, n.4, p.457-461, 2004.

OLIVEIRA, P.H.; ESTEFAEL, V. Tamanho e forma ótimos da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 25, n. 2, p. 205-208, 1995.

RESENDE, M.D.V.; SOUJA JÚNIOR, C.L. Número de repetições e tamanho de parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.32, n.8, p.781-788, 1997.

SEBER, G.A.F. **Linear regression analysis**. New York: John Wiley & Sons. 1976. 465p.

SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v.28, p.1-23, 1938.

SOUZA, M.F. **Estimativa do tamanho da amostra para culturas olerícolas em ambientes protegidos**. Santa Maria – RS. 2001. 62f. Dissertação (Mestrado)-Programa de Pós-Graduação em Agronomia. Universidade Federal de Santa Maria, 2001.

STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H., DICKEY, D. **Principles and procedures of statistics**: a biometrical approach. 3th. ed. Boston: WCB/McGraw Hill, c1997. 666p.

STORCK, L.; SACCOL, A.V.; SCHNEIDER, F.M. Comparação de métodos de estimativa do índice de heterogeneidade do solo e do tamanho ótimo de parcela em experimento com soja. **Revista Centro de Ciências Rurais**, v.12, n.2-3, p.189-202, 1982.

SWALLOW, W.H.; WEHNER, T.C. Optimum plot size determination and its application to cucumber yield trials. **Euphytica**, v.35, p.421-432, 1986.

VIANA, A.E.; SEDIYAMA, T.; CECON, P.R.; *et al.* Estimativas de tamanho de parcela em experimentos com mandioca. **Horticultura Brasileira**, v.20, n.1, p.58-63, 2002.

ZANON, M.L.B.; STORCK, L. Tamanho de parcelas experimentais para *Eucalyptus saligna* Smith. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.27, n.4, p.589-593, 1997.

3. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise de repetibilidade foi utilizada para determinar quantas colheitas seriam necessárias para se encontrar diferenças entre tratamentos. A análise de repetibilidade pode ser realizada, tanto em função da estrutura experimental, como, sem que o experimento apresente estrutura. Originalmente, o coeficiente de repetibilidade é avaliado, no intuito da predição do valor real de diferentes genótipos, com aplicabilidade no melhoramento genético.

O tamanho ótimo de parcela é um importante fator, para se determinar o plano experimental. Em concordância com o experimento realizado, parcelas menores devem ser preferidas, com maior número de repetições. Ainda, experimentos realizados em ambiente protegido, têm uma restrição física, por tratar-se de áreas reduzidas, portanto, o plano experimental fica dependente, também deste fator.

Os índices de heterogeneidade de Smith encontrados foram baixos, próximos a zero, podendo ser causa de uma área em pousio, no caso das características químicas do solo, ou em função da estabilização da produção de frutos de abobrinha italiana, do acúmulo da produção, ao longo do período produtivo. É sabido, que, os solos tendem a apresentar maior desuniformidade em suas características químicas e físicas, mesmo em pequenas áreas, de um cultivo para outro, com a adição de adubos, irrigação, revolvimento, espécie cultivada, declividade e tipo de solo. Sendo assim, sugere-se, realizar estudos para observar o comportamento das principais características químicas do solo, em ambiente protegido, e investigar possíveis variações, comparadas a uma área cultivada com as mesmas características, sem proteção.

Os baixos índices de heterogeneidade de Smith, proporcionam dificuldades em se determinar planos experimentais que favoreçam a precisão. Contornando este problema, o tamanho de amostra torna-se um importante fator para se obter resultados com boa precisão. O tamanho de amostra deve ser uma estimativa exeqüível, onde, o fator de ordem prática é em muitos casos o mais importante, em detrimento da precisão. Lançar mão da precisão não indica experimentos com baixa precisão, mas sim, eleger uma dada precisão, de forma a oferecer um tamanho de amostra representativo e, que concorde com a disponibilidade de mão-de-obra, área disponível, disponibilidade de material experimental, tempo, custo, entre outros fatores.

Todavia, nada substitui experimentos, que em seu planejamento, obedeçam aos princípios básicos da experimentação agrícola e sejam conduzidos de forma uniforme, podendo utilizar um maior número de técnicas de análises, o que traz grande confiabilidade nos resultados obtidos.

