



UFSM

Tese de Doutorado

**DEPENDÊNCIA ENTRE O TAMANHO DA UNIDADE BÁSICA
E AS ESTIMATIVAS DAS DIMENSÕES DA PARCELA
EXPERIMENTAL DE BATATA**

Sérgio José Ribeiro de Oliveira

PPGA

Santa Maria, RS, Brasil

2005

**DEPENDÊNCIA ENTRE O TAMANHO DA UNIDADE BÁSICA E AS
ESTIMATIVAS DAS DIMENSÕES DA PARCELA EXPERIMENTAL DE
BATATA**

POR

Sérgio José Ribeiro de Oliveira

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.**

Santa Maria, RS - Brasil

2005

Oliveira, Sérgio José Ribeiro de, 1964

O48d

Dependência entre o tamanho da unidade básica e as estimativas das dimensões da parcela experimental de batata / por Sérgio José Ribeiro de Oliveira ; orientador Lindolfo Storck– Santa Maria, 2005.

68 f. : il., tabs., graf.

Tese (doutorado) – Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós-Graduação em Agronomia, RS, 2005.

1. Agronomia 2. Batata 3. Ensaio de uniformidade 4. Tamanho da unidade básica 5. Tamanho ótimo de parcela I. Storck, Lindolfo, orient. II. Título

CDU: 633.491

Ficha catalográfica elaborada por
Luiz Marchiotti Fernandes – CRB 10/1160
Biblioteca Setorial do Centro de Ciências Rurais/UFSM

©2005

Todos os direitos reservados à Sérgio José Ribeiro de Oliveira. A reprodução de partes ou do todo deste trabalho só poderá ser feita com a autorização por escrito do autor. Endereço: Departamento de Ciências Exatas e Tecnológicas/DCET, Universidade Estadual de Santa Cruz/UESC, Ilhéus, BA, 45650-000. Fone: (0XX)73 3680-5106.

**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

**DEPENDÊNCIA ENTRE O TAMANHO DA UNIDADE BÁSICA E AS
ESTIMATIVAS DAS DIMENSÕES DA PARCELA EXPERIMENTAL DE
BATATA**

Elaborada por
Sérgio José Ribeiro de Oliveira

Como requisito para obtenção do grau de
Doutor em Agronomia

Comissão Examinadora

Prof. Dr. Lindolfo Storck

Prof. Dr. Adriano Mendonça Souza

Prof. Dr. Alessandro Dal'Col Lúcio

Prof. Dr. Sidinei José Lopes

Prof. Dr. Francisco Amaral Villela

Santa Maria, 11 de novembro de 2005.

Com muito amor, dedico à
minha esposa, Eva, e à minha
filha, Dorothy.

Agradecimentos

Estarei sempre grato:

A Deus por dar-me saúde, perseverança e força de vontade para progredir cada vez mais e, também, aos meus pais, *in memoriam*.

À Universidade Estadual de Santa Cruz – UESC/Bahia e ao Departamento de Ciências Exatas e Tecnológicas - DCET por ter me proporcionado esta oportunidade de qualificação profissional.

À UFSM pela oportunidade concedida neste Programa de Pós-Graduação em Agronomia - Produção Vegetal.

Ao meu orientador, Professor Dr. Lindolfo Storck, por toda dedicação, amizade e, principalmente, por todos os conselhos sempre repletos de sapiência.

Ao Professor Dr. Alessandro Dal'Col Lúcio por todos os momentos de ensinamentos e confraternização entre nossas famílias.

Ao Professor Dr. Sidinei José Lopes pela presteza sempre que solicitado.

Aos funcionários do CCR, da Fitotecnia e da Biblioteca da UFSM, especialmente a Tarcísio e Marisa (comute).

Aos acadêmicos de Agronomia da UFSM Luiz Fernando Dias Martini e Henrique Perin Damo, assim como o Sr. Romeu Minello pela valiosa ajuda no árduo trabalho na época da colheita.

A toda equipe técnica da FEPAGRO - Sementes, Júlio de Castilhos, especialmente o Diretor da unidade, Engenheiro Agrônomo, M.Sc., Sérgio de Assis Librelotto Rubin e o Técnico Agrícola responsável pela área de batata, Sr. José Geraldo Ozelame, assim como o pessoal de campo.

À minha esposa, Eva, e minha filha, Dorothy, pelos momentos de descontração que me proporcionaram, assim como pelo apoio nos momentos mais difíceis.

Às famílias minha e de minha esposa que, mesmo à distância, deram-me força em todos os momentos.

Aos meus amigos baianos que lá ficaram e, também, aos amigos gaúchos que fiz durante o tempo em que permaneci aqui.

Aos colegas de curso pelo companheirismo que construímos.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - Modelo quadrático estimado para o método MO, com área correspondente (S) em função do número de covas por unidade básica (UB).....	51
FIGURA 2 - Modelo quadrático estimado para o método MV, com área correspondente (S) em função do número de covas por unidade básica (UB).....	52
FIGURA 3 - Modelo quadrático estimado para o método MC, com área correspondente (S) em função do número de covas por unidade básica (UB).....	52
FIGURA 4 - Mapa de heterogeneidade do solo expresso pelo rendimento de tubérculos de batata, com quatro covas por unidade básica na fila.....	59

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Autores, ano da publicação, método utilizado, tamanho da unidade básica (UB) e tamanho ótimo da parcela (X_0) obtido para rendimento de tubérculos na cultura da batata	27
TABELA 2 - Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas por uma cova de batata	31
TABELA 3 - Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de duas covas de batata na fila	32
TABELA 4 - Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de três covas de batata na fila	32
TABELA 5 - Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de quatro covas de batata na fila	33
TABELA 6 - Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de seis covas de batata na fila	33
TABELA 7 - Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de oito covas de batata na fila	34
TABELA 8 - Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de doze covas de batata na fila	34
TABELA 9 - Tamanho da parcela em número de unidades básicas (UB) compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de uma cova de batata	40
TABELA 10 - Tamanho da parcela em número de unidades básicas (UB) compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N),	

variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de duas covas de batata	41
TABELA 11 - Tamanho da parcela em número de unidades básicas (UB) compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de três covas de batata	42
TABELA 12 - Tamanho da parcela em número de unidades básicas (UB) compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de quatro covas de batata	43
TABELA 13 - Tamanho da parcela em número de unidades básicas (UB) compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de seis covas de batata	44
TABELA 14 - Tamanho da parcela em número de unidades básicas (UB) compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de oito covas de batata	45
TABELA 15 - Tamanho da parcela em número de unidades básicas (UB) compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de doze covas de batata	45
TABELA 16 - Estimativas dos parâmetros das funções $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$, coeficiente de determinação (r^2) e média de rendimento de batata (kg) nas parcelas de uma unidade básica (M_1) usando unidades básicas (UB) com diferentes números de covas	49
TABELA 17 - Estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_0) e área	

correspondente (S) obtidos pelo método de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura da função $VU(x) = V_1/X^b$ (MV) e máxima curvatura de Thomas (MC) para unidades básicas (UB) de diferentes números de covas	49
TABELA 18 - Estimativas dos parâmetros e do coeficiente de determinação (R^2) de dois modelos que relacionam a área correspondente ao tamanho ótimo de parcela (Y), em m^2 , com o número de covas por unidade básica (X) para três métodos de estimativa	50
TABELA 19 - Coeficientes de correlação linear entre as estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_0) obtidas pelo método de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura da função $VU(x) = V_1/X^b$ (MV) e máxima curvatura de Thomas (MC) e as estimativas dos parâmetros das funções $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$ e média de rendimento de tubérculos de batata nas parcelas de uma unidade básica (M_1)	54
TABELA 20 - Coeficientes de correlação linear entre as áreas correspondentes (S) obtidas pelo método de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura da função $VU(x) = V_1/X^b$ (MV) e máxima curvatura de Thomas (MC) e as estimativas dos parâmetros das funções $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$ e média de rendimento de tubérculos de batata nas parcelas de uma unidade básica (M_1)	54
TABELA 21 - Estimativas dos efeitos diretos e indiretos dos parâmetros da função $CV(x) = A/X^B$ do método de máxima curvatura modificada (MO) sobre o tamanho ótimo de parcela (X_0) mediante análise de trilha	56
TABELA 22 - Estimativas dos efeitos diretos e indiretos dos parâmetros da função $VU(x) = V_1/X^b$ do método de máxima curvatura (MV) sobre o tamanho ótimo de parcela (X_0) mediante análise de trilha	57
TABELA 23 - Estimativas dos efeitos diretos e indiretos dos parâmetros b ; V_1 e M_1 do método de máxima curvatura de Thomas (MC) sobre o tamanho ótimo de parcela (X_0) mediante análise de	

trilha	57
TABELA 24 - Diferença mínima significativa entre tratamentos, em percentagem da média, (d) obtida pelo método de Hatheway e número de repetições (r) para diferentes tamanhos de parcelas (X_0), em número de unidades básicas (UB) compostas por duas, quatro e oito covas, e número de tratamentos (l), para rendimento de tubérculos de batata	61

SUMÁRIO

Lista de figuras	5
Lista de tabelas	6
RESUMO	11
Abstract	12
1. INTRODUÇÃO	13
2. REVISÃO DE LITERATURA	15
2.1 - Método da máxima curvatura	18
2.2 - Método de Fairfield Smith	19
2.3 - Método da máxima curvatura modificada	20
2.4 - Método da máxima informação relativa	21
2.5 - Métodos de Thomas	21
2.6 - Método da regressão múltipla	23
2.7 - Método de Hatheway	24
2.8 - Método de Pimentel Gomes	25
2.9 - Outros casos	26
2.10 - Aplicações para a cultura da batata	26
3 - MATERIAL E MÉTODOS	30
3.1 - Planejamento de parcelas	30
3.2 - Estimativa dos parâmetros	35
3.3 - Determinação do tamanho ótimo das parcelas	37
3.4 – Análise de causa e efeito	37
3.5 – Análise de variância e mapa de heterogeneidade do solo ..	37
3.6 – Método de Hatheway	38
4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO	39
5 - CONCLUSÕES	62
6 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	63

RESUMO

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

DEPENDÊNCIA ENTRE O TAMANHO DA UNIDADE BÁSICA E AS ESTIMATIVAS DAS DIMENSÕES DA PARCELA EXPERIMENTAL DE BATATA

Autor: Sérgio José Ribeiro de Oliveira

Orientador: Lindolfo Storck

Data e local da defesa: Santa Maria, 11 de novembro de 2005.

Foi instalado um ensaio de uniformidade com batata, na área de produção de tubérculos de batata-semente da FEPAGRO, em Júlio de Castilhos, RS, no ano agrícola de 2003. Foi avaliado o rendimento de tubérculos de batata de 3456 covas, que foram constituídos, inicialmente, de uma unidade básica (UB). Foram planejadas, ainda, parcelas compostas de 2; 3; 4; 6; 8 e 12 covas por UB, com o objetivo de estudar o efeito do tamanho da UB nas dimensões das parcelas experimentais. Aplicou-se uma restrição entre os comprimentos (C) e larguras (L) selecionadas ($L \leq C$). Foram estimados índices de heterogeneidade do solo para cada tamanho de UB e representado um mapa de heterogeneidade para UB compostas de seis covas numa mesma fila. Obtiveram-se relações entre tamanho ótimo de parcela (X_0), área correspondente (S) e os diversos números de covas por UB, por três métodos algébricos: o método descrito por Meier & Lessman (1971), MO, e dois métodos descritos por Thomas (1974), MV e MC. Além da análise de correlação verificou-se também a ocorrência de dependência direta e indireta entre os parâmetros que compõem as funções que representam cada método estudado e a área correspondente. Os resultados obtidos demonstraram que para um mesmo número de covas por UB, o método MO demandou mais área e apresentou resultados mais coerentes com aplicações práticas que MV e MC, que apresentaram valores de área inferiores a uma cova, incompatível à aplicação de tratamentos. Tanto a magnitude da origem quanto a da curva foram determinantes de X_0 . A demanda por área ocorreu mais intensamente a partir de quatro covas por UB, sendo o método MC o que menos respondeu às variações. O solo apresentou-se mais homogêneo dentro das filas, o que orientou a direção das parcelas na área, assim como a forma, devendo ter maior comprimento que largura.

Palavras-chave: Agronomia, batata, ensaio de uniformidade, tamanho da unidade básica, tamanho ótimo de parcela.

ABSTRACT

Doctorate's Thesis
Doctorate degree program in Agronomy
Santa Maria Federal University

DEPENDÊNCIA ENTRE O TAMANHO DA UNIDADE BÁSICA E AS ESTIMATIVAS DAS DIMENSÕES DA PARCELA EXPERIMENTAL DE BATATA (DEPENDENCE BETWEEN THE SIZE OF BASIC UNIT AND THE ESTIMATIONS OF POTATO EXPERIMENTAL PLOT DIMENSIONS)

Author: Sérgio José Ribeiro de Oliveira

Adviser: Lindolfo Storck

Defense: Santa Maria, november, 11 2005

A uniformity trail with potato was carried out at potato seed production area of FEPAGRO, Julio de Castilhos city, in 2003 agricultural year. Tuber yield of 3456 hills was evaluated with a set of basic units (BU) compound of 1; 2; 3; 4; 6; 8 and 12 hills per BU, in order to study the effect of size of BU about experimental plot dimensions, with width (W) and length (L) restricted to ($W \leq L$). Soil heterogeneity index estimated to each BU and a heterogeneity contour map constructed to six hills per BU in the same row. Relationships between numbers of hills per BU and optimum plot size (X_0) and correspondent area (S) were through three algebraic methods: Meier & Lessman (1971), MO, and two methods related by Thomas (1974), MV and MC. Correlation analysis and path analysis allowed verify direct and indirect dependence among parameters that compound functions that represent each method analyzed and m^2 . The results showed that same number of hills per BU, MO demanded more area and presented results coherent with practices applications than MV and MC that presented values of S minor that equivalent to one hill, not feasible to application of treatments. As the magnitude of origin as magnitude of curve were determinative of X_0 . The area demand occurs more intensely as from four hills per BU. The MC method was least responsive to changes. The soil presented more homogeneity within rows, indication of plot orientation in area such as plot shape, narrow and length in the same row.

Key-words: Agronomy; potato, uniformity trail, basic unit size, optimal plot size.

1. INTRODUÇÃO

A batata, além de ser um alimento bastante nutritivo, já que é fonte de proteína, vitaminas, carboidratos e sais minerais, encontra-se entre as cinco principais culturas em ordem de importância mundial sendo consumida por mais de um bilhão de pessoas.

