



GUIDO GUSTAVO HUMADA GONZÁLEZ

**ESTIMAÇÃO DO TAMANHO ÓTIMO DE
PARCELAS COM APLICAÇÃO NA CULTURA
DA SOJA**

LAVRAS-MG

2013

GUIDO GUSTAVO HUMADA GONZÁLEZ

**ESTIMAÇÃO DO TAMANHO ÓTIMO DE PARCELAS COM
APLICAÇÃO NA CULTURA DA SOJA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Mestre.

Orientador

Dr. Augusto Ramalho de Moraes

LAVRAS-MG

2012

**Ficha Catalográfica Elaborada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca da UFLA**

Humada González, Guido Gustavo.

Estimação do tamanho ótimo de parcelas com aplicação na cultura da soja / Guido Gustavo Humada González. – Lavras : UFLA, 2013.

84 p. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2012.

Orientador: Augusto Ramalho de Moraes.

Bibliografia.

1. Regressão segmentada. 2. Transformação antitônica de dados. 3. Precisão Experimental. 4. Máxima Curvatura. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD – 519.52

GUIDO GUSTAVO HUMADA GONZÁLEZ

**ESTIMAÇÃO DO TAMANHO ÓTIMO DE PARCELAS: COM
APLICAÇÃO NA CULTURA DA SOJA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 10 de dezembro de 2012.

Dr. Antônio Policarpo Souza Carneiro	UFV
Dr. Adriano Teodoro Bruzi	UFLA
Dr. Joel Augusto Muniz	UFLA

Dr. Augusto Ramalho de Moraes
Orientador

LAVRAS-MG

2012

A meu pai Hugo Humada (*in memoriam*)

A minha mãe, Angélica González, pelo apoio,
confiança, paciência, estímulo e amor que me dedica,
pelas angústias e preocupações passadas por minha causa.

Aos meus irmãos, César Alberto Humada e Martha Beatriz Humada.

Aos meus sobrinhos José Rodolfo, Jazmin Maria Isabel, Belén e Diego.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

A Deus, por ter me concedido saúde, força e perseverança necessárias para que eu superasse todas as adversidades e seguisse em frente rumo à conquista de mais uma importante etapa na minha vida.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Augusto Ramalho de Moraes, pela orientação, pela dedicação e pela paciência com os quais foi possível a concretização deste trabalho.

Aos professores Adriano Teodoro Bruzi, Antônio Policarpo Souza Carneiro e Joel Augusto Muniz pelas valiosas sugestões.

Ao meu orientador da graduação, Prof. Dr. Líder Ayala Aguilera, que me motivou a continuar na carreira docente.

Aos professores João Domingos Scalon e Thelma Safadi pela valiosa orientação para eu obter a carta de aceite do Programa.

Ao Instituto de Biotecnologia Agrícola Paraguay (INBIO) pela concessão da bolsa do mestrado.

À Universidade Federal de Lavras e ao Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária da UFLA, bem como a todos os funcionários do DEX-UFLA.

Aos meus grandes amigos Gilberto Rodrigues Liska e Juliano Bortolini que compartilharam comigo cada dia a dia, dividindo sucessos, angústias, conquistas e fracassos temporais, sempre com muita amizade.

Aos meus amigos Bem Deivide Batista, Edmundo Caetano, Juracy Mendes Moreira, Marcio Brito e Rossicley Rangel pelo companheirismo e amizade.

Aos colegas do curso do mestrado pelos bons momentos vividos durante estes dois anos de convivência.

Aos meus amigos Gloria Sosa, Ruben Gaete, Alcides Presentado e
“Dona” Rosa, viúva de Sosa, pelo apoio na hora boa e na hora ruim.