Para a cultura da abobrinha italiana, em ambiente protegido, para melhores condições de desenvolvimento e produção de frutos, recomenda-se em experimentos futuros, o uso de abelhas próximas ao local de cultivo. É imprescindível, o correto manejo de fechamento e abertura de janelas, nos horários estipulados e, em função do tempo, temperatura e ação dos ventos, para o próprio benefício do desenvolvimento da cultura, bem como, proporcionar condições de polinização em espécies dióicas, como a abobrinha italiana.

4. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABEYWARDENA, V. An application of principal component analysis in genetics. **Journal of Genetics**, v. 61, p. 27-51, 1972.
- ALPI, A., TOGNONI, F. **Cultura em estufas**. 2. ed. Lisboa: Presença, 1988. 196p.
- AMARO, R.; COBO, M. La investigación agrícola y la aplicación del método Papadakis. **Revista de la Facultad de Agronomía**, Macaray, v. 20, n. 1, p. 35-45, 1994.
- ANDRIOLO, J. L. **Fisiologia das culturas protegidas**. Santa Maria: UFSM, 1999. 142 p.
- ASSIS, J. P. de *et al.* Tamanho e forma de parcela para experimentos com mandioca. **Ciência Agrônômica**, Fortaleza, v. 24, n. 1/2, p. 11-17, jun-dez, 1993.
- BAKKE, O. A. **Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais**. 1988. 142f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1988.
- BANZATTO, D. A.; KRONKA, S. N. **Experimentação agrícola**. Jaboticabal: FUNEP, 1989. 247p.
- BLANCO, F. A. Métodos apropiados de análisis estadístico subsiguientes al análisis de varianza (ANDEVA). **Agronomía Costarricense**, v. 25, n. 1, p. 53-60, 2001.
- BROWNIE, C.; BOWMAN, D. T.; BUTTON, J. W. Estimating spatial variation in analysis of data from yield trials: a comparison of methods. **Agronomy Journal**, Madison, v. 85, p. 1244-1253, 1993.
- CAMARGO, L. de S. **As hortaliças e seu cultivo**. 3. ed. Campinas: Fundação Cargil, 1992. 252p.

- CARDOSO, A. Avaliação de cultivares de pepino tipo caipira sob ambiente protegido em duas épocas de semeadura. **Bragantia**, v. 61, n. 1, p. 43-48, jan-abr. 2002.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L.; LÚCIO, A. D. Ajustes do quadrado médio do erro em ensaios de competição de cultivares de milho pelo método Papadakis. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, n. 4, p. 467-473, abr. 2003.
- CASSERES, E. **Producción de hortalizas**. São José, Costa Rica: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura, 1984. 387p.
- CENTENO, A. J. **Curso de estatística aplicada à biologia**. 2. ed. Goiânia: UFG, 1999. (Coleção didática, 3) 234p.
- CERMEÑO, Z. S. **Estufas – instalações e manejo**. Lisboa: Litexa, 1990. 355p.
- CHACÍN LUGO, F. Tamaño de parcela experimental y su forma. **Revista Facultad Agronomía**, Maracay, v. 9, n. 3, p. 55-74, nov. 1977.
- CHAPMAN, J. et al. **Statistics and research design**. Department of Biological Sciences. Manchester Metropolitan University, Manchester, Inglaterra, 2005. Disponível em: < http://www.149.170.202.120/new_rd/main.htm>. Acesso em: 02 jan. 2005.
- COSTA NETO, P. L.O. **Estatística**. São Paulo: Edgar Blücher, 1977. 264 p.
- COSTA, J. G. da. Estimativas de repetibilidade de alguns caracteres de produção em mangueira. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 33, n. 2, p. 263-266, mar-abr., 2003.
- CRUZ, C.D.; REGAZZI, A.J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 2. ed. Viçosa: UFV, 2001. 390p.
- CUNHA, A. R.; ESCOBEDO, J. F.; KLOSOWSKI, E. S. Estimativa do fluxo de calor latente pelo balanço de energia em cultivo protegido de pimentão. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, n. 6, p. 735-743, jun. 2002.

ESTEFANEL, V. *et al.* Tamanho da amostra para estimar características agronômicas da soja. **Revista Centro de Ciência Rural**, v. 14, n. 3-4, p. 221-229, 1984.