Na década de noventa o Brasil foi responsável por apenas cerca de 1% da produção mundial, sendo que a região sul do país respondeu por pouco menos de 50% da produção nacional. A produção do Rio Grande do Sul foi de 15% do que se produziu no país no ano 2000 (Pereira & Daniels, 2003).

Na região central do Rio Grande do Sul este cultivo é responsável pela base econômica de muitos produtores. Parcerias formadas entre órgãos públicos e associação de bataticultores buscam aumentar a produtividade das lavouras, selecionar e distribuir genótipos de alta qualidade para reprodução a custos mais baixos.

Da produção mundial de batata, 5% são destinadas a batata-semente. No Brasil, cerca de 13%, sendo que 25% destes são consideradas sementes de qualidade. Este cenário transforma-se num desafio, pois apesar de ser uma cultura de reprodução basicamente assexuada, mediante tubérculo-semente, o que possibilita manter genótipos superiores a partir de propagação clonal, manter as plantas livre de vírus nas etapas de seleção e multiplicação de clones se constitui num dos maiores problemas.

A busca de maior produtividade e genótipos de alta qualidade demanda maior empenho da pesquisa, principalmente nas áreas de melhoramento genético e experimentação agrícola, que têm a responsabilidade de extrair o maior número de informações possível de cada experimento conduzido, sabendo-se que as áreas experimentais são limitadas e os recursos escassos.

Uma forma de atender ao mesmo tempo a todas as exigências citadas anteriormente é aplicar métodos objetivos, fundamentados em regras objetivas que busquem minimizar o erro experimental e maximizar o número de informações que se pode obter num experimento.

Apesar de a batata ser uma cultura muito pesquisada, esta área não vem sendo muito contemplada, principalmente quando se deseja verificar associações

entre tamanho ótimo de parcelas experimentais, número de repetições, relação com a heterogeneidade do solo e principalmente dependência entre tamanho da parcela e o número de covas por unidade básica, que poderá gerar informações fundamentais à experimentação com essa cultura.

Os tubérculos colhidos neste experimento serão usados pelos produtores para reprodução de batata que, de acordo com o Programa de Produção de Batata-mente, resultado de parceria entre a Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural do Rio Grande do Sul (EMATER), Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária do RS (FEPAGRO), Centro de Pesquisa Agropecuária de Clima Temperado (CPACT) da EMBRAPA, Secretaria de Agricultura e do Abastecimento do RS (SAA) e Associação de Produtores de Batata da Quarta Colônia Italiana (ASBAT) a partir de 1995, houve um incremento da produtividade média na região central do estado do Rio Grande do Sul, que proporcionou estabilidade do rendimento e alcançou produtividades médias superiores a 30 t ha⁻¹.

A necessidade de estudos mais detalhados sobre a relação entre o tamanho da unidade básica utilizada e as dimensões das parcelas obtidas ao se aplicar diferentes métodos, recomendada por Oliveira (1976) e comentada por Storck (1979), podem apresentar contribuição relevante à pesquisa em experimentação agrícola.

Este trabalho teve o objetivo de estudar a dependência entre o tamanho da unidade básica utilizada e as dimensões da parcela obtida, a partir do rendimento de tubérculos na cultura da batata.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Normalmente o pesquisador busca diminuir o erro experimental mediante informações sobre a área e a cultura utilizadas visando maior eficiência. O erro experimental consiste na variação entre as parcelas (unidades experimentais), depois de retirados os efeitos controlados (tratamentos, blocos, filas, colunas, etc.), que pode ser reduzido ou minimizado, mas nunca totalmente eliminado (Storck *et al.*, 2000).

São várias as fontes que afetam a magnitude do erro experimental, dentre elas o tipo de tratamento, presença de pragas, doenças e plantas daninhas, competição interparcelar e intraparcerar, heterogeneidade do material experimental e heterogeneidade das unidades experimentais ou parcelas, com o que concordam alguns autores (Storck *et al.*, 2000; Ramalho *et al.*, 2000). A heterogeneidade das parcelas constitui-se numa das mais importantes fontes, pois afeta o erro experimental mediante vários fatores, tais como variação da fertilidade do solo, drenagem, nivelamento, decomposição de restos de culturas de períodos anteriores, plantas daninhas, propriedades físicas do solo, tais como textura e estrutura. Além dos fatores citados acima, o preparo ou o manejo do solo para implantação do experimento também poderá contribuir para aumentar o erro experimental (Storck *et al.*, 2000). Tais fatores podem ser intensificados sob influência de condições tropicais devido a ocorrência de chuvas mal distribuídas e de intensidade bastante variável (Ramalho *et al.*, 2000).

Para contornar o problema da intensidade do erro experimental devido às fontes mencionadas, uma série de cuidados podem ser tomados, tais como uso de delineamento experimental adequado, análise de covariância e escolha do tamanho e forma das parcelas (Cochran & Cox, 1957; Gomez & Gomez, 1984; Steel *et al.*, 1997). No caso de heterogeneidade das unidades experimentais, uma alternativa seria adubação verde em toda área experimental ou, caso não haja diferenças acentuadas, adubação pesada ao implantar o experimento, o que poderia encobrir pequenas diferenças de fertilidade existentes (Ramalho *et al.*, 2000). De forma geral, busca-se contornar tal problema, principalmente em áreas limitadas, obtendo-se maior quantidade de informações possível adequando o delineamento experimental ao número de tratamentos, à precisão requerida, número de repetições, tamanho e

forma das parcelas. Deve-se dar preferência a um número máximo de repetições aliados a parcelas pequenas desde que sejam compatíveis com os tratamentos a serem aplicados (Storck *et al.*, 2000) para que haja viabilidade prática.

A determinação do tamanho e forma de parcelas experimentais poderá ser feita de forma empírica, em função do conhecimento e da experiência dos pesquisadores, por já ter trabalhado com a cultura a ser pesquisada. Existem vários métodos que propiciam obter mais informações com objetividade, otimizando custos, adequando número de repetições e também aproveitando dados de experimentos de campo (Storck, 1979; Zanon, 1996).

O tamanho e a forma das parcelas diferem conforme a cultura a ser pesquisada, se as plantas são de grande ou pequeno porte, por questões de manejo, relevo do local, disponibilidade de área experimental e principalmente heterogeneidade do solo. Uma série de fatores podem causar tal heterogeneidade, tais como drenagem, nivelamento, plantas daninhas, decomposição de restos de culturas de anos anteriores, textura, estrutura e variação na fertilidade do solo, além de variações introduzidas pelo preparo e manejo do solo para iniciar o experimento (Gomez & Gomez, 1984; Ramalho *et al.*, 2000; Storck *et al.*, 2000).

Além da variação que ocorre devido à gênese do solo, em áreas que sofrem influências de condições tropicais, onde o Brasil se insere, a má distribuição e intensidade das chuvas aliada a problemas de relevo, espera-se maior variação de fertilidade nos solos, colocando a heterogeneidade do solo como principal fator causador do erro experimental, segundo Ramalho *et al.*(2000).

Baseados na suposição de que um solo uniforme quando cultivado uniformemente produzirá um cultivo uniforme, Gomez & Gomez (1984) afirmaram que a heterogeneidade do solo pode ser medida como a diferença no rendimento de plantas crescidas numa área tratada uniformemente a partir de ensaios de uniformidade. Assim, ensaios de uniformidade também chamados de experimentos em branco, para os mesmos autores, consistem no plantio de uma área experimental com uma só espécie onde se aplicam práticas culturais e de manejo o mais uniforme possível. Desta forma a maioria das fontes de variabilidade são mantidas constantes, com exceção daquelas inerentes ao solo. Divide-se a área em pequenas unidades de mesmo tamanho, chamadas de unidade básica (UB), das quais se determina a produtividade. As diferenças de rendimento entre as UBs são consideradas como medida da heterogeneidade do solo de determinada área.

Descreveram também quatro processos para avaliar a heterogeneidade do solo baseados em ensaios de uniformidade que são mapa de contorno de produtividade do solo, correlação serial, quadrado médio entre faixas e índice de heterogeneidade do solo de Smith.

O índice de heterogeneidade do solo “b”, desenvolvido por Smith (1938), é obtido de uma relação empírica entre a variância da parcela e o tamanho da parcela, dado pela função $VU(x) = \frac{V_1}{X^b}$, onde V_1 é a variância entre as parcelas de uma UB, $VU(x)$ é a variância por unidade de área para a parcela de X UB e “b” é o índice de heterogeneidade do solo de Smith. Este índice indica o grau de correlação entre parcelas experimentais adjacentes, com valores variando entre zero e um. Quanto mais próximo da unidade, mais baixa será a correlação entre as parcelas adjacentes, significando que manchas de fertilidade estão distribuídas aleatoriamente e a área é heterogênea. Entretanto, quanto mais próximo de zero, maior a correlação entre as parcelas e a área poderá ser considerada homogênea.

O índice de heterogeneidade do solo pode ser medido também a partir de dados de experimentos com tratamentos. Para isso, é necessário que apresentem tamanhos distintos de parcelas, representados por delineamentos com parcelas, subparcelas e sub-subparcelas. Vantagens e desvantagens na utilização destes experimentos são citadas por Gomez & Gomez (1984). As duas principais vantagens são a economia, pois não é necessário conduzir experimentos em branco, além do aproveitamento de áreas experimentais, não apenas aquelas destinadas a ensaios de uniformidade, geralmente limitadas. As desvantagens são a obtenção de variâncias estimadas a partir de número reduzido de parcelas de diferentes tamanhos e uma grande porção da variabilidade do solo permanecer entre os blocos, assim a variância entre parcelas do tamanho de um bloco são geralmente superestimadas.

O índice de heterogeneidade do solo de Smith contribuiu para o desenvolvimento de vários métodos de determinação de tamanho ótimo de parcela ao longo do tempo, não apenas o método desenvolvido pelo próprio Smith (1938).

Há mais de um século pesquisadores já se preocupam em estudar o tamanho e a forma de parcelas experimentais mais adequados, seja mediante desenvolvimento de métodos, modificações nos métodos existentes ou publicando trabalhos que aplicam estes procedimentos a determinadas culturas. Corroborando este fato,

alguns autores contribuíram catalogando bibliografias sobre o assunto, como foi o caso de Monzon (1977) com mais de 300 referências e posteriormente, Oliveira & Biava (1982) que enumeraram mais de 500 referências datadas desde 1890. Atualmente trabalhos continuam sendo publicados no sentido de contribuir para o estudo do tamanho de parcelas nas diversas culturas (Martin *et al.*, 2005; Lopes *et al.*, 2005). Alguns métodos de determinação de tamanho e forma ótimos de parcelas estão a seguir descritos.

2.1 - Método da Máxima Curvatura

Este método de origem e autoria desconhecidas foi descrito por Federer (1955). Para aplicar o método deve-se implantar e conduzir um experimento em branco. Define-se o tamanho de uma unidade mínima, denominada unidade básica (UB), cujo tamanho é "X". Procede-se as colheitas das unidades, identificando a posição segundo o número de ordem da fila e coluna. Após são feitas combinações com áreas adjacentes formando diversos tamanhos de parcelas. Para cada tamanho, calcula-se o coeficiente de variação (CV). Traça-se um gráfico com os valores de "X" no eixo das abscissas e os valores de CV nas ordenadas. Unem-se os pontos a mão livre e, por um processo de inspeção visual localiza-se o ponto de máxima curvatura (PMC) e conseqüentemente o tamanho ótimo da parcela. Devido a esse processo, o método recebeu a denominação de método da máxima curvatura.

Duas críticas são feitas ao método pelo próprio autor que o descreveu. Não considera o custo relativo dos diversos tamanhos das parcelas e o PMC não independe da UB selecionada ou da escala que se utiliza, já que o tamanho arbitrário da UB exerce influência no PMC. Ao mesmo tempo, pode-se considerar uma vantagem na utilização do método quando a UB consiste em elemento natural, isto é, uma cova de plantio, um animal, uma árvore, uma leitura ou determinação de um aparelho.

Uma modificação neste método foi descrita por Barros & Tavares (1995), a partir de cálculos algébricos, eliminando a determinação do ponto de máxima curvatura por inspeção visual, o que levaria a erros quando analisados por pessoas diferentes, além de diferentes interpretações caso haja alteração da escala. O método não soluciona, porém, as restrições descritas por Federer (1955).

2.2 - Método de Fairfield Smith

Método proposto por Smith (1938) baseia-se na relação entre a variância das médias de parcelas de diversos tamanhos e o tamanho da parcela. Assim, como o método da máxima curvatura, necessita da implantação, condução e colheita de um experimento em branco.

Descreve-se a variância entre parcelas como $VU(x) = \frac{V_1}{X^b}$, onde “b” consiste no índice de heterogeneidade do solo, variando entre os valores zero e um. Este índice varia positivamente, ou seja, tende a um, à medida que a heterogeneidade do solo aumenta. Ao aplicar processo de anamorfose à fórmula, pode-se calcular o valor de “b” de forma semelhante a um coeficiente de regressão linear: $\log(VU(x)) = \log(V_1) - b \cdot \log(x)$. O próprio autor recomenda que ao ajustar a regressão cada ponto seja ponderado pelo número de graus de liberdade associado a ele.

Com o objetivo de determinar o tamanho ótimo da parcela, Smith associou o coeficiente “b” a fatores de custo. O tamanho ótimo da parcela poderá ser calculado da seguinte forma $X_0 = \frac{b K_1}{(1-b) K_2}$, onde K_1 corresponde ao custo proporcional ao número de parcelas por tratamento e K_2 custo proporcional à área total por tratamento. Por este procedimento, para uma mesma relação K_1/K_2 o valor de X_0 aumenta com o aumento do valor de “b”, isto é, áreas heterogêneas precisam de parcelas maiores.

A estimativa do valor de “b” proposta por Smith (1938) sofreu algumas modificações, tais como as descritas e argumentadas por Koch & Rigney (1951) e Hatheway & Williams (1958), que alguns pesquisadores consideram como novos métodos para determinação de tamanho de parcelas experimentais. Assim, Koch & Rigney (1951) constataram que a partir dos dados de determinados delineamentos experimentais seria possível determinar o valor de “b”, pois as esperanças matemáticas dos quadrados médios da análise de variância de alguns experimentos com efeito de tratamentos poderiam ser relacionados com as esperanças matemáticas da análise de variância de dados gerados a partir de experimento em branco, eliminando uma limitação até então existente, que consistia na necessidade desses experimentos, o que foi uma grande contribuição à experimentação. Deve-se utilizar, contudo, o maior número possível de experimentos para determinar o valor de “b” em uma área, obtendo-se uma estimativa média, incluindo, dentro das

possibilidades, subparcelas e sub-subparcelas, melhor caracterizando a relação entre o tamanho da parcela e a respectiva variância.