RESUMO

Na pesquisa agrícola, é estratégico o desenvolvimento de novas técnicas que possuam características desejáveis e a execução de experimentos para avaliá-los. O tamanho da amostra em experimentos deve ser determinado para que se possa estimar com precisão adequada os parâmetros de interesse e economizar tempo, mão-de-obra e recursos. Para obter resultados altamente confiáveis, é necessário utilizar experimentos com tamanhos adequados de parcela. Diante do exposto, o presente trabalho tem como objetivo estimar o tamanho ótimo de parcela pelos métodos da máxima curvatura modificada, da curvatura máxima do coeficiente de variação, do modelo segmentado linear com resposta platô e do modelo quadrático segmentado com resposta platô com vista a avaliá-los e compará-los, com e sem a utilização da transformação de dados via regressão antitônica. As metodologias foram aplicadas a dados provenientes de ensaio em branco com soja, sendo avaliada a produção de grãos. Os resultados mostram que o tamanho ótimo de parcela varia segundo o método utilizado. Os modelos segmentados mostram-se adequados para determinar o tamanho ótimo de parcela. Verifica-se também que a transformação de dados via regressão antitônica pode ser utilizado na determinação de tamanho ótimo de parcela, uma vez que melhorou a qualidade de ajuste nos métodos nos quais foi aplicada. Pelo método do modelo linear segmentado com resposta platô, o tamanho ótimo de parcela é 22 unidades experimentais básicas ou 198 plantas, equivalente a 5,94 m² de área.

Palavras-chave: Regressão segmentada, Precisão Experimental, Transformação antitônica de Dados, Máxima Curvatura.

ABSTRACT

In agricultural research is strategic the development of new techniques that have desirable characteristics and execution of experiments for evaluate them. The sample size in experiments should be determined so that we can to estimate with appropriate precision the parameters of interest and to economize time, manpower and resources. For highly reliable results, it is necessary to use experiments with appropriate plot sizes. Given the above, this work aims to estimate the optimum plot size by the methods of modified maximum curvature, maximum curvature of the coefficient of variation, segmented linear model with plateau response and segmented quadratic model with plateau response in order to evaluate them and compare them, with and without data transformation via antitonic regression, to obtain the optimum plot size. The methodologies were applied to data from a uniformity essay with soybean, being evaluated the grain production. The results show that the optimum plot size varies depending on the method used. The segmented models were adequate to determine the optimum plot size. It also appears that the transformation data via antitonic regression can be used in the determination of optimum plot size, since it improved the quality adjustment in the methods which it was applied. By the method segmented linear model with plateau response the optimum plot size is 22 experimental unit basic or 198 plants, equivalent to 5.94 m² of area.

Keywords: Segmented Regression, Experimental Precision, Data Antitonic Transformation, Maximum Curvature.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Esquema de um ensaio em branco com 48 linhas e 24 colunas representando alguns dos tamanhos de parcela possíveis.	46
Figura 2	Representação gráfica da variação dos valores do CV em função do tamanho de parcela (X) observados e estimados por o MMCM, MLSRP e MQSRP com e sem transformação de dados via regressão antitônica, das estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_0), do coeficiente de variação no tamanho ótimo $CV(X_0)$ e o coeficiente de determinação (R^2) ajustado.	67
Figura 3	Relação entre curvatura e tamanho de parcela (X) de um ensaio em branco com soja.	70

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Produção mundial de soja e dos principais estados produtores da cultura no Brasil no período 2010-2011.....	36
Tabela 2	Evolução da área plantada, produção e produtividade da soja no Brasil.....	37
Tabela 3	Estruturas de agrupamento de UEB, formatos, tamanho da parcela, número de parcelas totais e área de cada tamanho de parcela para o ensaio de uniformidade de soja.	45
Tabela 4	Valores de tamanho, área e número de unidade experimental básica com seus respectivos coeficiente de variação ($CV_{(x)}$) e o coeficiente de variação transformado via regressão antitônica ($CV_{(x)}^*$) da variável produção de grãos.....	53
Tabela 5	Valor-p do teste de normalidade de Shapiro-Wilk para os métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP) e do modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP). ...	55
Tabela 6	Valor p do teste de Durbin-Watson para os métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP) e modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP).....	55
Tabela 7	Estimativas do tamanho ótimo de parcela, dos parâmetros A e B com seus respectivos desvios padrão assintótico (DP) e limites inferior (LI) e superior (LS) do intervalo de confiança assintótico, do coeficiente de variação ($CV(X0)$), da área e do número de plantas para os dados antitonizados e não antitonizados, da característica produção de grãos de soja via MMCM.	58
Tabela 8	Estimativas do tamanho ótimo de parcela, dos parâmetros, com seus respectivos desvio padrão assintótico (DP) e limites inferior (LI) e superior (LS) do intervalo de confiança assintótico, do coeficiente de variação ($CV(X0)$), do Ra2 , da área e do número de plantas para os dados antitonizados e não antitonizados, da característica produção de grãos de soja via MLSRP.	61