ESTEFANEL, V., PIGNATARO, I. A. B., STORCK, L. Avaliação do coeficiente de variação de experimentos com algumas culturas agrícolas. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 1987, Londrina. **Anais...** Londrina: DME/CCE/Universidade Estadual de Londrina, 1987. p. 115-131.

ESTEFANEL, V.; GUEDES, J. V. C.; MANARA, W. Tamanho da amostra para avaliação de componentes do rendimento na cultura do feijoeiro. **Ciência Rural**, v. 26, n. 3, p. 367-370, 1996.

FABICHAK, I. **Horticultura ao alcance de todos**. 14. ed. São Paulo: Nobel, 1983. 79p.

FEDERER, W. T. **Experimental design: theory and applications**. 3th. ed. New York: Macmillan, 1977. 591p.

FEIJÓ, S. **Uso de indicadores de fertilidade do solo para melhoria da precisão de ensaios de milho**. 2000. 52f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Curso de Pós-graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2000.

FEIJÓ, S.; OLIVEIRA, S. J. R.; STORCK, L. Uso do método papadakis para o ajustamento das médias de rendimento de grãos em ensaios de cultivares de milho. In: REUNIÃO TÉCNICA ANUAL DO MILHO E 31ª REUNIÃO TÉCNICA ANUAL DO SORGO, 48ª , 2003, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: FEPAGRO, 2003. CD-ROM.

FILGUEIRA, F. A. R. **Novo manual de olericultura: agrotecnologia moderna na produção e comercialização de hortaliças**. Viçosa: UFV, 2000. 402p.

FONTES, R. R.; LIMA, J de A. Nutrição mineral e adubação do pepino e da abóbora. In: SIMPÓSIO SOBRE NUTRIÇÃO E ADUBAÇÃO DE HORTALIÇAS, 1990, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: POTAFÓS, 1993. 281-295p.

FRANCO, J. E. Uso de las superficies de respuesta en el calculo del tamaño optimo de parcela experimental: un ensayo metodológico. **Revista ICA**, Bogotá, v. 12, n. 3, p. 325-341, 1977.

FRANCO, J.; GENTA, H.; GUERISOLI, N. **Calculo del tamaño de parcela a partir de resultados experimentales: II. coliflor y brocoli**. Montevideo: Facultad de Agronomía, 1993b. 19p. (Boletín de investigación; 37).

FRANCO, J.; MOLTINI, C.; MACIAS, D. **Calculo del tamaño de parcela a partir de resultados experimentales: I. chaucha, espinaca, maiz dulce, zanahoria**. Montevideo: Facultad de Agronomía, 1993a. 26p. (Boletín de investigación; 36).

FREITAS, J. A. de *et al.* Tamanho de amostra na parcela para caracterização da altura de plantas de algodoeiro herbáceo *Gossypium hirsutum*. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 31, n. 4, p. 583-587, 2001.

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

HACH, J. L. P.; MORALES, A. C. Determinación del tamaño de parcela experimental optimo mediante la forma canonica. **Agrociencia**, Chapingo, v. 23, p. 39-48, 1976.

HATHEWAY, W. H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v. 53, p. 279-280, 1961.

IGUE, T. *et al.* Tamanho e forma de parcela experimental para cana-de-açúcar. **Bragantia**, Campinas, v. 50, n. 1, p. 163-180, 1991.

IOZI, R. N. *et al.* Ação de fitorreguladores no pegamento de frutos de abobrinha (*Cucurbita pepo var. melopepo*) em ambiente protegido. **Revista Ceres**, v. 47, n. 273, p. 561-566, 2000.

JAGGARD, K. W. The size and shape of plots in sugar-beet experiments. **Annual Applied Biology**, v. 80, p. 351-357, 1975.

LE CLERG, E. L. Significance of experimental design in plant breeding. **In:** FREY, K. J. (Ed.) Plant breeding symposium. Ames Iowa State University, 1967. p. 243-313.

LEWIS, D. G. **Análise de variância**. Tradução: Sérgio Francisco Costa. São Paulo: HARBRA, 1995. 58p.

LIN, C. S.; BINNS, M. R. Relative efficiency of two randomized block designs having different plot sizes and numbers of replications and plots per block. **Agronomy Journal**, Madison, v. 78, p. 531-534, mai-jun. 1986.

LOPES FILHO, R. P. **Utilização de diferentes tanques evaporimétricos em ambiente protegido**. 2000. 79f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2000.