Por considerar insuficiente a obtenção do valor de “b” feita por Smith (1938), uma outra ponderação foi descrita por Hatheway & Williams (1958) levando em conta uma estimativa não tendenciosa e com variância mínima assintótica para “b”, podendo ser utilizado para dados provenientes de experimentos em branco ou de experimentos com efeito de tratamentos.

2.3 - Método da Máxima Curvatura modificado

Com o objetivo de evitar a tendenciosidade, uma das restrições descritas por Federer (1955) ao método da máxima curvatura, Lessman & Atkins (1963)b propuseram uma modificação a partir de uma combinação desse método com o de Smith (1938). O novo procedimento foi denominado Método da Máxima Curvatura Modificado.

Por este método determina-se, mediante regressão, uma equação que relaciona coeficiente de variação, ou desvio padrão, entre parcelas com o tamanho da parcela, ou seja, $CV(x) = A/X^B$, onde $CV(x)$ é o coeficiente de variação entre as parcelas com X UB de tamanho, A e B são os parâmetros a serem estimados usando a transformação logarítmica da função. Determina-se algebricamente a região da curvatura máxima buscando o maior valor do ângulo entre duas tangentes sucessivas à curva – maior taxa direcional de mudança na função, para incrementos iguais no valor das abscissas. Para se obter o ângulo entre duas retas tangentes a

dois pontos X_1 e X_2 , os autores utilizaram a fórmula $tg \theta = \frac{M_2 - M_1}{1 + M_2 * M_1}$, onde M_1 e M_2

são as inclinações das retas. Esta região foi determinada a partir de cálculos seqüenciais, com incrementos fixos de X da ordem de 0,1 unidade básica. Em seguida ponderaram o valor determinado pelo fator (quociente) dos custos, proporcional ao número de parcelas por tratamento e à área total por tratamento. Para o método proposto por Lessman & Atkins (1963)b o ponto de máxima curvatura

pode ser determinado pela expressão $X_0 = 2B + 2\sqrt{\frac{A^2 B^3}{B+1}}$.

Um erro foi apontado por Meier & Lessman (1971) ao calcular incrementos fixos nos valores da abscissa, que correspondem a comprimentos variáveis na curva, pois

esta também é função do comprimento do arco considerado. Para os autores, a curvatura é máxima quando se atinge o ponto em que a derivada de uma função (Y) em relação a uma variável $Z = f(x)$ é igual a zero, onde $Y = \frac{Z''}{\sqrt{(1+Z'^2)^3}}$, com Z' e Z'' = derivadas de primeira e segunda ordem da função. No caso específico da função $Z = \frac{a}{X^b}$, os autores determinaram que o ponto de máxima curvatura corresponde ao

$$\text{valor da abscissa } X_0 = \left[\frac{a^2 b^2 (2b+1)}{b+2} \right]^{\frac{1}{2b+2}}.$$

Após obter o ponto de máxima curvatura, calcula-se o tamanho da parcela utilizando o fator dos custos $\left(\frac{K_1}{K_2} \right)$. Contrariando a argumentação dos autores, Bakke (1988) considera insuficiente a argumentação por eles utilizada para sustentar a fórmula.

2.4 - Método da Máxima Informação Relativa

Este método, proposto por Keller (1949), objetivou extrair a maior quantidade de informação numa unidade de área assim como avaliar a melhor forma para uma parcela de determinado tamanho. Foi atribuído 100% de informação relativa (IR) a parcelas cujo tamanho fosse igual a uma UB, considerando-se um experimento em branco. Para os demais tamanhos de parcela, as IR foram obtidas a partir da divisão da variância da UB pelas variâncias comparáveis $VC(x) = \frac{V(x)}{X}$, que consistem no quociente dos valores das variâncias de um dado tamanho de parcela pelo número de UB do respectivo tamanho. Assim, $IR(x) = \frac{V_{(1)}}{VC(x)}$. O autor constatou que a IR decresce com o aumento do tamanho, sendo o tamanho ideal para determinado experimento aquele a partir do qual há uma estabilidade nos decréscimos.

2.5 – Métodos de Thomas

Quinze modelos teóricos desenvolvidos por Thomas (1974) relacionaram variância e tamanho de parcela, tendo como base correlação entre parcelas adjacentes, incluindo no estudo a lei da variância de Smith.

Procedeu um estudo, para cada modelo teórico, levando em consideração, para estimar o tamanho ótimo de parcela, cinco aproximações, a saber: maximização da informação por unidade básica; minimização do custo por unidade de informação, feito por Smith (1938); maximização da curvatura da função da variância por UB calculada com parcelas de X UB de tamanho - VU (x) em relação a X; maximização da curvatura da função coeficiente de variação entre as parcelas de X UB de tamanho - CV (x) em relação a X e, também, pré-estabelecer o valor de um coeficiente de variação satisfatório e então calcular o tamanho de parcela que fornece este coeficiente de variação pré-estabelecido por parcela.

Dentre os modelos desenvolvidos por Thomas (1974) destacam-se o método de máxima curvatura da função VU(x) e o método da máxima curvatura da função CV(x).

No método da máxima curvatura da função VU(x), Thomas (1974) usou a função $VU(x) = \frac{V_1}{X^b}$, que representa a relação da variância em função do tamanho

de parcela e definiu o raio de curvatura pela fórmula $R = \frac{\sqrt{(1 + VU(X))'^2}}{VU(X)''}$, onde VU(x)'

e VU(x)'' são respectivamente a primeira e a segunda derivadas da função VU(x). Aplicou-se processo de transformação logarítmica à equação que definiu R, ficando da seguinte forma, $\ln(R) = (3/2) \cdot \ln[1 + VU(x)]' - \ln\{VU(x)''\}$. O tamanho ótimo de parcela (X_0) é a integral mais próxima, acima do valor de X, que torna mínimo o valor

de $\ln(R)$, dado pelo antilogaritmo da equação $\ln(X_0) = \frac{1}{2b+2} \ln\left[\frac{b V_1^2 (2b+1)}{b+2}\right]$.

No método da máxima curvatura da função CV(x) o autor definiu o ponto de máxima curvatura da função $CV(x) = \frac{V_1}{M_1 \sqrt{X^b}}$, que relacionou os coeficientes de

variação CV(x) em função dos tamanhos de parcela X, onde M_1 é a média entre as parcelas de uma unidade básica. Aplicando o mesmo processo utilizado no método descrito anteriormente e substituindo VU(x) por CV(x), o tamanho ótimo de parcela agora é dado pelo antilogaritmo da equação $\ln(X_0) = \frac{1}{b+2} \ln\left[\frac{b^2 V_1 (b+1)}{2(b+4) M_1^2}\right]$.

2.6 – Método da Regressão Múltipla

Este método foi descrito por Lugo (1977) e baseia-se no modelo de superfície de resposta. O coeficiente de variação dos diversos tamanhos e formas de parcela CV (x) consiste numa função quadrática e interativa do número de larguras (X_1) e número de comprimentos (X_2) em UB, dos distintos tamanhos e formas de parcelas. O modelo do qual se parte é $\hat{Y} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_1^2 + \beta_4 X_2^2 + \beta_5 X_1 X_2$, onde X_1 é o número de filas da parcela experimental e X_2 o número de colunas da parcela.

Derivando a função em relação a X_1 e X_2 , obtém-se um sistema de equações, a saber:

$$\begin{aligned}\frac{\partial Y}{\partial X_1} &= \beta_1 + 2\beta_3 X_1 + \beta_5 X_2 \\ \frac{\partial Y}{\partial X_2} &= \beta_2 + \beta_5 X_1 + 2\beta_4 X_2\end{aligned}$$

Igualando-se as derivadas parciais a (-1) considera-se que se encontra o ponto de curvatura máxima.

$$\begin{aligned}\beta_1 + 2\beta_3 X_1 + \beta_5 X_2 &= -1 \\ \beta_2 + \beta_5 X_1 + 2\beta_4 X_2 &= -1\end{aligned}$$

A solução do sistema acima proporcionará determinar o tamanho e, também, a forma da parcela, já que define o número de filas e colunas que formará o tamanho ótimo.

Simplificando o sistema acima, obtém-se:

$$\begin{aligned}2\beta_3 X_1 + \beta_5 X_2 &= -1 - \beta_1 \\ \beta_5 X_1 + 2\beta_4 X_2 &= -1 - \beta_2\end{aligned}$$

Pelo método matricial, obtém-se o seguinte sistema de equações:

$$\begin{vmatrix} 2\beta_3 & \beta_5 \\ \beta_5 & 2\beta_4 \end{vmatrix} * \begin{vmatrix} X_1 \\ X_2 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} -1 & -\beta_1 \\ -1 & -\beta_2 \end{vmatrix}$$

Desenvolvendo o sistema, isolam-se os valores de X_1 que é o tamanho ótimo da parcela em largura e de X_2 , tamanho ótimo da parcela em comprimento, que dará os pontos de máxima curvatura dos CV (X) em relação a X_1 e X_2 respectivamente, conforme o seguinte teorema, denominando-se as matrizes:

$$A = \begin{vmatrix} 2\beta_3 & \beta_5 \\ \beta_5 & 2\beta_4 \end{vmatrix} \quad X = \begin{vmatrix} X_1 \\ X_2 \end{vmatrix} \quad K = \begin{vmatrix} -1 & -\beta_1 \\ -1 & -\beta_2 \end{vmatrix}$$

Fazendo-se $A X = K$, multiplicando ambos os membros pela matriz inversa de A, (A^{-1}), obtém-se $A A^{-1} X = A^{-1} K$. Como o produto de uma matriz pela sua inversa é

igual à matriz identidade, desta maneira, resolve-se o sistema, obtendo-se os valores de X, que se torna $X = A^{-1} K$.

2.7 – Método de Hatheway

Desenvolvido por Hatheway (1961) este método propõe o cálculo do tamanho da parcela baseado no número de repetições do experimento e da diferença observada entre médias de tratamentos. Para isto, o autor obteve uma fusão entre as fórmulas de Smith (1938), $VU(x) = \frac{V_1}{X^b}$ e a de Cochran & Cox (1957), $r = \frac{2C^2(T_1 + T_2)^2}{d^2}$, onde: r = número de repetições necessárias para detectar uma diferença mínima significativa entre duas médias; d = diferença mínima significativa, em percentagem da média; C = erro padrão por parcela, estimado pelo coeficiente de variação, em percentagem da média; T_1 = valor crítico da distribuição de t de Student, ao nível de α_1 de probabilidade, conforme as hipóteses experimentais; T_2 = valor crítico bilateral da distribuição de t de Student, ao nível $\alpha_2 = 2 \cdot (1 - P)$ de probabilidade, sendo P = probabilidade de obtenção de resultado significativo.

Como resultado, obteve a seguinte fórmula $X^b = \frac{2(T_1 + T_2)^2 CV_1^2}{r d^2}$, onde: CV_1 = coeficiente de variação de parcelas com tamanho de uma UB; X = Tamanho conveniente de parcela, múltiplo em número de UB.

O pesquisador, ao utilizar este método, deverá especificar o número de repetições que será utilizado, o valor de “b” e a precisão requerida, combinando os valores de (α ; d; P). Bakke (1988) observou que a denominação tamanho conveniente de parcela atende às condições especificamente convenientes à determinada pesquisa, o que seria diferente da expressão tamanho ótimo, que transmitiria um sentido mais amplo. O pesquisador deverá decidir qual a combinação mais conveniente entre os valores de r, X e d, em função de aspectos práticos tais como tamanho de amostra, graus de liberdade, área disponível e número de tratamentos, recursos financeiros, humanos e materiais disponíveis, além da viabilidade econômica envolvidos na implantação e condução do experimento.

2.8 – Método de Pimentel Gomes

Criado por Pimentel Gomes (1984), também chamado de Método de Correlação Intraclasse (Silva, 2001), pois utiliza o coeficiente de correlação intraclasse (ρ), em que $\rho = \frac{V_1 - V_2}{V_1 + (N - 1)V_2}$, onde: V_1 = Quadrado médio do resíduo

entre parcelas; V_2 = Quadrado médio do resíduo dentro da parcela e N = Número de

árvores (covas, no caso do cultivo de batata) da parcela. Alves & Seraphin (2004) definem classe como uma variedade, um bloco, uma parcela ou um nível de hierarquia. Trata-se de um método recomendado para utilização principalmente em experimentos com árvores. Admite um modelo matemático que contemple amostragem na parcela, baseia-se na minimização da variância da média de tratamentos $V(m)$, que é função do número de árvores úteis por parcela (K) e do número de linhas úteis por parcela (n). O tamanho ótimo da parcela consiste na combinação dos valores de (n) e (K) que torna mínimo o valor de $V(m)$.

Neste método observa-se que o coeficiente de variação é função decrescente de (K), favorecendo a utilização de parcelas grandes, mas o autor considera importante a redução de $V(m)$ de cada tratamento sem elevar o número de árvores do experimento. Pimentel Gomes (1988) ao complementar seu método, descreveu situações peculiares a serem aplicadas quando se deseja valores ótimos para K e n para parcelas com e sem bordadura e valores de ρ positivo ou negativo. O autor demonstrou ainda sobre a situação em que ($0 < \rho < 0,15$), onde K de tamanho ótimo poderá crescer, sendo necessário observar que n deverá ser utilizado, observação importante para parcelas que têm bordadura.

Para os casos com meia bordadura, Bakke (1988) chamou a atenção, pois ao determinar valores para K e n de árvores para parcela e por tratamento, há uma pressuposição de que todas as parcelas estariam circundadas por outras, fato este que não ocorre na prática, já que existem as parcelas limítrofes.

A importância do índice de heterogeneidade do solo (b) e do coeficiente de correlação intraclasse (ρ), os dois parâmetros em que se baseiam todos os métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais foi ressaltada por Pimentel Gomes (2002), que além de ter desenvolvido uma relação matemática entre eles, denominou “ b ” como coeficiente de heterogeneidade de produções e desenvolveu um método baseado no coeficiente “ ρ ”.

A relação matemática é a seguinte: $\rho = \frac{K^{1-b} - 1}{K - 1}$ ($K > 1$), onde K é o número de subparcelas vizinhas, cujo valor deverá ser fixado. De acordo com a relação anterior, quando $b > 1$, o valor de ρ é negativo. Para $b = 0$, $\rho = 1$ e quando $b = 1$, $\rho = 0$.