Tabela 9	Estimativas do tamanho ótimo de parcela, dos parâmetros e seus respectivos desvios padrão assintótico (DP) e limites inferior (LI) e superior (LS) do intervalo de confiança assintótico, do coeficiente de variação ($CV(\mathbf{X0})$), do $Ra2$, da área e do número de plantas para os dados antitonizados e não antitonizados, da característica produção de grãos de soja via MQSRP.....	65
Tabela 10	Valores do critério de Akaike (AIC) e do coeficiente de determinação ajustado (R^2a) obtidos pelos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP) e do modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP), sem e com antitonização, para a característica produção grãos de soja.	66
Tabela 11	Valores do Erro padrão residuais (EPR) obtidos pelos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP) e do modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP), sem e com antitonização, para a característica produção de grãos de soja.....	68
Tabela 12	Dados referentes a produção de grãos de soja expressa em gramas	79

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	14
2. REFERENCIAL TEÓRICO	16
2.1 Tamanho ótimo da parcela experimental	16
2.2 Métodos de estimação de tamanho ótimo de parcelas	18
2.2.1 Método empírico de Smith	19
2.2.2 Método de Hatheway	20
2.2.3 Método de informação relativa (IR).....	21
2.2.4 Método de Pimentel Gomes.....	22
2.2.5 Método de inspeção visual da curvatura máxima(IVMC)	23
2.2.6 Método da máxima curvatura modificado (MMCM).....	24
2.2.7 Modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP)	26
2.2.8 Modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP).....	29
2.2.9 Método da curvatura máxima do coeficiente de variação (MCMCV)	30
2.3 A importância econômica da cultura da soja no Brasil.....	35
2.4 Tamanho de parcela em experimentos agrícolas	37
2.4.1 Tamanho de parcela em experimento com soja.....	38
2.4.2 Tamanho de parcelas em experimentos com outras culturas.....	39
2.5 Regressão isotônica e antitônica.....	40
3. MATERIAIS E MÉTODOS.....	43
3.1 Ensaio de uniformidade.....	43
3.2 Regressão antitônica.....	47
3.3 Critérios de avaliação dos métodos	47
3.3.1 Critério de informação de Akaike – AIC	48

3.3.2	Coeficiente de determinação – $Ra2$	48
3.3.3	Teste de normalidade	49
3.3.4	Teste de Durbin-Watson.....	50
4.	RESULTADOS E DISCUSSÃO	52
4.1	Coeficiente de variação experimental	52
4.2	Pressuposições dos modelos.....	54
4.2.1	Teste de normalidade	54
4.2.2	Test de Durbin-Watson	55
4.3	Método da máxima curvatura modificada (MMCM)	56
4.3.1	Intervalos de confiança dos parâmetros do MMCM.....	57
4.4	Modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP)	59
4.4.1	Intervalos de confiança dos parâmetros do MLSRP	60
4.5	Modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP).....	62
4.5.1	Intervalos de confiança dos parâmetros do MQSRP.....	64
4.6	Avaliadores de qualidade de ajuste dos modelos	66
4.7	Erro padrão residual dos três métodos (MMCM; MLSRP e MQSRP).....	68
4.8	Método da curvatura máxima do coeficiente de variação (MCMCV)	69
5	CONCLUSÕES	71
	REFERÊNCIAS	72
	ANEXOS	79

1. INTRODUÇÃO

A soja (*Glycine max* L. Merrill) é originária do nordeste do continente asiático, sendo boa fonte de proteínas na alimentação humana e animal. É o principal produto no setor do agronegócio brasileiro e é a cultura brasileira que mais cresceu nas últimas três décadas correspondendo, a 49% da área plantada em grãos do país, o que permite posicionar ao Brasil como o segundo maior produtor de soja em grão do mundo e o segundo exportador mundial de soja, farelo e óleo (MAPA, 2012). A produtividade crescente, as divisas geradas pelas exportações do produto e a geração de mão de obra são indicadores que demonstram a importância desta oleaginosa para o Brasil.