LOPES, S. J. **Avaliação do efeito de diferentes formas de adubação sobre a precisão de ensaios de milho**. 1993. 72f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Curso de Pós-graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1993.

LOPES, S.J.; STORCK, L. A precisão experimental para diferentes manejos na cultura do milho. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 25, n. 1, p. 49-53, 1995a.

LOPES, S.J.; STORCK, L. Heterogeneidade do solo sob diferentes adubações na cultura do milho. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 28, n. 3, p. 361-366, 1995b.

LORENTZ, L. H. *et al.* Variabilidade da produção de frutos de pimentão em estufa plástica. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 2, p. 316-323, mar-abr. 2005.

LORENTZ, L. H. *et al.* Variação temporal do tamanho de amostra para experimentos em estufa plástica. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 4, p. 1043-1049, jul-ago, 2004.

LÚCIO, A.D. **Parâmetros da precisão experimental das principais culturas anuais do Estado do Rio Grande do Sul**. 1997. 64f. Dissertação (Mestrado em

Agronomia) – Curso de Pós-graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1997.

MACHADO T., W. S. Planificación y análisis de experimentos de campo en grandes parcelas sin repetición. **Facultad de Agronomia**, Universidade Central de Venezuela, Maracay, v. 59, jun 2000.

MANSOUR, H.; NORDHEIM, E. V.; RUTLEDGE, J. J. Estimators of repeatability. **Theoretical and Applied Genetics**, v. 60, p. 151-156, 1981.

MARODIM, V.S.; STORCK, L.; LOPES, S.J. Delineamento experimental e tamanho de amostra para alface cultivada em hidroponia. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 30, n. 5, p. 779-781, 2000.

MARQUES, D. G. **As pressuposições e a precisão dos ensaios de competição de cultivares de milho no estado do Rio Grande do Sul**. 1999. 42f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Programa de Pós-graduação em Agronomia, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1999.

MARTIN, T. N. *et al.* Bases genéticas de milho e alterações no plano experimental. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 40, n. 1, p. 35-40, jan. 2005a.

MARTIN, T. N. *et al.* Tamanho ótimo de parcela e número de repetições em soja (*Glycine max* (L.) Merrill). **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 2, p. 271-276, mar-abr. 2005b.

MEDEIROS, L. A. M. P. *et al.* Crescimento e desenvolvimento da alface (*Lactuca sativa* L.) conduzida em estufa plástica com fertirrigação em substratos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 31, n. 2, p. 199-204, 2001.

MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. **Crop Science**, Madison, v. 11, p. 648-650, set-out. 1971.

MELLO, R. M. *et al.* Size and form of plots for the culture of the italian pumpkin in plastic greenhouse. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 61, n. 4, p. 457-461. jul-aug., 2004.

MENCHACA, M. A.; TORRES, V.; SARDIÑAS, O. Una nota sobre la influencia de los costos fijos y variables en la determinación de tamaños óptimos de parcela experimental. **Revista Cubana de Ciencia Agrícola**, v. 17, n. 11, mar., 1983.

MENDEZ R., I. Estúdio de seis métodos alternativos para el uso de bloques em la experimentación de campo. **Agrociencia**, Chapingo, n. 6, p. 3-16, 1971.

MESSIAEN, C. M. *et al.* **Enfermedades de las hortalizas**. Madrid: Mundi-Prensa, 1995. 576p.

MIRANDA FILHO, J. B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: Melhoramento e produção do milho, v. 2. Campinas: Fundação Cargill, 1987. p. 765-794.

MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. **Introduction of the theory of statistics**. 3th. ed. New York: McGraw-Hill, 1974. 564p.

MUNIZ, J A.; ABREU, A. R. de. **Técnicas de amostragem**. Lavras: UFLA/FAEPE, 1999. 102p.

NAGAI, V. *et al.* Método de quadrados: tamanho da amostra em levantamentos de espumas de cigarrinhas-das-pastagens. **Bragantia**, Campinas, v. 44, n. 2, p. 707-713, 1985.

NAGAI, V. *et al.* Tamanho da parcela e número de repetições em experimentos com morangueiro. **Bragantia**, Campinas, v. 37, n. 9, p. 71-81, jul. 1978.