2.9 – Outros casos

Existem outros métodos menos contemplados na literatura, tais como o método de Rodriguez, citado por Oliveira (1976), que associou o conceito de potência do teste, levando em conta os erros tipo I e II, geralmente cometidos por pesquisadores. Resende & Souza Junior (1997) citaram o método de Eberhart, desenvolvido em 1970 e 1972 que se baseia na diminuição da variância fenotípica entre médias de progênies e conseqüente aumento no progresso esperado com seleção. Ferreira (2000) cita o método da máxima curvatura modificado por Sanches, que permite usar dados experimentais.

Os diversos métodos descritos podem fornecer resultados distintos mesmo quando se utiliza um mesmo conjunto de dados, apenas diferindo a característica estudada. Por este motivo, Storck, (1979) e Bakke, (1988) concluíram que, sempre que possível, é necessário utilizar mais de um método para que sejam supridas as informações a partir do que se explora em cada um deles.

2.10 – Aplicações para a cultura da batata

Não são muitos os trabalhos sobre tamanho e forma de parcela experimental em batata, mas alguns pesquisadores apresentaram contribuições relevantes ao longo do tempo. Algumas destas contribuições encontram-se na Tabela 1.

A aplicação dos diversos métodos à cultura da batata ao longo dos últimos 73 anos busca definir padronização de medidas de unidade básica e, conseqüentemente, tamanho ótimo de parcela, informação útil aos que se dedicam à pesquisa sobre esta espécie. Desde os primeiros trabalhos publicados até os mais recentes observa-se uma evolução nos diversos métodos utilizados, nos princípios em que se baseiam, o que ocorre simultaneamente com a maior disponibilidade de equipamentos e aplicativos estatísticos para computadores pessoais, ferramentas cada vez mais presentes e que auxiliam os pesquisadores no desenvolvimento, aprimoramento e utilização de técnicas experimentais.

Tabela 1 – Autores, ano da publicação, método utilizado, tamanho da unidade básica (UB) e tamanho ótimo da parcela (X_0) obtido para rendimento de tubérculos na cultura da batata.

Autor/ano	Método	UB/X_0	Observações
Justensen (1932)	Conceito de eficiência	Eficiência maior em parcelas longas e estreitas	Recíproco do produto da variância pelo número de parcelas unitárias usadas para compor a parcela. Usou a variedade Ninetyfold.
Kalamkar (1932)	Conceito de eficiência	Parcelas compridas e estreitas ou muitas repetições de parcelas pequenas são aspectos vantajosos	Usou variedade Early Ohio.
Mountier (1964)	Eficiência: $Ef = 1/(CV.S^{1/2})$	Parcelas de uma linha com $1,11 \text{ m}^2$ ($1,22\text{m} \times 0,91\text{m}$)	S = área da parcela; CV = coeficiente de variação. Parcelas menores, mais compridas e estreitas com maior número de repetições parecem ser mais eficientes. Usou variedades Sebago e Ilam.
Nonnecke & Smillie (1964)	Arranjo da UB dentro de 4 blocos com formas distintas	UB = $1,11\text{m}^2$ $X_0 = 2,16\text{m}^2$ $X_0 = 4,86\text{m}^2$	
Sardana <i>et al.</i> , (1967)	Método de Smith	UB = 4 covas na linha $X_0 = 8,4 \text{ m}^2$	
Bist <i>et al.</i> , (1975)	Método de Smith	UB = 4 covas na linha $X_0 = 4,39 \text{ m}^2$ a $5,58\text{m}^2$	

(continua)

Tabela 1 – (continuação)

Autor/ano	Método	UB/X₀	Observações
Cordeiro <i>et al.</i> , (1982)	Método de Hatheway	Gráficos com combinações entre X ₀ , número de repetições e blocos para seis e 16 tratamentos.	Coeficiente de variação x número de covas por parcela. Usou cultivar Binge.
	Método gráfico	UB = 1 cova = 0,24m ² X ₀ = 3,6 a 4,8 m ²	
Oliveira (1994)	Método da máxima curvatura	UB = 3 covas = 0,8m ² X ₀ = 10,4m ²	Época normal Usou variedade baronesa.
	Método de Smith	X ₀ = 2,5m ²	
	Método modificado por Hatheway & Williams	X ₀ = 5,15m ²	
	Método modificado por Lessman & Atkins	X ₀ = 1,92m ²	
	Método de Méier & Lessman	X ₀ = 4,0m ²	
	Método da regressão múltipla	X ₀ = 32,79m ²	
Método de Pimentel Gomes	X ₀ = 16,0m ²		
Oliveira (1994)	Método da Máxima curvatura	UB = 3 covas = 0,8m ² X ₀ = 6,4m ²	Safrinha Usou variedade baronesa.
	Método de Smith	X ₀ = 1,76m ²	
	Método modificado por Hatheway & Williams	X ₀ = 2,59m ²	
	Método modificado por Lessman & Atkins	X ₀ = 1,12m ²	
	Método de Méier & Lessman	X ₀ = 3,2m ²	
	Método da regressão múltipla	X ₀ = 16,0m ²	
Método de Pimentel Gomes	X ₀ = 24,0m ²		

(continua)

Tabela 1 – (continuação)

Autor/ano	Método	UB/X₀	Observações
Bearzoti & Pinto (1996)	Método de Hatheway	UB = 1 cova = 0,32m ² X ₀ = 1,6 a 1,92m ²	Indicado para etapas iniciais do melhoramento. Usou três clones obtidos por polinização livre da cultivar Panda e dois de um cruzamento (Baraka x Mantoqueira).

3. MATERIAL E MÉTODOS

Os dados de produção de batata foram coletados durante o ano agrícola de 2003, na área experimental do Centro de Pesquisas de Sementes da Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária do Rio Grande do Sul - FEPAGRO, no município de Júlio de Castilhos (29°13'26" de latitude sul, 53°40'45" de longitude, à oeste de Greenwich e altitude 514m). A área situa-se na região fisiográfica do planalto médio riograndense. O solo é o latossolo vermelho escuro distrófico (EMBRAPA, 1999) e o clima é caracterizado como Cfa: subtropical úmido, conforme classificação de Köppen.

O resultado da análise do solo (0-20 cm) da área experimental, feita em 06 de junho de 2003, indicou a seguinte composição: argila = 56%; pH em água = 4,8; índice SMP = 5,4; P = 112,8 mg/L; K = 103 mg/L; MO = 2,6%; Al = 1,0 ml/100ml; Ca = 2,7 ml/100ml; Mg = 1,5 ml/100ml. Nesta área foram aplicados por ocasião do plantio duas toneladas por hectare de fertilizantes NPK na composição 7 - 11 - 9.

Foi usada uma área de três hectares, cultivada com batata da variedade macaca para multiplicação de sementes (produzida em telado) plantada no dia 10 de agosto de 2003.. O manejo da cultura assim como os tratos fitossanitários foram executados de forma mecânica, conforme recomendações técnicas para o cultivo da batata (Bisognin, 1996). Doze dias antes da colheita aplicou-se dessecante paraquat. A área foi irrigada três vezes durante o ciclo.

As batatas de 3.456 covas distribuídas e identificadas segundo o número das filas de 1 a 24 conforme conjunto de submúltiplos ($2^3 \cdot 3$), e número das colunas variando de 1 a 144, ($2^4 \cdot 3^2$), foram colhidas e pesadas com balança digital portátil com precisão de um grama, individualmente, nos dias 28 de novembro e 01 de dezembro de 2003. As filas foram espaçadas em 0,8 m, com aproximadamente quatro covas por metro linear, com uma área disponível de 0,2 m² por cova, resultando numa densidade de 50.000 covas ha⁻¹.

3.1 - Planejamento das parcelas

A partir dos resultados (massa de batata) de cada unidade básica (UB) constituída de uma cova, foram planejadas parcelas de diferentes tamanhos e

formas, mediante a soma dos resultados de UB vizinhas na direção da linha (L) e/ou da coluna (C).

Foram obtidos diferentes tamanhos de UB pela soma de 1, 2, 3, 4, 6, 8 e 12 covas na fila. Para cada tamanho de UB foram planejados diferentes tipos de parcela (variação no número de UB e forma), conforme dispostos nas Tabelas 2 a 8. Aproveitou-se, apenas, parcelas em que $L \leq C$, já que é mais usual trabalhar com parcelas quadradas ou retangulares com comprimento maior que a largura, e também devido a disposição da área, inclinada na direção das filas (larguras).

Tabela 2. Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas por uma cova de batata.

C	L				
	1	2	3	4	6
1	3456				
2	1728	864			
3	1152	576	384		
4	864	432	288	216	
6	576	288	192	144	96
8	432	216	144	108	72
12	288	144	96	72	48

Tabela 3. Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de duas covas de batata na fila.

C	L				
	1	2	3	4	6
1	1728				
2	864	432			
3	576	288	192		
4	432	216	144	108	
6	288	144	96	72	48
8	216	108	72	54	36
12	144	72	48	36	24

Tabela 4. Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de três covas de batata na fila.

C	L				
	1	2	3	4	6
1	1152				
2	576	288			
3	384	192	128		
4	288	144	96	72	
6	192	96	64	48	32
8	144	72	48	36	24
12	96	48	32	24	16

Tabela 5. Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de quatro covas de batata na fila.

C	L				
	1	2	3	4	6
1	864				
2	432	216			
3	288	144	96		
4	216	108	72	54	
6	144	72	48	36	24
12	72	36	24	18	12

Tabela 6. Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de seis covas de batata na fila.

C	L				
	1	2	3	4	6
1	576				
2	288	144			
3	192	96	64		
4	144	72	48	36	
6	96	48	32	24	16
8	72	36	24	18	12
12	48	24	16	12	8

Tabela 7. Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de oito covas de batata na fila.

C	L			
	1	2	3	6
1	432			
2	216	108		
3	144	72	48	
6	72	36	24	12

Esta tabela não contém C e L com o valor 4, pois nem todos os valores são submúltiplos das dimensões.

Tabela 8. Número de repetições para as parcelas planejadas com diferentes comprimentos (C) e larguras (L), em número de unidades básicas compostas pela soma de doze covas de batata na fila.

C	L				
	1	2	3	4	6
1	288				
2	144	72			
3	96	48	32		
4	72	36	24	18	
6	48	24	16	12	8

3.2 - Estimativa dos parâmetros

Para as parcelas planejadas com diferentes valores de comprimentos e larguras (Tabelas 2 a 8), com unidades básicas (UB) formadas por diferentes números de covas na fila, foram calculados: o número de repetições (N) de parcelas de X unidades básicas de tamanho; o número de graus de liberdade (GL = N-1); a variância entre parcelas de X unidades básicas, V(x); a variância por unidade básica $\left[VU(x) = \frac{V(x)}{X^2} \right]$; o coeficiente de variação entre as parcelas de X unidades básicas, CV(x); e, a média entre as parcelas de X unidades básicas, M(X).

Adotou-se, para cada tamanho de UB, o valor Y(x) como sendo o valor observado na parcela com X UB de tamanho. Assim a estimativa da variância é

$$V(x) = \frac{\sum Y^2(x)_i - \frac{Y^2(x) \cdot N}{N-1}}{N-1}, \text{ onde: } x_i \text{ consiste em parcelas com X unidades básicas e}$$

Y(x) = Y_i, i = 1, ..., N (número de parcelas).

Para o cálculo de VU(x), aplicou-se a relação $VU(x) = \frac{V(x)}{(L * C)^2}$, ou, ao considerar X = L*C, $VU(x) = \frac{V(x)}{X^2}$.

Para obter o valor do índice de heterogeneidade do solo “b”, aplicou-se a relação demonstrada por Smith (1938), onde $VU(x) = \frac{V_1}{X^b}$. Buscando melhor entendimento das relações matemáticas, linearizou-se a equação mediante um processo de anamorfose, a saber: log (VU(x)) = log (V₁) – b*log (X). Sendo assim, “b” poderá ser estimado como um coeficiente angular de regressão linear.

Como VU(x) apresenta graus de liberdade distintos, conseqüentemente variâncias diferentes, deve-se ponderar as estimativas de V₁ e “b” da expressão acima, tendo como freqüência (peso) os graus de liberdade, conforme foi sugerido por Smith (1938) e Federer (1955).

Com a finalidade de facilitar a compreensão de fórmulas, estipulou-se as seguintes convenções:

$$\log(V_1) = a; \quad \log[VU(X)] = Y_i \text{ e } y_i = (Y_i - \bar{Y}.);$$

$\log(X) = X_i$ e $x_i = (X_i - \bar{X})$ e $W_x = W_i =$ graus de liberdade

onde os graus de liberdade, representados por W_i estão associados a determinada $VU(x)$, onde i varia de 1 ao número de tipos de parcelas.

No método de regressão ponderada as médias ponderadas de Y e X necessárias à determinação do parâmetro “a” são dadas pelas seguintes

expressões: $\bar{Y} = \frac{\sum W_i Y_i}{\sum W_i}$ e $\bar{X} = \frac{\sum W_i X_i}{\sum W_i}$. Estimaram-se, então, os valores de “b” e

“a”, sabendo-se que $\hat{Y}_i = a + bX_i$, ou ainda, $\hat{y}_i = a + bx_i$, então

$b = \frac{\sum W_i x_i y_i}{\sum W_i x_i^2}$ e $a = \bar{y} - b\bar{x}$, conforme descrito por Steel *et al.* (1997), Draper & Smith

(1998) e Charnet *et al.* (1999).

As significâncias dos valores de “b” e “a” podem ser avaliadas pelo teste t, para a hipótese $H_0: b = 0$ pelas estatísticas abaixo:

$$t_b = \frac{\hat{b}}{\sqrt{S_b^2}}; \quad S_b^2 = \frac{S^2}{\sum W_i x_i^2}; \quad t_a = \frac{\hat{a}}{\sqrt{S_a^2}}; \quad S_a^2 = \frac{S^2 \sum W_i X_i^2}{n \sum W_i x_i^2};$$

$$S^2 = \frac{\sum W_i (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - 2}, \quad \hat{y}_i = a + bx_i$$

A estimativa do coeficiente de determinação, que mede quanto da variação de Y é explicada pela variação de X para o modelo, pode ser obtida pela expressão

$$r^2 = \frac{\sum W_i (\hat{y}_i)^2}{\sum W_i y_i^2}.$$

Com as estimativas dos parâmetros descritos acima, obtiveram-se, também, os valores da variância entre as parcelas de uma unidade básica de tamanho ($V_1 =$ antilogaritmo de “a”) e, também, os valores das médias entre parcelas de uma unidade básica de tamanho (M_1) para cada grupo planejado de parcelas, que eram utilizados nos métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas.