Devido às variações climáticas e ao surgimento de novas pragas e doenças, é estratégico o desenvolvimento de novas variedades que possuam características desejáveis, bem como executar experimentos para avaliá-las. Para obter resultados altamente confiáveis, é necessário utilizar experimentos bem planejados, de forma que seja possível detectar variações entre tratamentos.

O planejamento experimental está diretamente relacionado com a determinação do tamanho de parcela e do número de repetições. Frequentemente, em trabalhos de investigação agropecuária, é necessário determinar o tamanho da parcela e o número de repetições adequados para caracterizá-los de forma ótima com a finalidade de reduzir o erro experimental e outorgar maior precisão ao experimento.

Em várias situações práticas, por causa de alguma informação “a priori”, os dados de interesse apresentam algum tipo de ordenação. Esse fato ocorre com a precisão experimental, portanto, é conveniente buscar um modelo que preserve essa característica de ordem. A regressão antitônica é um dos métodos de encontrar esse modelo e espera-se que a eficiência do ajuste e a precisão experimental aumentem quando é utilizada.

Na implantação de um experimento, devem ser considerados aspectos práticos, como natureza do material experimental, número de tratamentos, variabilidade entre indivíduos dentro da parcela experimental, pois o tamanho ótimo de parcela pode variar de acordo com esses fatores.

A grande maioria dos métodos utilizados para estimar tamanho ótimo de parcelas está baseada em experimentos em branco. Além dos tradicionais métodos utilizados para determinar tamanhos adequados de parcela, surgiram outros métodos, baseados em modelos de regressão com platô e curvatura máxima do coeficiente de variação, que têm demonstrado eficiência na determinação do tamanho ótimo de parcela.

Os diversos métodos empregados para estimar o tamanho ótimo de parcela podem fornecer resultados distintos. Assim, fica evidente a importância de utilizar mais de um método para que sejam supridas as informações a partir do que se explora em cada um deles. Há na literatura diferentes métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais aplicadas à cultura da soja, sendo importante apresentar alguns métodos ainda não utilizados nessa cultura e comparar sua eficácia.

Diante do exposto, o presente trabalho tem como objetivo a comparação e avaliação de diferentes métodos utilizados para a obtenção do tamanho de parcela com e sem transformação de dados via regressão antitônica, utilizando dados de produção de grãos de experimento com a cultura da soja.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O tamanho da parcela para as diversas culturas e estratégias de manejos culturais tem sido estudado por vários autores, sendo uns dos fatores que mais influenciam na precisão experimental.

2.1 Tamanho ótimo da parcela experimental

Na área da experimentação agropecuária, a determinação do tamanho das unidades básicas é uns dos fatores que está relacionado à redução do erro experimental, o qual é decorrente da heterogeneidade das parcelas. Alguns outros fatores importantes para determinar o tamanho adequado são: tipo de cultura, quantidade de tratamentos, variabilidade entre indivíduos dentro da parcela experimental, tecnologia utilizada no cultivo, os custos por unidade básica e a disponibilidade de recursos econômicos e de área (BUENO & GOMES, 1983; FEDERER, 1963).

O controle do erro experimental pode ser feito, por exemplo, mediante um bom planejamento, que envolve o uso de delineamento adequado, tamanho e forma de parcelas (STEEL et al., 1997).

A existência de diferenças entre parcelas vizinhas é atribuída, geralmente, à heterogeneidade do solo, que, aliada à heterogeneidade do material experimental, influencia diretamente tanto no número de repetições como no tamanho de parcela utilizada (LE CLERC et al., 1967).

A heterogeneidade das parcelas, mediante diversos fatores, tais como, variação da fertilidade do solo, nivelamento, drenagem, textura e estrutura do solo, constitui-se numa das principais causas de erro experimental. Além disso, a preparação ou o manejo do solo para a implementação do experimento também pode contribuir para aumentar o erro (STORK et al., 2000).