NETO, D. H. *et al.* Tamanho de parcelas em experimentos com trigo irrigado sob plantio direto e convencional. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n. 6, p. 517-524, jun. 2004.

NOVO, M. do C. S. S.; TRANI, P. E.; MINAMI, K. Desempenho de três cultivares de almeirão sob cultivo protegido. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 21, n. 1, p. 84-87, 2003.

OLIVEIRA, M. R. V. O emprego de casas de vegetação no Brasil: vantagens e desvantagens. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 30, n. 8, p. 1049-1060, ago. 1995.

OLIVEIRA, P. H. de; ESTEFAEL, V. Tamanho e forma ótimos da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 25, n. 2, p. 205-208, 1995.

OLIVEIRA, S. J. R. *et al.* Substituindo o uso de bordaduras laterais por repetições em experimentos com milho. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 1, p. 10-15, jan-fev. 2005.

OLIVEIRA, P. H. **Tamanho e forma de parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata**. Santa Maria – RS. 2001. 83f. Dissertação (Mestrado)-Programa de Pós-Graduação em Agronomia. Universidade Federal de Santa Maria, 1994.

PATERSON, D. D. **Statistical technique in agricultural research**. New York: Mcgraw- Hill , 1939. 263p.

.

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

PIMENTEL GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 13. ed. Piracicaba: Nobel, 1990. 468p

POERSCHKE, P. R. C. **Comportamento do tomateiro conduzido sob diferentes sistemas de poda em estufa de polietileno**. 1995. 71f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1995.

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. de **Experimentação em genética**. Lavras:UFLA, 2000. 326p.

RAY, S.; SHARMA, C. B.; SHUKLA, V. Technique of estimating optimum size and shape of plot from fertilizer trial data. **Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics**, Bangalore, v. 25, n. 2, 1973. p. 193-196.

REIS, N.V.B. *et al.* Influência da radiação fotossinteticamente ativa (RFA) sobre os componentes de produção de nove genótipos de pepino plantado a céu aberto e sob estufas plásticas. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 9, n. 1, p. 55, 1991.

RESENDE, M. D. V.; SOUJA JÚNIOR, C. L. de. Número de repetições e tamanho de parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 32, n. 8, p. 781-788, ago. 1997.

RESENDE, M.D.V. **Genética biométrica e estatística no melhoramento de plantas perenes**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2002. 975p.

ROSSETTI, A. G. Influência da área da parcela e do número de repetições na precisão de experimentos com arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, n. 4, p. 433-438, abr. 2002

ROSSETTI, A. G.; PIMENTEL GOMES, F. Determinação do tamanho ótimo de parcelas em ensaios agrícolas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 18, n. 5, p. 477-487, mai. 1983.

ROSSETTI, A. G.; PIMENTEL GOMES, F.; VIÉGAS, R. M. F. Tamanho ótimo de parcela para experimentos em viveiro de seringueira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 23, n. 6, p. 621-625, jun. 1988.

SAMRA, J. S.; RAJPUT, R. K.; KATYAL, V. Structured heterogeneity of soil pH and grain yield of rice and wheat grown in a sodic soil. **Agronomy Journal**, Madison, v. 84, p. 877-881, 1992.

SILVA, E. C. da. Estudo do tamanho e forma de parcelas para experimentos de soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Série Agronômica, Brasília, v. 9, p. 49-59, 1974.

SILVA, E. C.; RIBEIRO, V. Q.; ANDRADE, D. F. Uso de um modelo quadrático na determinação do tamanho e forma de parcelas em experimentos com caupi consorciado com milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 19, n. 10, p. 1267-1270, out. 1984.

SILVA, J.; LIMA E SILVA, P. S.; NUNES, R. P. Amostragem e tamanho da amostra na estimação de caracteres da espiga do milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 33, n. 12, p. 1983-1988, dez. 1998.

SILVA, R. G. da **Manual de procedimentos em análises por quadrados mínimos**. Jaboticabal: FUNEP, 1993. 169p.

SILVA-ACUÑA, R.; ALVAREZ, V. H.; SILVA-ACUÑA, A. Como comparar correctamente tratamientos de naturaleza cualitativa. **Agronomía Tropical**. v. 50, n. 2, p. 151-155. 2000.

SILVEIRA, P. M. da *et al.* Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um latossolo submetido a diferentes sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 10, p. 2057-2064, out. 2000.