3.3 - Determinação do tamanho ótimo das parcelas

Determinou-se o tamanho ótimo das parcelas mediante utilização de três métodos algébricos. O método da máxima curvatura modificada (MO) proposto por Meier & Lessman (1971), e dois métodos (MV e MC), descritos por Thomas (1974). O estudo da relação entre o tamanho ótimo de parcela, em número de unidades básicas e em área, com o tamanho da unidade básica (número de covas por UB) foi procedido por análise de regressão usando os modelos pré-definidos do pacote estatístico SAEG (Ribeiro Júnior, 2001), com opção pelos modelos de maior coeficiente de determinação. Dentre os modelos de regressão, foram escolhidos aqueles que melhor ajustaram uma relação entre a área correspondente e a unidade básica (UB) em número de covas, mediante avaliação do coeficiente de determinação ($r^2 \geq 0,9$) e análise de variância do modelo utilizando 5% de probabilidade de erro.

3.4 – Análise de causa e efeito

Após terem sido estimados os valores dos tamanhos ótimos de parcela (X_0) e área correspondente (S), para cada um dos tamanhos de unidades básica, aplicou-se uma análise de correlação e, também, análise de causa e efeito (trilha) com a finalidade de verificar a ocorrência de dependência, direta e indireta, entre as estimativas de parâmetros que compõem a fórmula de cada método de estimativa do tamanho de parcela (MO, MV e MC).

3.5 – Análise de variância e mapa de heterogeneidade

Procederam-se duas análises da variância no delineamento inteiramente casualizado. Consideraram-se seis covas por unidade básica (UB) na fila. Numa delas considerou-se as filas como tratamentos e na outra, as colunas. Em ambas as situações verificaram-se os pressupostos, com a aplicação do teste de aleatoriedade (Beaver *et al.*, 1974) para verificar a aleatoriedade dos erros, teste de Lilliefors

(Campos, 1983) para a normalidade e teste de Bartlett (Steel *et al.*, 1997) para a homogeneidade das variâncias.

Fez-se um mapa de heterogeneidade do solo expresso pelo rendimento de tubérculos de batata com quatro covas por UB na fila. Consideraram-se quatro categorias de rendimento, em kg por parcela, a partir dos valores dos quartis.

3.6 - Método de Hatheway

A diferença verdadeira entre as médias de tratamentos, expressos em percentagem da média (d) foi estimada usando o método de Hatheway (1961), cuja

fórmula $d = \sqrt{\frac{2(t_1 + t_2)^2 A^2}{r X_0^b}}$, onde “ r ” é o número de repetições para diferentes

tamanhos de parcela (X_0) em números de UB compostas por valores arbitrados de duas, quatro e oito covas; A e “ b ” são estimativas respectivamente do coeficiente de variação e do índice de heterogeneidade do solo, para valores de oito covas por UB; t_1 é o valor tabelado de “ t ” para testes de significância (bilateral 5%); t_2 é o valor tabelado de “ t ” correspondente a um erro de $2(1-P)$, sendo P a probabilidade de se obter resultados significativos (0,80). Considerando os diversos tamanhos de parcela, em números de UB, tem-se 431 a 4355 graus de liberdade (GL) para os testes de hipóteses, já que acima de 287 GL $t_1 = 1,980$ e $t_2 = 0,845$. O número de tratamentos (I) foi arbitrado em (9 e 18). Os valores dos números de repetições foram determinados pelos menores inteiros resultados da relação $\frac{3456}{(C \times X_0 \times I)}$, onde 3456 refere-se ao número total de covas de batata na área experimental e C consiste no número de covas que compõem uma UB.

Para os cálculos estatísticos, foram utilizados os softwares: software científico – NTIA, desenvolvido pelo Centro Tecnológico para Informática CTI, EMBRAPA (1997), o programa GENES (Cruz, 2001), o programa SAEG (Ribeiro Júnior, 2001) e um programa em linguagem FORTRAN (Abou-El-Fittouh *et al.*, 1974), com algumas modificações, específico para calcular a média e as variâncias de parcelas de diferentes tamanhos.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A média do rendimento de tubérculos por cova foi de 0,8466 kg, com desvio padrão de 0,30158 kg e coeficiente de variação de 35,63%. A partir destes valores, estimou-se uma produtividade de 42,32 t ha⁻¹, bastante alta se comparada à produtividade brasileira de batata-consumo, de cerca de 15 t ha⁻¹, e à produtividade no Rio Grande do Sul, de 8 t ha⁻¹ (Pereira & Daniels, 2003). No Brasil, bataticultores tecnificados conseguem entre 30 e 35 t ha⁻¹ e nas nações européias, produtividade média próxima a 40 t ha⁻¹ (Filgueira, 2000).

Nas Tabelas 9 a 15 estão apresentados os valores das larguras (L), comprimentos (C), números de unidades básicas (UB), número de parcelas (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média da parcela (M) e coeficiente de variação (CV), para os respectivos tipos de parcelas planejadas (diferentes números de covas por UB, Tabelas 2 a 8), dos rendimentos de tubérculos de batata.

Observou-se que os valores dos coeficientes de variação e das variâncias por UB, para uma mesma largura de parcela, diminuíram à medida que o comprimento aumentou, confirmando a existência de uma relação entre o tamanho de parcela e a variância, conforme descrito por Smith (1938). Dentro de todos os tipos de parcelas planejadas, os coeficientes de variação que apresentaram maiores valores foram os de uma UB.

Tabela 9 – Tamanho da parcela (X) em número de unidades básicas compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de uma cova de batata. Santa Maria, RS. 2005.

L	C	X	N	VU	GL	M (kg)	CV(%)
1	1	1	3456	0,091010	3455	0,8466	35,6
1	2	2	1728	0,060163	1727	1,6932	29,0
1	3	3	1152	0,052472	1151	2,5397	27,1
1	4	4	864	0,047016	863	3,3863	25,6
1	6	6	576	0,042616	575	5,0795	24,4
1	8	8	432	0,039988	431	6,7726	23,6
1	12	12	288	0,036666	287	10,1589	22,6
2	2	4	864	0,036479	863	3,3863	22,6
2	3	6	576	0,032454	575	5,0795	21,3
2	4	8	432	0,029887	431	6,7726	20,4
2	6	12	288	0,027707	287	10,1589	19,7
2	8	16	216	0,026299	215	13,5453	19,2
2	12	24	144	0,024362	143	20,3179	18,4
3	3	9	384	0,024139	383	7,6192	18,3
3	4	12	288	0,022251	287	10,1589	17,6
3	6	18	192	0,020820	191	15,2384	17,0
3	8	24	144	0,019665	143	20,3179	16,6
3	12	36	96	0,018534	95	30,4768	16,1
4	4	16	216	0,016683	215	13,5453	15,3
4	6	24	144	0,016038	143	20,3179	15,0
4	8	32	108	0,014983	107	27,0905	14,5
4	12	48	72	0,014308	71	40,6358	14,1
6	6	36	96	0,015529	95	30,4768	14,7
6	8	48	72	0,014941	71	40,6358	14,4
6	12	72	48	0,014366	47	60,9537	14,2

Tabela 10 – Tamanho da parcela (X) em número de unidades básicas compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de duas covas de batata. Santa Maria, RS. 2005.

L	C	X	N	VU	GL	M (kg)	CV(%)
1	1	1	1728	0,242260	1727	1,6920	29,1
1	2	2	864	0,188270	863	3,3840	25,6
1	3	3	576	0,172035	575	5,0760	24,5
1	4	4	432	0,160833	431	6,7680	23,7
1	6	6	288	0,146811	287	10,1520	22,6
1	8	8	216	0,139155	215	13,5360	22,0
1	12	12	144	0,127555	143	20,3040	21,1
2	2	4	432	0,119780	431	6,7680	20,4
2	3	6	288	0,111827	287	10,1520	19,8
2	4	8	216	0,105803	215	13,5360	19,2
2	6	12	144	0,097729	143	20,3040	18,5
2	8	16	108	0,093663	107	27,0720	18,1
2	12	24	72	0,086614	71	40,6080	17,4
3	3	9	192	0,084120	191	15,2280	17,1
3	4	12	144	0,079160	143	20,3040	16,6
3	6	18	96	0,074332	95	30,4560	16,1
3	8	24	72	0,070580	71	40,6080	15,7
3	12	36	48	0,066679	47	60,9120	15,3
4	4	16	108	0,059641	107	27,0720	14,4
4	6	24	72	0,056691	71	40,6080	14,1
4	8	32	54	0,054472	53	54,1440	13,8
4	12	48	36	0,051475	35	81,2160	13,4
6	6	36	48	0,057507	47	60,9120	14,2
6	8	48	36	0,055244	35	81,2160	13,9
6	12	72	24	0,052823	23	121,8240	13,6

Tabela 11 – Tamanho da parcela (X) em número de unidades básicas compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de três covas de batata. Santa Maria, RS. 2005.

L	C	X	N	VU	GL	M (kg)	CV(%)
1	1	1	1152	0,493669	1151	2,5311	27,8
1	2	2	576	0,394611	575	5,0621	24,8
1	3	3	384	0,350168	383	7,5932	23,4
1	4	4	288	0,334487	287	10,1243	22,8
1	6	6	192	0,311575	191	15,1864	22,0
1	8	8	144	0,285763	143	20,2485	21,1
1	12	12	96	0,268039	95	30,3728	20,4
2	2	4	288	0,252630	287	10,1243	19,9
2	3	6	192	0,226366	191	15,1864	18,8
2	4	8	144	0,220063	143	20,2485	18,5
2	6	12	96	0,206646	95	30,3728	18,0
2	8	16	72	0,192003	71	40,4971	17,3
2	12	24	48	0,181692	47	60,7456	16,8
3	3	9	128	0,170061	127	22,7796	16,3
3	4	12	96	0,164458	95	30,3728	16,0
3	6	18	64	0,155720	63	45,5592	15,6
3	8	24	48	0,145829	47	60,7456	15,1
3	12	36	32	0,137671	31	91,1184	14,7
4	4	16	72	0,127792	71	40,4971	14,1
4	6	24	48	0,120045	47	60,7456	13,7
4	8	32	36	0,114085	35	80,9941	13,3
4	12	48	24	0,105857	23	121,4912	12,8
6	6	36	32	0,121959	31	91,1184	13,8
6	8	48	24	0,113953	23	121,4912	13,3
6	12	72	16	0,109652	15	182,2367	13,1

Tabela 12 – Tamanho da parcela (X) em número de unidades básicas compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de quatro covas de batata. Santa Maria, RS. 2005.

L	C	X	N	VU	GL	M (kg)	CV(%)
1	1	1	864	0,752305	863	3,3864	25,6
1	2	2	432	0,639845	431	6,7728	23,6
1	3	3	288	0,586686	287	10,1592	22,6
1	4	4	216	0,555187	215	13,5456	22,0
1	6	6	144	0,509524	143	20,3183	21,1
1	12	12	72	0,442376	71	40,6367	19,6
2	2	4	216	0,420811	215	13,5456	19,2
2	3	6	144	0,389818	143	20,3183	18,4
2	4	8	108	0,373197	107	27,0911	18,1
2	6	12	72	0,345668	71	40,6367	17,4
2	12	24	36	0,305351	35	81,2733	16,3
3	3	9	96	0,296563	95	30,4775	16,1
3	4	12	72	0,281182	71	40,6367	15,7
3	6	18	48	0,266453	47	60,9550	15,2
3	12	36	24	0,245414	23	121,9100	14,6
4	4	16	54	0,218680	53	54,1822	13,8
4	6	24	36	0,207760	35	81,2733	13,5
4	12	48	18	0,194032	17	162,5467	13,0
6	6	36	24	0,211522	23	121,9100	13,6
6	12	72	12	0,202058	11	243,8200	13,3

Tabela 13 – Tamanho da parcela (X) em número de unidades básicas compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de seis covas de batata. Santa Maria, RS. 2005.

L	C	X	N	VU	GL	M (kg)	CV(%)
1	1	1	576	1,534275	575	5,0796	24,4
1	2	2	288	1,320043	287	10,1592	22,6
1	3	3	192	1,242016	191	15,2387	21,9
1	4	4	144	1,146430	143	20,3183	21,1
1	6	6	96	1,077171	95	30,4775	20,1
1	8	8	72	0,995347	71	40,6367	19,6
1	12	12	48	0,790693	47	60,9550	17,5
2	2	4	144	0,877090	143	20,3183	18,4
2	3	6	96	0,834132	95	30,4775	18,0
2	4	8	72	0,777754	71	40,6367	17,4
2	6	12	48	0,737917	47	60,9550	16,9
2	8	16	36	0,687039	35	81,2733	16,3
2	12	24	24	0,552034	23	121,9100	14,6
3	3	9	64	0,638218	63	45,7162	15,7
3	4	12	48	0,599520	47	60,9550	15,2
3	6	18	32	0,568648	31	91,4325	14,8
3	8	24	24	0,552182	23	121,9100	14,6
3	12	36	16	0,439618	15	182,8650	13,0
4	4	16	36	0,467460	35	81,2733	13,5
4	6	24	24	0,436965	23	121,9100	13,0
4	8	32	18	0,436573	17	162,5467	13,0
4	12	48	12	0,316333	11	243,8200	11,1
6	6	36	16	0,461060	15	182,8650	13,4
6	8	48	12	0,454631	11	243,8200	13,3
6	12	72	8	0,372218	7	365,7300	12,0

Tabela 14 – Tamanho da parcela (X) em número de unidades básicas compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de oito covas de batata. Santa Maria, RS. 2005.

L	C	X	N	VU	GL	M (kg)	CV(%)
1	1	1	432	2,559380	431	6,7728	23,6
1	2	2	216	2,220749	215	13,5456	22,0
1	3	3	144	2,038097	143	20,3183	21,1
1	6	6	72	1,769505	71	40,6367	19,6
2	2	4	108	1,492787	107	27,0911	18,0
2	3	6	72	1,382674	71	40,6367	17,4
2	6	12	36	1,221403	35	81,2733	16,3
3	3	9	48	1,065813	47	60,9550	15,2
3	6	18	24	0,981656	23	121,9100	14,6
6	6	36	12	0,808232	11	243,8200	13,3

Tabela 15 – Tamanho da parcela (X) em número de unidades básicas compostas por L linhas e C colunas, número de repetições (N), variância por unidade básica (VU), graus de liberdade (GL), média (M) e coeficiente de variação (CV), usando UB compostas de doze covas de batata. Santa Maria, RS. 2005.