Segundo Cabo Munoz (1992), o tamanho e forma da parcela, a heterogeneidade do solo e o coeficiente de variação são os fatores que mais influenciam a estimativa da produção em experimentos de campo. A variabilidade decresce com o aumento do tamanho da parcela, entretanto, a taxa de decréscimo da variabilidade diminui com o aumento do tamanho da parcela, ocorrendo, paralelamente, grande aumento nos custos. O tamanho ótimo da parcela deve equilibrar precisão e custos (ZHANG et al., 1994).

O erro experimental pode advir de várias fontes: da heterogeneidade do material experimental, as competições intra e interparcelar e da heterogeneidade do solo. Além disso, outras fontes que afetam a magnitude do erro experimental são o tipo de tratamento, presença de pragas, doenças, plantas daninhas e as unidades experimentais ou parcelas (STORCK et al., 2000; RAMALHO et al., 2012; STORCK et al., 2005).

Sabe-se, na teoria, que é possível aumentar a precisão experimental aumentando o número de repetições, pois o incremento do grau de liberdade dos resíduos assegura estimativas mais precisas dos efeitos de tratamentos. Porém tal procedimento pode-se tornar dificultoso ou impraticável quando se adotam grandes tamanhos de parcelas. Em geral, parcelas pequenas permitem maior número de repetições em uma área, mas parcelas grandes frequentemente têm menor variância e são estatisticamente mais desejáveis como é, por exemplo, o caso na cultura do trigo (*triticum aestivum*) (HENRIQUEZ NETTO et al, 2004; DUNER, 1989).

A eficiente comparação de diferentes tratamentos depende da precisão experimental. Caso a magnitude da diferença a ser detectada seja mínima ou o erro experimental seja grande, o número ideal de repetições pode ser muito elevado para os recursos disponíveis, área, insumos, etc., levando a pesquisar outras maneiras de aumentar a precisão, uma delas pode ser a mudança do tamanho de parcela (LIN & BINNS, 1984).

Na avaliação de campo, a parcela corresponde geralmente a um conjunto de plantas cultivadas em uma faixa. As parcelas devem ter o número de plantas adequado que permita a estimação precisa das características que são de interesse para o pesquisador (STORCK et al., 2000).

Gomez & Gomez (1984), baseados na suposição de que um solo uniforme, quando cultivado de maneira semelhante, produzirá um cultivo uniforme, afirmam que a heterogeneidade do solo pode ser medida como a diferença no rendimento de plantas crescidas numa área manejada semelhantemente a partir de experimentos em branco.

O tamanho e forma das parcelas não podem ser generalizados. Eles variam com o solo e com a cultura, devendo ser determinados para cada cultura e cada local em que ocorram condições climáticas e do solo diferentes das que já foram determinadas (OLIVEIRA& ESTEFANEL, 1995).

2.2 Métodos de estimação de tamanho ótimo de parcelas

A estimação do tamanho de parcela é algo complexo em função da quantidade de variáveis envolvidas no processo. Desse modo, diferentes métodos, foram propostos e são utilizados com relativa eficiência, conforme a situação em que são aplicados.

Existem, na literatura, diferentes métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais, a maioria deles baseados em experimentos em branco. O experimento em branco é aquele que é cultivado em toda a extensão com um determinado material biológico, submetendo-se toda a área a práticas culturais semelhantes. Logo, a área é dividida em unidades básicas, nas quais a produção de cada uma delas é medida separadamente, de tal maneira que o rendimento das unidades básicas próximas possa ser somado para formar parcelas de diferentes tamanhos e formas. É possível, assim, avaliar e comparar

a variabilidade do solo e estimar o tamanho ótimo de parcela (STORCK et al., 2000).

A estimativa do tamanho ótimo de parcela pode ser realizada pelas metodologias de: Smith, da informação relativa, de Hatheway, de Pimentel Gomes, de inspeção visual da curvatura máxima, da curvatura modificada, entre outros. Novos métodos como da curvatura máxima do coeficiente de variação, o modelo segmentado quadrático com resposta platô, o modelo linear segmentado com resposta platô tem demonstrado eficiência para determinar o tamanho ótimo de parcela (PEIXOTO et al., 2011; PARANAÍBA, et al., 2009a; STORCK, 1979; STORCK et al., 1982).