SMITH, F. L. Effects of plot size, plot shape, and number of replications on the efficiency of bean yield trials. **Hilgardia**, v. 28, n. 2, nov. 1958.

SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 28, p. 1-23, 1938.

SOUZA, M.F. **Estimativa do tamanho de amostra para culturas olerícolas em ambientes protegidos**. 2001. 62p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria , 2001.

SOUZA-SOBRINHO, F. de; LÉDO, F. J. da S.; PEREIRA, A. V. Estimativas de repetibilidade para produção de matéria seca em alfafa. **Ciência Rural**, v. 34, n. 2, p. 531-537, mar-abr. 2004.

STEEL, R. G. D; TORRIE, J. H., DICKEY, D. **Principles and procedures of statistics: a bimetrical approach**. 3th. ed. Boston: WCB/McGraw Hill, c1997. 666 p.

STORCK, L. **Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos**. 1979. 98p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 1979.

STORCK, L. *et al.* Análise de covariância para melhoria da capacidade de discriminação em ensaios de cultivares de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 7, p. 1311-1316, jul. 2000b.

STORCK, L. *et al.* Diferenças de produtividade de grãos entre cultivares indicados de milho, ajustado para um mesmo número de plantas ou de espigas. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 32, n. 5, p. 745-750, 2002.

STORCK, L. *et al.* **Experimentação vegetal**. Santa Maria:UFSM, 2000a. 198 p.

STORCK, L.; SACCOL, A. V.; SCHNEIDER, F. M. Comparação de métodos de estimativa do índice de heterogeneidade do solo e do tamanho ótimo de parcela em experimento com soja. **Revista Centro de Ciências Rurais**, v. 12, n. 2-3, p. 189-202, 1982.

STORCK, L.; UITDEWILLIGEN, W. P. M. Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.). **Agronomia Sulriograndense**, Porto Alegre, v. 16, n. 2, p. 269-282, 1980.

STROUP, W. W.; BAENZIGER, P. S.; MULITZE, D. K. Removing spatial variation from wheat yield trials: a comparison of methods. **Crop Science**, v. 86, p. 62-66, 1994.

SWALLOW, W. H.; WEHNER, T. C. Optimum plot size determination and its application to cucumber yield trials. **Euphytica**, v. 35, p. 421-432. 1986.

TRIOLA, M.F. **Introdução à estatística**. 7. ed. Rio de Janeiro: LTC, 1999. 410p.

VALERIANO, M. M.; PRADO, H. Técnicas de geoprocessamento e de amostragem para o mapeamento de atributos anisotrópicos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 25, n. 1, p. 997-1005, 2001.

VASCONCELLOS, M.E.C. *et al.* Métodos de estimação do coeficiente de repetibilidade no melhoramento da seringueira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 20, n. 4, p.433-437, 1985.

VEDUIM, J. V. R.; BARTZ, H. R. Fertilidade do solo e rendimento do tomateiro em estufa de plástico. **Ciência Rural**, v. 28, n. 2, p. 229-233, 1998.

VIANA, A. E. S. *et al.* Estimation of optimum plot sizes in field experiments with annatto. **Bragantia**, , v. 61, n. 2, p.181-185, maio/ago. 2002a.

VIANA, A. E. S. *et al.* Estimativas de tamanho de parcela em experimentos com mandioca. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 20, n. 1, p. 58-63. mar. 2002b.

VIGGIANO, J. Produção de sementes de cucurbitáceas. **In:** Produção de sementes de hortaliças – Sociedade de Olericultura do Brasil. Jabotical: FUNESP, 1990. 261p.

WEINHOLD N., V. *et al.* Determinación del tamaño de la unidad experimental para ensayos en potes con estacas de onoto. **Agronomía Tropical**, v. 50, n. 4, p. 553-566. 2000.

ZANON, M. L. B. **Tamanho e forma ótimos de parcelas experimentais para *Eucalyptus saligma* Smith.** 1996. 75 p. Dissertação (Mestrado)- Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1996.

ZANON, M. L. B.; STORCK, L. Tamanho de parcelas experimentais para *Eucalyptus saligna* Smith. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 27, n. 4, p. 589-593, 1997.

ZIMMERMANN, F. J. P. Tamanho e forma de parcela para pesquisa de feijão: consorciado com milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 17, n. 5, p. 741-743, mai. 1982.