L	C	X	N	VU	GL	M (kg)	CV(%)
1	1	1	288	5,280171	287	10,1592	22,6
1	2	2	144	4,585718	143	20,3183	21,1
1	3	3	96	4,308682	95	30,4775	20,4
1	4	4	72	3,981287	71	40,6367	19,6
1	6	6	48	3,162772	47	60,9550	17,5
2	2	4	72	3,111016	71	40,6367	17,4
2	3	6	48	2,951667	47	60,9550	16,9
2	4	8	36	2,748156	35	81,2733	16,3
2	6	12	24	2,208137	23	121,9100	14,6
3	3	9	32	2,274591	31	91,4325	14,8
3	4	12	24	2,208726	23	121,9100	14,6
3	6	18	16	1,758473	15	182,8650	13,0
4	4	16	18	1,746291	17	162,5467	13,0
4	6	24	12	1,265331	11	243,8200	11,1
6	6	36	8	1,488872	7	365,7300	12,0

As estimativas dos parâmetros das funções $CV(x) = A/X^b$ e $VU(x) = V_1/X^b$, respectivos coeficientes de determinação (r^2) e as estimativas das médias de parcelas com uma UB (M_1), estão contidos na Tabela 16. Dentre as estimativas, apenas os valores de V_1 e M_1 crescem à medida que aumenta o número de covas por UB. Os coeficientes de determinação, para todas as funções, apresentaram valores acima de 0,76, sendo que as funções que proporcionaram melhor ajuste da variável dependente em função da variável independente foi com oito covas por UB. Os valores de “b”, independentemente do número de covas por UB, apresentaram-se abaixo de 0,5, portanto mais próximos de zero. Gomez & Gomez (1984) afirmam haver maior correlação entre parcelas vizinhas ao passo que o valor de “b” diminui. Isto indica que neste caso há uma boa homogeneidade do solo na área experimental. Segundo Smith (1938), isto poderia ser explicado a partir da diminuição de uma possível heterogeneidade mais expressiva devido à aplicação de fertilizantes na área na época do plantio, com o que concordam Ramalho *et al.* (2000). Como consequência destes resultados pode-se recomendar a utilização de parcelas menores. Como o melhoramento foi o responsável pela redução do tamanho dos estolões, cuja seleção fenotípica é realizada durante a colheita da primeira geração clonal (Bisognin, 2003), a produção dos tubérculos fica muito concentrada ao redor da batata-semente e do adubo aplicado, é possível, no caso da cultura da batata, que a heterogeneidade da produção seja, em grande parte, devido à heterogeneidade na adubação (feita nas linhas) e no tamanho da batata-semente e menos devido à variação nas condições originais do solo como fertilidade, umidade, profundidade do plantio, etc.

As estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_0) em número de UB e a área correspondente (S), que consiste no produto de X_0 pelo número de covas por UB e, também, pela área média ocupada por uma cova de batata, obtidos pelos métodos MO, MV e MC estão na Tabela 17. No caso do método MO, ao incrementar até quatro o número de covas por UB existe uma diminuição no valor de X_0 , com oscilações nos valores maiores. O mesmo comportamento ocorreu quando se utilizou o método MC. No caso do método MV houve crescimento de X_0 ao aumentar o número de covas por UB até o limite estudado. Nos três métodos, a área da parcela aumentou com o crescimento do número de covas por UB, mesmo havendo oscilações nos valores de X_0 , exceto no método MC, no qual o tamanho corresponde

a menos de uma cova. Entre os três métodos, os maiores valores de X_0 e S, para um mesmo número de covas por UB, ocorreram em MO, seguido de MV e MC.

Observa-se, também, que os métodos MV e MC subestimam os valores de X_0 . O método MO apresentou-se mais sensível, pois para MV e, principalmente MC, houve valores de área menores e iguais a uma cova, já que mesmo aumentando o número de covas por UB, houve oscilação nos valores de X_0 e, conseqüentemente, tamanhos de parcela reduzidos e incompatíveis com a aplicação de tratamentos. Uma situação semelhante foi encontrada por Storck, (1979). Tal resposta pode ser explicada pelo pressuposto utilizado por métodos que determinam a máxima curvatura algebricamente não considerarem o ponto de estabilização dos valores do coeficiente de variação, mas a máxima curvatura e o vértice da curva, o que tende a ocorrer onde se encontram as pequenas parcelas (Silva *et al.*, 2003).

Os resultados de X_0 obtidos pelos métodos MV e MC são subestimados, em média, 1/4 (MV/MO) e 1/49 (MC/MO). Com o aumento do número de covas de uma a 12 por UB, ocorreu variação de 1/40 a 1/2 (MV/MO) e 1/55 a 1/44 (MC/MO). Desta forma, o aumento do número de covas por UB foi mais relevante para diminuir o problema da subestimação em MV. O método MC apresentou-se basicamente insensível ao aumento do tamanho da UB. O maior decréscimo da relação (MV/MO) ocorreu quando o número de covas por UB passou de três para quatro, aproximadamente 68%. Mesmo os métodos MV e MC tendo subestimado os valores de X_0 , observou-se que ambos apresentaram aumentos muito grandes em relação à área ao passar de uma a doze covas por UB. 36435% para MC, 30666% para MV, contra 954% para MO.

Os dados observados (Y =área e X = número de covas/UB) se ajustaram melhor para os modelos polinomial de segundo grau ($Y=\beta_0+\beta_1X+\beta_2X^2$) e potencial ($Y = \beta_0 X^{\beta_1}$), pois os coeficientes de determinação para ambos os modelos (R^2) e para os três métodos (MO, MV e MC) foram elevados (Tabela 18). Os resultados mostraram um ajuste ligeiramente melhor proporcionado pela utilização do modelo quadrático em relação ao potencial, o que é reforçado pelos valores de R^2 . Os modelos quadráticos ajustados, a partir dos valores estimados pelas equações, podem ser vistos nas Figuras 1, 2 e 3, respectivamente, para os métodos MO, MV e MC. Pode-se observar que, ao se utilizar até quatro covas por unidade básica, a necessidade de área não aumenta muito rapidamente, nos três métodos,

ocorrendo maior demanda por área ao utilizar unidades básicas compostas de maior número de covas.

TABELA 16 – Estimativas dos parâmetros das funções $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$, coeficiente de determinação (r^2) e média de rendimento de batata (kg) nas parcelas de uma unidade básica (M_1) usando unidades básicas (UB) com diferentes números de covas. Santa Maria, RS. 2005.

UB	V_1	b	r^2	A	B	r^2	M_1
1 cova	0,0693	0,3934	0,8102	31,0870	0,1966	0,8101	0,8466
2 covas	0,2243	0,3617	0,7910	27,9914	0,1809	0,7910	1,6920
3 covas	0,4690	0,3631	0,7991	27,0575	0,1816	0,7991	2,5311
4 covas	0,6797	0,3033	0,7612	24,3511	0,1517	0,7616	3,3864
6 covas	1,6890	0,3721	0,8242	25,5379	0,1856	0,8247	5,0796
8 covas	2,6353	0,3330	0,9238	23,9731	0,1666	0,9238	6,7728
12 covas	6,2177	0,4321	0,8824	24,5506	0,2162	0,8823	10,1592
Média	-	0,3655	0,8274	26,3641	0,1827	0,8275	-

TABELA 17 – Estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_0) e área correspondente (S) obtidos pelo método de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura da função $VU(x) = V_1/X^b$ (MV) e máxima curvatura de Thomas (MC) para unidades básicas (UB) de diferentes números de covas. Santa Maria, RS. 2005.

UB	¹ MO		² MV		³ MC	
	X_0	S (m ²)	X_0	S (m ²)	X_0	S (m ²)
1 cova	3,7529	0,7506	0,0949	0,0190	0,0800	0,0160
2 covas	3,2356	1,2942	0,2046	0,0818	0,0655	0,0262
3 covas	3,1530	1,8918	0,3527	0,2116	0,0640	0,0384
4 covas	2,5017	2,0014	0,4098	0,3278	0,0459	0,0367
6 covas	3,0520	3,6624	0,9137	1,0964	0,0631	0,0757
8 covas	2,6615	4,2584	1,2070	1,9313	0,0513	0,0821
12 covas	3,2971	7,9129	2,4357	5,8456	0,0747	0,1792

$$^1 \text{ MO} \Rightarrow X_0 = \exp\left\{\left[\frac{1}{2(B+2)}\right] \ln\left\{\frac{A^2 B^2 (2B+1)}{(B+2)}\right\}\right\}$$

$$^2 \text{ MV} \Rightarrow X_0 = \exp\left\{\left[\frac{1}{2(b+2)}\right] \ln\left\{\frac{b V_1^2 (2b+1)}{(b+2)}\right\}\right\}$$

$$^3 \text{ MC} \Rightarrow X_0 = \exp\left\{\left[\frac{1}{(b+2)}\right] \ln\left\{\frac{b^2 (b+1) V_1}{[2(b+4) M_1^2]}\right\}\right\}$$

TABELA 18 – Estimativas dos parâmetros e do coeficiente de determinação (R^2) de dois modelos que relacionam a área correspondente ao tamanho ótimo de parcela (Y), em m^2 , com o número de covas por unidade básica (x) para três métodos de estimativa. Santa Maria, RS. 2005.

¹ Método	Equação	R^2
MO	$Y = 0,5288 + 0,3169X + 0,0243X^2$	0,9903
	$Y = 0,6843 X^{0,9202}$	0,9777
MV	$Y = 0,2808 - 0,2230X + 0,0568X^2$	0,9940
	$Y = 0,0170 X^{2,2963}$	0,9924
MC	$Y = 0,0165 + 0,0026X + 0,0009X^2$	0,9806
	$Y = 0,0138 X^{0,9265}$	0,9473

¹ MO $\rightarrow X_0 = \exp\{[1/(2 B+2)] \ln\{[A^2 B^2 (2 B+1)]/(B+2)\}\}$, $S = X_0 \cdot X \cdot (m^2/cova)$

MV $\rightarrow X_0 = \exp\{[1/(2 b+2)] \ln\{[b V_1^2 (2 b+1)]/(b+2)\}\}$, $S = X_0 \cdot X \cdot (m^2/cova)$

MC $\rightarrow X_0 = \exp\{[1/(b+2)] \ln\{[b^2 (b+1) V_1]/[2 (b+4) M_1^2]\}\}$, $S = X_0 \cdot X \cdot (m^2/cova)$

Nas Figuras 1, 2 e 3 observou-se ainda que, ao aumentar o número de covas por UB deveria haver um incremento na estimativa do tamanho ótimo de parcela (X_0) e como conseqüência, maior demanda por área correspondente (S), já que se constatou dependência entre o tamanho da UB e a estimativa da área correspondente. Tal situação não ocorreu de forma acentuada nos métodos MO, MV e MC quando o número de covas por UB variou até quatro, pois houve estabilização. A partir daí constata-se maior resposta das estimativas de S ao incremento do número de covas por UB, provavelmente devido a aumento no tamanho ótimo de parcela (X_0), cujos valores são partes integrantes das estimativas da área correspondente. Assim, os métodos de estimar tamanho ótimo de parcela que se utilizam de dados experimentais, com efeito de tratamentos, geralmente com parcelas compostas de UB maiores podem superestimar o tamanho ótimo da parcela, o que se pode constatar nos resultados obtidos por Oliveira (1994) que aplicou vários métodos a dois conjuntos de dados provenientes de ensaios de uniformidade com a cultura da batata respectivamente, na época normal e na safrinha, encontrou valores de 1,4 a 13 UB, contrapondo os resultados encontrados ao aplicar o método desenvolvido por Pimentel Gomes, entre 20 e 30 UB. A única

exceção ocorreu quando o autor usou o método da regressão múltipla, que indicou 48 UB para ambas as épocas.

Outros autores como Brown (1987) e Bearzoti & Pinto (1996) discutiram o tamanho da parcela em função da etapa do programa de melhoramento de batata, pois em fases iniciais quando se têm muitos genótipos a serem testados e poucos tubérculos disponíveis, em áreas limitadas, se deve priorizar parcelas menores, ao passo que nas etapas posteriores, com menos genótipos a serem testados e necessidade de detectar diferenças significativas entre médias de clones, deve-se optar por parcelas maiores, o que poderá ter associação com o método a ser utilizado e, também, com o tamanho da UB.

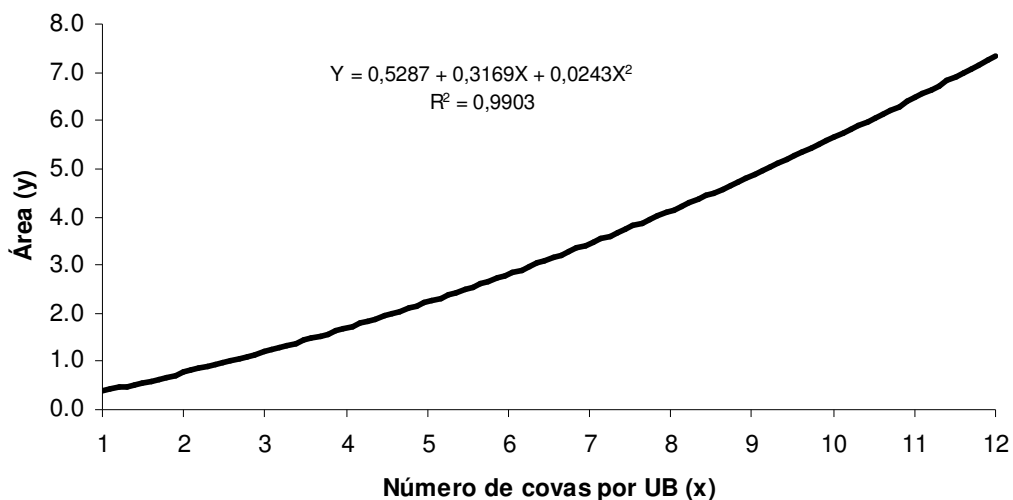


FIGURA 1 – Modelo quadrático estimado para o método MO, com área correspondente S, em m², em função do número de covas por unidade básica (UB). Santa Maria, RS. 2005.