2.2.1 Método empírico de Smith

O método apresentado por Smith (1938) foi o precursor de vários outros métodos. Ele baseia-se na relação entre a variância entre parcelas e o tamanho da parcela. É conhecido como a lei empírica de Smith, sendo desenvolvido a partir de dados obtidos num ensaio em branco.

Representando por V_1 a variância entre as menores unidades básicas (UB) de um ensaio em branco, a variância entre parcelas formadas aleatoriamente por X unidades básicas foi representada por Smith (1938) por:

$$VU_{(X)} = \frac{V_1}{X^b} \quad (2.1)$$

em que:

$VU_{(X)}$ representa a variância por unidade básica, calculada entre as parcelas formadas por X unidades básicas;

V_1 é a variância dos valores de parcelas constituídas de uma unidade básica;

X representa o número de unidades básicas que compõem a parcela;

b é o índice de heterogeneidade do solo, sendo $0 \leq b \leq 1$.

O índice de heterogeneidade do solo (b) indica o grau de correlação entre parcelas experimentais adjacentes (SMITH, 1938), à medida que se aproxima da unidade ($b \rightarrow 1$), menor será a correlação entre as parcelas adjacentes, existindo alta heterogeneidade. Entretanto, quando se aproxima de zero ($b \rightarrow 0$), maior será a correlação entre as parcelas, indicando a presença de baixa heterogeneidade (SMITH, 1938; FEDERER, 1955; FEDERER, 1963).

2.2.2 Método de Hatheway

O método apresentado por Hatheway (1961) propõe o cálculo do tamanho da parcela baseado no número de repetições do experimento e da diferença observada entre as médias de tratamentos. Esse método é uma combinação dos métodos de Smith (2.1) e de Cochran & Cox (1957), e baseia-se na expressão:

$$X^b = \frac{2(t_1 + t_2)^2 CV_1^2}{rd^2} \quad (2.2)$$

em que:

r é o número de repetições necessárias para detectar uma diferença mínima significativa entre duas médias;

d é a diferença mínima significativa em porcentagem da média;

t_1 é o valor crítico da distribuição de T de Student, ao nível de α_1 de probabilidade conforme a hipóteses experimentais;

t_2 é o valor crítico bilateral da distribuição de T de Student ao nível $\alpha_2 = 2(1 - P)$ de probabilidade, sendo P a probabilidade de obtenção de resultado significativo. CV_1 representa o coeficiente de variação de parcelas com tamanho de uma unidade básica;

X é o tamanho conveniente de parcela em número de unidades básicas.

O pesquisador, ao utilizar esse método, deverá especificar o valor de b , o número de repetições que será utilizado e a precisão requerida combinando os valores de $(\alpha; d; P)$. Além disso, deverá decidir qual é a combinação mais conveniente entre os valores de r, X, d em função dos aspectos práticos.

A diferença de outros métodos, como o de Pimentel Gomes, é que Hatheway pode ser utilizado tanto em cultivos perenes como também em anuais. Por exemplo, foi empregado por Muniz et al. (2009), Simplicio et al. (1996), ambos em experimentos com *eucalyptus grandis* Hill e aplicado por Martin et al. (2007) em experimentos com *glycine max* L. Merrill. (soja).

2.2.3 Método de informação relativa (IR)

Proposto por Keller (1949), este método tem por objetivo extrair a maior quantidade de informação numa unidade de área, assim como avaliar a melhor forma para uma parcela de tamanho determinado. Atribuindo 100% de informação relativa (IR) a parcelas cujo tamanho fosse igual a uma unidade básica, tudo isso, partindo da base de um ensaio de uniformidade. Para os demais tamanhos de parcela (distintos a uma unidade básica), as IR foram obtidas a partir da divisão da variância da UB pelas variâncias comparáveis $VC_{(x)} = V_{(x)} / X$, que consistem no quociente dos valores das variâncias de um dado tamanho de parcela pelo número de UB do respectivo tamanho. Assim, $IR = V_1 / VC_{(x)}$. Segundo Keller (1949), 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.