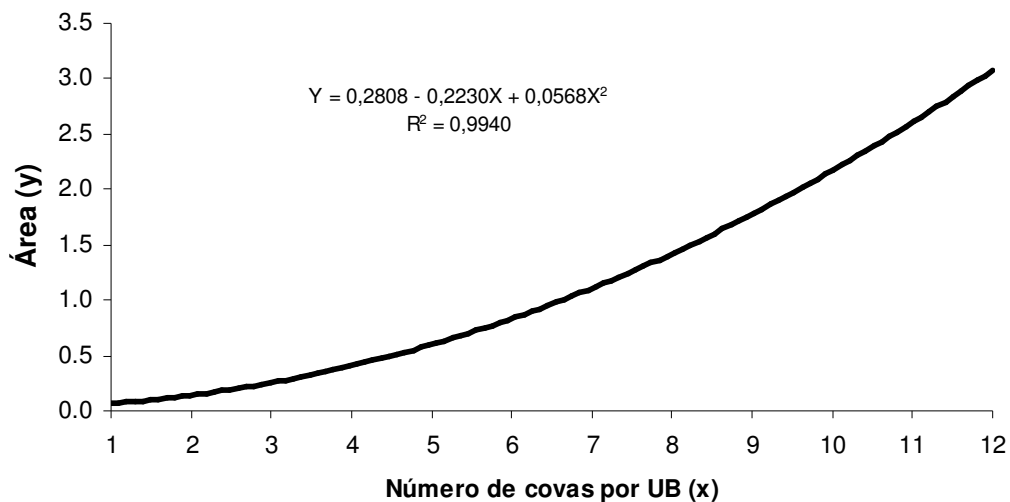


FIGURA 2 – Modelo quadrático estimado para o método MV, com área correspondente S, em m², em função do número de covas por unidade básica (UB). Santa Maria, RS. 2005.

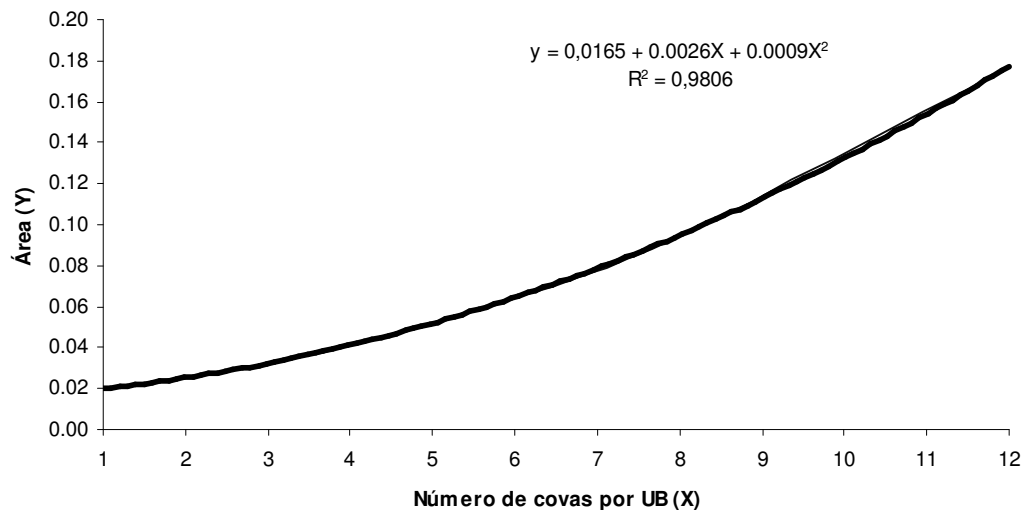


FIGURA 3 – Modelo quadrático estimado para o método MC, com área correspondente S, em m², em função do número de covas por unidade básica (UB). Santa Maria, RS. 2005.

Na Tabela 19 são mostrados os coeficientes de correlação entre as estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_0), obtidas pelos métodos MO, MV e MC, e as estimativas dos parâmetros das respectivas funções. Observou-se que, no caso do método MV, houve associação positiva e significativa ($r = 0,996$) apenas entre os valores de X_0 e V_1 . Houve associações significativas entre X_0 e “b” no método MC e entre X_0 com A e B no método MO. Por outro lado, ao observar a associação entre a estimativa da área (S) e as estimativas dos parâmetros envolvidos nos cálculos da área nos três métodos, MO, MV e MC (Tabela 20), constatou-se que houve também associação positiva e significativa ($r = 0,995$) entre área e V_1 no método MV; e uma inversão dos valores e com significância no método MC e ausência de significância no método MO.

Observou-se ainda, no método MV, que V_1 interfere no tamanho ótimo de parcela (Tabela 19), pois foi o único método em que o tamanho ótimo de parcela (X_0) aumentou sempre que houve incremento no número de covas por UB (Tabela 17) o que indicou ser X_0 dependente do tamanho da UB.

Como a análise de correlação linear simples informa apenas sobre o grau de associação entre a área correspondente e a estimativa dos parâmetros, para os três métodos discutidos, com o que concordam (Vencovsky & Barriga, 1992), procedeu-se à análise de causa e efeito (trilha), que proporcionou uma interpretação mais clara para os efeitos diretos e indiretos que ocorreram entre as características.

TABELA 19 – Coeficientes de correlação linear entre as estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_0) obtidas pelo método de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura da função $VU(x) = V_1/X^b$ (MV) e máxima curvatura de Thomas (MC) e as estimativas dos parâmetros das funções $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$ e média de rendimento de tubérculos de batata nas parcelas de uma unidade básica (M_1). Santa Maria, RS. 2005.

Estimativas	X_0		
	MO	MV	MC
V_1	-	0,996*	0,166
b	-	0,513	0,891*
A	0,827*	-	-
B	0,801*	-	-
M_1	-	-	-0,051

* Significativo pelo teste t a 5% de probabilidade de erro.

TABELA 20 – Coeficientes de correlação linear entre as áreas correspondentes (S) obtidas pelo método de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura da função $VU(x) = V_1/X^b$ (MV) e máxima curvatura de Thomas (MC) e as estimativas dos parâmetros das funções $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$ e média de rendimento de tubérculos de batata nas parcelas de uma unidade básica (M_1). Santa Maria, RS. 2005.

Estimativas	S		
	MO	MV	MC
V_1	-	0,995*	0,995*
b	-	0,604	0,549
A	-0,653	-	-
B	0,499	-	-
M_1	-	-	0,971*

* Significativo pelo teste t a 5% de probabilidade de erro.

Os dados da Tabela 21 mostram os efeitos diretos e indiretos que contribuíram para explicar as associações entre o tamanho ótimo de parcela (X_0) e as estimativas dos parâmetros (A) que consiste na estimativa do valor do coeficiente de variação de uma parcela de uma UB de tamanho e da estimativa de B que quantifica a associação entre o CV(x) e o tamanho da parcela, do método da máxima curvatura modificada. Constatou-se que as estimativas dos parâmetros “A” e “B” explicam a verdadeira associação existente entre “A” com X_0 e “B” com X_0 . Tanto “A” como “B” são importantes na determinação da magnitude do tamanho de parcela pelo método MO. Este resultado é importante, pois muitas vezes é dada importância apenas para o índice de heterogeneidade (correlação entre parcelas vizinhas) da área experimental sem determinar a magnitude da variação global, ou seja, do coeficiente de variação entre todas as parcelas (unidades básicas) da área experimental.

As relações entre as estimativas dos parâmetros de V_1 , que diz respeito a estimativa do valor da variância entre as parcelas de uma unidade básica de tamanho; o índice de heterogeneidade do solo (b) e o tamanho ótimo de parcela (X_0) pelo método MV estão expressas na Tabela 22. Observa-se que apenas a estimativa de V_1 é importante na determinação de X_0 por este método, pois os efeitos direto e indireto de “b” são desprezíveis. Neste método, pode-se pressupor que o tamanho ótimo da parcela é dependente do tamanho da unidade básica ou da unidade de medida (kg ou g), pois ao alterar estes valores estamos alterando a estimativa da variância V_1 .

Na Tabela 23 estão apresentadas as estimativas das associações entre as estimativas dos parâmetros envolvidos no método MC (b, V_1 e M_1) utilizados para determinação do tamanho ótimo de parcela (X_0). Os resultados mostraram que tanto o valor de V_1 como o de “b” são importantes na determinação do valor de X_0 para este método, sendo que a falta de correlação entre M_1 e X_0 é devida aos efeitos indiretos de V_1 e “b”. É importante observar que, por este método, a influência de V_1 sobre X_0 não é desprezível. Em consequência disto, se utilizar parcelas com uma UB maior, leva a ter valores maiores de V_1 e X_0 , já que existe dependência entre o tamanho da UB e a área correspondente por parcela para uma dada precisão. Assim, para o método MO, pode-se afirmar que tanto a magnitude da origem (estimativa de A) como a magnitude da curvatura (estimativa de B) são determinantes da magnitude do tamanho ótimo (X_0) de parcelas.

Como o aumento do número de covas por parcela indica aumento na precisão experimental, no método da máxima curvatura modificado, o aumento no tamanho da UB poderá contribuir para obtenção de tamanho de parcela considerado viável na prática (maiores que uma cova) mesmo sabendo que o método MC tende a subestimar os valores de X_0 , fato constatado neste estudo e compatível com os resultados de Silva *et al.* (2003)

TABELA 21 - Estimativas dos efeitos diretos e indiretos dos parâmetros da função $CV(x) = A/X^B$ do método de máxima curvatura modificada (MO) sobre o tamanho ótimo de parcela (X_0) mediante análise de trilha. Santa Maria, RS. 2005.

Parâmetro	Efeito	Estimativa	Total
A	Direto sobre X_0	0,6368	
	Indireto via B	0,1903	
	Total		0,8271
B	Direto sobre X_0	0,5980	
	Indireto via A	0,2027	
	Total		0,8007

TABELA 22 - Estimativas dos efeitos diretos e indiretos dos parâmetros da função $VU(x) = V_1/X^b$ do método de máxima curvatura (MV) sobre o tamanho ótimo de parcela (X_0) mediante análise de trilha. Santa Maria, RS. 2005.

Parâmetro	Efeito	Estimativa	Total
V_1	Direto sobre X_0	1,0230	
	Indireto via b	-0,0268	
	Total		0,9962
B	Direto sobre X_0	-0,0487	
	Indireto via V_1	0,5619	
	Total		0,5132

TABELA 23 - Estimativas dos efeitos diretos e indiretos dos parâmetros b; V_1 e M_1 do método de máxima curvatura de Thomas (MC) sobre o tamanho ótimo de parcela (X_0) mediante análise de trilha. Santa Maria, RS. 2005.

Parâmetro	Efeito	Estimativa	Total
B	Direto sobre X_0	0,9889	
	Indireto via V_1	0,1301	
	Indireto via M_1	-0,2279	
	Total		0,8911
V_1	Direto sobre X_0	0,2369	
	Indireto via b	0,5439	
	Indireto via M_1	-0,6139	
	Total		0,1662
M_1	Direto sobre X_0	-0,6345	
	Indireto via b	0,3552	
	Indireto via V_1	0,2292	
	Total		-0,0501

Para a análise de variância, considerando-se filas e colunas, respectivamente como tratamentos, observou-se que os pressupostos de aleatoriedade dos erros em ambas as direções não foram atendidos, conforme aplicação do teste de aleatoriedade (Beaver et al., 1974). Verificou-se, também, que os erros não se distribuem normalmente tanto na direção das filas quanto na das colunas, conforme teste de Lilliefors (Campos, 1983). As variâncias foram heterogêneas, tanto na direção das filas quanto na das colunas, o que foi verificado pelo teste de Bartlett (Steel *et al.*, 1997).

Apesar de os pressupostos não indicarem uma hipótese válida, a análise da variância mostrou que apenas entre as filas houve diferença significativa, sendo recomendado aplicar blocos nesta direção, o que se pode constatar visualmente no mapa de heterogeneidade do solo (Figura 4). Isto permite concluir que o solo apresenta-se mais homogêneo dentro das filas, orientando em que direção as parcelas devem estar dispostas na área, devendo ser mais compridas que largas.

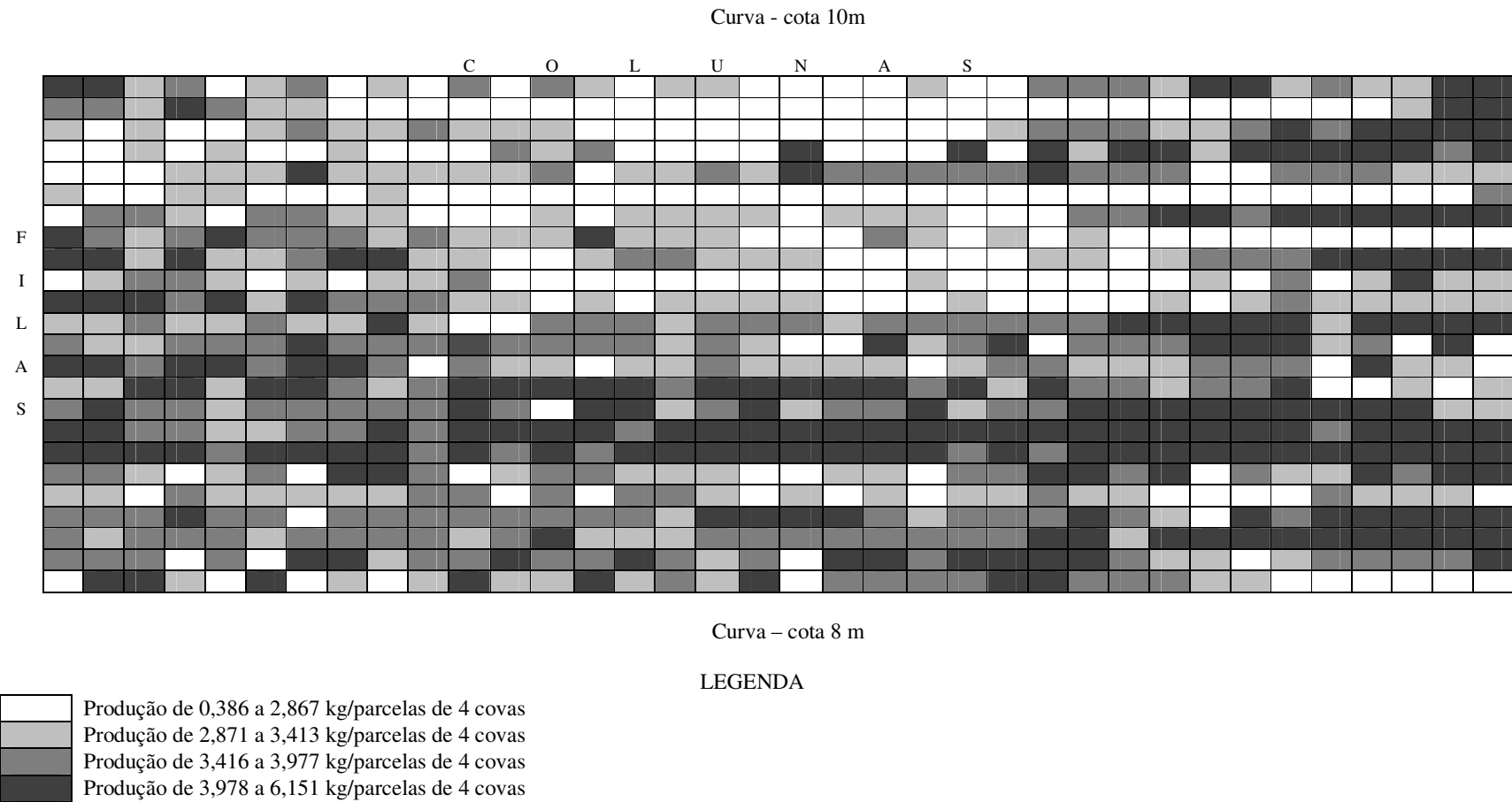


FIGURA 4 - Mapa de heterogeneidade do solo expresso pelo rendimento de tubérculos de batata, com quatro covas por unidade básica na fila. Santa Maria, RS. 2005

Comparando-se a utilização de UB compostas de duas, quatro e oito covas, os melhores resultados foram obtidos ao usar quatro covas por UV. Observou-se uma redução do coeficiente de variação entre as parcelas de uma UB (Tabela 16, estimativa de A). Como a estimativa de A é componente da expressão de Hatheway (d), e sendo “b” pouco variável, o valor de A é o principal responsável pela redução do valor de “d”. Assim, usar UB composta de maior número de covas é recomendável até o limite de quatro covas por UB.