2.2.4 Método de Pimentel Gomes

Desenvolvido por Pimentel Gomes (1984), também conhecido como Método de correlação intraclasse (SILVA, 2001), pois utiliza o coeficiente de correlação intraclasse (ρ), em que:

$$\hat{\rho} = \frac{V_1 - V_2}{V_1 + (N - 1)V_2} \quad (2.3)$$

em que:

V_1 é o quadrado médio do resíduo entre parcelas;

V_2 representa o quadrado médio do resíduo dentro da parcela;

N é o número de plantas da parcela.

Trata-se de um método recomendado para utilização principalmente em experimentos com árvores. Aceita um modelo matemático que contemple amostragem na parcela. Baseia-se na minimização da variância da média de tratamentos $V_{(m)}$, que é função de números 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 $V_{(m)}$. Nesse método, observa-se que o coeficiente de variação é função decrescente de (K), favorecendo a utilização de parcelas grandes.

Pimentel Gomes (2002) ressaltou a importância dos dois parâmetros em que se baseiam todos os métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas experimentais, índice de heterogeneidade do solo (b) e coeficiente de correlação

intraclasse (ρ). Denominou ainda b como o coeficiente de heterogeneidade de produções e desenvolveu um método baseado no coeficiente ρ .

A relação matemática é a seguinte:

$$\rho = \frac{K^{1-b} - 1}{K - 1} \quad (K > 1) \quad (2.4)$$

em que:

K é o número de subparcelas vizinhas, cujo valor deverá ser fixado;

b é o índice de heterogeneidade do solo.

Para $b = 0$, $\rho = 1$ e quando $b = 1$, $\rho = 0$.

2.2.5 Método de inspeção visual da curvatura máxima (IVMC)

O método da curvatura máxima é outro método e dos primeiros a serem utilizados para se determinar o tamanho da parcela. Foi proposto por Federer (1955) para determinar tamanho ótimo de parcelas, utilizando dados de um ensaio de uniformidade no qual os valores são obtidos em unidade experimental básica (UEB) de tamanho X .

Após a coleta de informações das unidades básicas, são feitos agrupamentos entre as unidades básicas adjacentes formando diversos tamanhos de parcelas. Para cada tamanho de parcela é calculado o coeficiente de variação ($CV_{(X)}$), com base na variância entre parcelas e na média das parcelas. O conjunto de pontos formado pelo par ordenado $(X; CV_{(X)})$ são plotados em um gráfico cartesiano e uma curva é traçada unindo-se os pontos.

O tamanho ótimo de parcela é considerado como sendo o valor da abscissa, correspondente ao ponto de curvatura máxima da curva, sendo este ponto determinado graficamente, por inspeção visual. A idéia do método é que o

$CV_{(X)}$ tende a estabilizar com a reta das abcissas, a partir desse ponto a redução no $CV_{(X)}$ deixa de ser expressiva com o aumento do tamanho de parcela.

Críticas e duas limitações foram feitas por Federer (1955), citando que esse método não considera o custo relativo dos diversos tamanhos das parcelas, bem como a determinação do ponto de curvatura máxima dependerá do observador e da escala do gráfico.

2.2.6 Método da máxima curvatura modificado (MMCM)

Proposto por Lessman & Atkins (1963) para determinar o tamanho ótimo de parcela para experimentos de produção de sorgo granífero, pode ser visto como um aperfeiçoamento e modificação do método da máxima curvatura (MMC), a partir da combinação dos métodos de inspeção visual da máxima curvatura com o de Smith.

O MMCM, mediante regressão, determina uma equação que relaciona o coeficiente de variação entre as parcelas com o tamanho de parcela. A função é definida por:

$$CV_{(X)} = \frac{A}{X^B} \quad (2.5)$$

em que:

$CV_{(X)}$ é o coeficiente de variação entre as parcelas de tamanho X ;

X representa o número de unidades experimentais básicas agrupadas;

A e B são parâmetros a serem estimados usando a transformação logarítmica da função.

A função possibilita explicar a relação entre coeficiente de variação (CV) e tamanho da parcela, permitindo determinar algebricamente o ponto no qual a curvatura é máxima.