Com os resultados obtidos pelo método de Hatheway (Tabela 24), pode-se configurar diversos delineamentos usando variações do número de tratamentos e repetições e do tamanho da parcela. Por exemplo, ao passar de nove para 18 tratamentos, a precisão (d) reduz-se de 12,6% para 14,0%, mantendo fixo o número de repetições ($r = 48$) e usando parcelas com a metade do tamanho. Por outro lado, mantendo fixo o tamanho da parcela ($X_0 = 8$ covas), ao passar de nove para 18 tratamentos, o uso do número de repetições passa a ser a metade e a precisão reduz de 12,6% para 17,9%, situação bem menos favorável para avaliar os 18 tratamentos. Assim, o pesquisador pode e deve variar o número de repetições e tamanho da parcela, para um dado número de tratamentos, que mais favoreça a precisão experimental.

Para facilitar as operações de plantio, adubação e tratos culturais posteriores, a batata é cultivada em covas dispostas em filas. Sendo as filas mais homogêneas, o bloco experimental deve ser a fila. Desta forma, as parcelas são estreitas (uma fila) e compridas formando blocos estreitos (uma fila) com o comprimento em função do número de tratamentos. Assim, para nove tratamentos e parcelas de quatro covas, o experimento terá blocos de 36 covas, aproximadamente nove metros, sendo quatro blocos por fila, com até 96 repetições (se usar toda a área estudada) e diferença mínima significativa entre tratamentos, em percentagem da média igual a 9,9% (Tabela 24)

TABELA 24 – Diferença mínima significativa entre tratamentos (em percentagem da média) (d) obtida pelo método de Hatheway⁽¹⁾ e número de repetições (r) para diferentes tamanhos de parcela (X₀), em número de unidades básicas (UB) compostas por duas, quatro e oito covas, e número de tratamentos (l), para rendimento de tubérculos de batata. Santa Maria, RS. 2005.

UB (X ₀)	2 covas por UB				4 covas por UB				8 covas por UB			
	l = 9		l = 18		l = 9		l = 18		l = 9		l = 18	
	r	d	r	d	R	d	r	d	r	d	r	D
1	192	8,1	96	11,4	96	9,9	48	14,0	48	13,8	24	19,5
2	96	10,1	48	16,1	48	12,6	24	17,9	24	17,4	12	24,6
3	64	11,5	32	19,8	32	14,6	16	20,6	16	19,9	8	28,2
4	48	12,6	24	22,8	24	16,1	12	22,8	12	21,9	6	31,0
6	32	14,36	16	28,0	16	18,5	8	26,2	8	25,1	4	35,5
8	24	15,7	12	32,3	12	20,5	6	29,0	6	27,7	3	39,1
12	16	17,8	8	39,5	8	23,6	4	33,4	4	31,7	2	44,8
A	27,99				24,35				23,97			
b	0,36				0,30				0,33			

$$^{(1)} d = \sqrt{\frac{2(t_1 + t_2)^2 A^2}{r X_0^b}}$$

5. CONCLUSÕES

Tanto a magnitude da variação entre as parcelas de uma unidade básica, quanto o índice de heterogeneidade da área experimental são determinantes na magnitude da estimativa do tamanho ótimo de parcela;

Considerando-se o mesmo número de covas por unidade básica, o método de máxima curvatura modificado demandou maior área, seguido pelos dois métodos descritos por Thomas, embora os dois últimos subestimem valores de tamanho ótimo de parcela e, conseqüentemente, a área;

Ao utilizar até quatro covas de batata para uma unidade básica, a necessidade de área aumenta pouco, nos três métodos estudados, ocorrendo maior demanda por área ao utilizar unidades básicas compostas por um maior número de covas;

O solo apresenta-se mais homogêneo dentro das filas, indicando que as parcelas devem ter maior comprimento que largura;

O tamanho conveniente de parcela, mediante aplicação do método de Hatheway, não apresentou muita variação no valor de "b" para unidades básicas compostas por duas a oito covas, mas o valor do coeficiente de variação de covas de uma unidade básica (A) variou com maior intensidade, sendo considerado maior responsável pela variação da precisão (d). Assim, para unidades básicas compostas de quatro covas e com nove tratamentos, resultou na recomendação de experimentos contendo blocos de 36 covas, aproximadamente nove metros, com quatro blocos por fila e 96 repetições, sendo a diferença mínima significativa entre tratamentos igual a 9,9% da média.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABOU-EL-FITTOUH, H. A.; EL-BAKRY, A.E.; EL-SERGANY, D.Z. A program for studying the optimum plot size in field experiments on the computer. **Agricultural Research Review**, v.52, p.85-90, 1974.

ALVES, S.M. de F.; SERAPHIN, J.C. Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho de parcela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.39, n.2, p.105-111. 2004.

BAKKE, O.A. **Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais**. 1988. 138f. Dissertação (Mestrado em Agronomia). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 1988.

BARROS, I. de; TAVARES, M. Estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais através de cálculos algébricos. **Bragantia**, v.54, n.1, p. 209-215. 1995.

BEARZOTI, E.; PINTO, C.A.B.P. Dimensionamento de parcela em experimentos de seleção em batata (*Solanum tuberosum* L.). **Ciência e Agrotecnologia**, v.20, n.2, p. 151-159. 1996.

BEAVER, R.; MENDENHALL, W.; REIMMUTH, J. **Study guide for statistics for management and economics**. 2nd. ed. Massachusetts: Wadsworth, 1974. 441p.

BISOGNIN, D.A. (Coord.). **Recomendações técnicas para o cultivo da batata no Rio Grande do Sul e Santa Catarina**. Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria, 1997. 64p.

BISOGNIN, D.A. Melhoramento da batata para resistência às doenças. In. PEREIRA, A. da S. & DANIELS, J. **O cultivo da batata na região sul do Brasil**. EMBRAPA Clima Temperado - EMBRAPA Informação Tecnológica: Brasília, 2003. 125-142p.

BIST, B.S.; MALHOTRA, V.P.; SHREENATH, P.R. Size and shape of plots and bloks in field experiments with potato crops in the hills. **Indian Journal of Agricultural Science**, v.45, n.1, p.5-8. 1975.

- BROWN, J. A comparison between single plant plots and five plots for the initial selection stage of a potato breeding programme. **Euphytica**, v.36, n.3, p.711-718. 1987.
- CAMPOS, H. de. **Estatística experimental não-paramétrica**. 4. ed. Piracicaba: Ed. da ESALQ, 1983. 349p.
- CHARNET, R. et al. **Análise de modelos de regressão linear com aplicações**. Campinas: Ed. da UNICAMP, 1999. 356p.
- COCHRAN, W.G.; COX, G.M. **Experimental design**. 2nd ed. New York: John Wiley, 1957. 611p.
- CORDEIRO, C.M.T.; MIRANDA, J.E.C. de; CAMPOS, J. Tamanho de parcelas e número de repetições em experimento de batata. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.17 n.9, p.1341-1348. 1982.
- CRUZ, C.D. **Programa GENES; versão windows; aplicativo computacional em genética e estatística**. Viçosa: Ed. da UFV, 2001. 648p.
- DRAPER, N.R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3rd. ed. New York: John Wiley, 1998. 706p.
- EMBRAPA. **Ambiente de software NTIA**, versão 4.2.2: manual do usuário - ferramental estatístico. Campinas, Centro Nacional de Pesquisa Tecnológica em Informática para a Agricultura, 1997. 258p.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Sistema brasileiro de classificação dos solos**. Brasília: Embrapa-SPI, 1999. 412p.
- FEDERER, W.T. **Experimental design**. New York: McMillan, 1955. 544p.
- FERREIRA, P.V. **Estatística experimental aplicada à agronomia**. 3. ed. Maceió: EDUFAL, 2000. 422p.
- FILGUEIRA, F.A.R. **Novo manual de olericultura: agrotecnologia moderna na produção e comercialização de hortaliças**. Viçosa: Ed. da UFV, 2000, 402p.
- GOMEZ, K.A.; GOMEZ, A.A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2nd. ed. New York: John Wiley, 1984. 680p.
- HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, v.53, n.4, p. 279-280. 1961.

HATHEWAY, W.H.; WILLIAMS, E.J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. **Biometrics**, v.14, n.2, p. 207-222. 1958.

HIRANO, E. Batata-semente básica, registrada e certificada. In. PEREIRA, A. da S. & DANIELS, J. **O cultivo da batata na região sul do Brasil**. EMBRAPA Clima Temperado - EMBRAPA Informação Tecnológica: Brasília, 2003. 475-494p.

JUSTESEN, S.H. Influence of size and shape of plots on the precision of field experiments with potatoes. **Journal of Agricultural Science**, v.22, n.2, p.366-372. 1932.

KALAMKAR, R.J. Experimental error and the field-plot technique with potatoes. **Journal of Agricultural Science**, v.22, n.2, p.373-385. 1932.

KELLER, K. Uniformity trials on hops, *Humulus lupulus* L., for increasing the precision of field experiments. **Agronomy Journal**, v.41, n. 8, p.389-392. 1949.

KOCH, E.J.; RIGNEY, H.J. A method of estimating optimum plot size from experimental data. **Agronomy Journal**, v.43, n.1, p. 17-21, 1951.

LESSMAN, K.J.; ATKINS, R.E. Comparisons of planning arrangements and estimates of optimum hill plot size for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, v.3, n. 6, p. 489-492. 1963a.

_____. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, v.3, n. 6, p. 477-481. 1963b.

LOPES, S.J. *et al.*, Tamanho de parcela para produtividade de grãos de sorgo granífero em diferentes densidades de plantas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.40, n.6, p. 525-530. 2005.

LUGO, F.C. Tamaño de parcela experimental y su forma. **Revista Facultad de Agronomía**, v.9, n.3, p.55-74. 1977.

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

MEIER, V.D.; LESSMAN, K.J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. **Crop Science**, v.11, n.5, p.648-650. 1971.

MONZON, P.D. **Experiencias em tecnicas experimentales de campo**. Universidad de Venezuela. 1977. 83p.

MOUNTIER, N.S. Plot size and guard rows in potato experiments. **New Zeland Journal of Agricultural Research**, v.7, p.180-197. 1964.

NONNECKE, I.L.; SMILLIE, K.W. Precision of field experiments with vegetable crops as influenced by plot size and shape. III Potatoes. **Journal of Plant Science**. v.44, n.4, p.57-65. 1964.

OLIVEIRA, E.B.; BIAVA, M. de L. **Bibliografia sobre tamanho e forma de parcela experimentais**. Brasília: EMBRAPA-DID, 1982. 201p.

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

OLIVEIRA, R.P. de. **Estudo comparativo de alguns métodos de estimação do tamanho adequado de parcelas experimentais**. 1976. 100f. Dissertação (Mestrado em Estatística) – Universidade de Brasília, 1976.

PEREIRA, A. da S.; DANIELS, J. **O Cultivo da batata na região sul do Brasil**. EMBRAPA Clima Temperado - EMBRAPA Informação Tecnológica: Brasília, 2003. 567p.

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

PIMENTEL GOMES, F. Novos aspectos do problema do tamanho ótimo das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.23, n.1, p. 59-62. 1988.

PIMENTEL GOMES, F. O problema do tamanho ótimo de parcelas experimentais: Relação entre o coeficiente de Smith e o coeficiente de correlação intraclasse (ρ). **Revista de Agricultura**, v.77, n.3, p.385-389. 2002.

Programa de Produção de Batata-semente. 2004. Disponível em: <<http://coralx.ufsm.br/batata/semente.htm>>. Acesso em: 27 de abril de 2004.

- RAMALHO, M.A.P.; FERREIRA, D.F.; OLIVEIRA, A.C. de. **A Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: Ed. da UFLA, 2000. 326p.
- RESENDE, M.D.V.; SOUZA JÚNIOR, C.L. de. Número de repetições e tamanho da parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.32, n.8, p.781-788. 1997.
- RIBEIRO JÚNIOR, J.I. **Análises estatísticas no SAEG**. Viçosa: Ed. da UFV, 2001. 301p.
- SARDANA, M.G.; SREENATH, P.R.; MALHOTRA, V.P. Size and shape of plots and blocks in field trials with potato. **Indian Journal of Agricultural Science**, v.37, n.5, p.338-355. 1967.
- SILVA, R.L. da. et al. Determinação do tamanho ótimo da parcela experimental pelos métodos da máxima curvatura modificado, do coeficiente de correlação intraclasse e da análise visual em testes clonais de eucalipto. **Revista Árvore**, v.27, n.5, p.669-676. 2003.
- SILVA, R.L. da. **Influência do tamanho da parcela experimental em testes clonais de eucalipto**. 2001. 67f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, 2001.
- SMITH, H.F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal of Agricultural Science**, v.28, n.1, p. 1-23. 1938.
- STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H.; DICKEY, D. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 3rd. ed. New York: McGraw-Hill, 1997. 666p.
- STORCK, L. **Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.)**. 1979. 98f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal do Rio grande do Sul, 1979.
- STORCK, L. et al. **Experimentação vegetal**. Santa Maria: Ed. UFSM, 2000. 198p
- THOMAS, E.J. Relationship between plot size and plot variance. **Agricultural Research Journal of Kerala**, v.12, n.2, p.178-189. 1974.
- VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto. Sociedade Brasileira de Genética. 1992. 496p.

ZANON, M.L.B. **Tamanho e forma ótimos de parcelas experimentais para *Eucaliptus saligna* SMITH.** 1996. 78f. Dissertação (Mestrado em agronomia) – Universidade Federal de Santa Maria, 1996.