Tendo-se um modelo não linear, pois as derivadas parciais são funções de pelo menos um dos parâmetros, pode-se estimar os parâmetros via algoritmo de Gauss-Newton (GALLANT, 1987) para o ajuste do modelo.

O tamanho ótimo de parcela é determinado utilizando a expressão (MEIER & LESSMAN, 1971).

$$X_0 = \left[\frac{\hat{A}^2 \hat{B}^2 (2\hat{B} + 1)}{\hat{B} + 2} \right]^{\frac{1}{(2+2\hat{B})}} \quad (2.6)$$

em que:

X_0 é o valor da abscissa correspondente ao ponto de máxima curvatura, ou seja, é o estimador do tamanho ótimo de parcela

\hat{A} e \hat{B} são as respectivas estimativas de A e B .

O MMCM tem a vantagem de estabelecer uma equação de regressão que normalmente apresenta maiores valores de coeficiente de determinação (comparado com outros métodos) para encontrar o tamanho adequado de parcela, aumentando a confiabilidade das estimativas e permitindo encontrar valores intermediários entre os tamanhos de parcelas pré-determinados no experimento (VIANA et al., 2002).

O método de máxima curvatura modificada é um dos mais utilizados em estudos para determinar tamanho ótimo de parcela. Todavia, pelo fato de o aumento do tamanho (após X_0) promover ganho significativo na precisão experimental, esse método tende a subestimar o tamanho ótimo. Assim, na área superior ao ponto de curvatura máxima (X_0) ocorre considerável redução nos

valores dos coeficientes de variação (CV), com o aumento do tamanho de parcela.

Segundo Chaves (1985), o valor da abscissa no ponto de máxima curvatura deve ser interpretado como o limite mínimo de tamanho de parcela e não como tamanho ótimo. Essa interpretação concorda com o trabalho original de Lessman & Atkins (1963), os quais propuseram a notação de ponto crítico e não de ponto ótimo.

2.2.7 Modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP)

Segundo Mameesh et al. (1956), o MLSRP foi desenvolvido com finalidade de estimar objetivamente requerimentos nutricionais, resultando em uma resposta direta e com a dosagem do nutriente adequada. Hoje é utilizado por pesquisadores das mais diversas áreas.

Sua principal vantagem é que, no caso de usar altas doses de determinado elemento, o modelo permite estimar a diminuição de desempenho devido ao excesso das doses (REZENDE et al., 2007). Os autores utilizaram o método em experimentos com frangos de corte.

Segundo Robbins (1986), o modelo linear de resposta platô tem duas partes: uma linha inclinada ascendente ou descendente seguida de uma linha horizontal (platô), no qual a interseção entre essas linhas determina o ponto ótimo.

O MLSRP é composto por dois segmentos, o primeiro descreve uma reta crescente ou decrescente (dependendo do valor de B_1 da equação) até determinada altura P , que é o platô. A partir desse ponto, o vetor Y_i assume valor constante de P , que é o segundo segmento.

Segundo Barros et al. (2001), esse método é bastante usado em trabalhos relacionados com nutrientes. Menciona os autores que, trabalhando com cinco

níveis nutricionais em frangos, utilizando os métodos linear e quadrático de resposta platô, determinou que o modelo linear segmentado com resposta platô apresenta melhor ajuste estatístico.

Paranaíba et al. (2009a) propuseram a utilização do MLSRP partindo-se de ensaio em branco para a estimação do tamanho de parcela, determinados no contexto de dimensionamento de tamanho ótimo de parcela. Baseia-se na expressão:

$$CV_{(x)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_1 + \varepsilon_i & \text{se } X \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_i & \text{se } X > X_0 \end{cases} \quad (2.7)$$

em que:

$CV_{(x)}$ representa o coeficiente de variação entre totais de parcela de tamanho X ;

X é o número de unidades básicas experimentais agrupadas;

X_0 é o parâmetro relativo ao tamanho ótimo de parcelas para o qual o modelo linear se transforma em um platô, em relação á abscissa;

CVP representa o coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô (junção do segmento linear e platô);

β_0 é o intercepto do segmento linear;

β_1 representa o coeficiente angular do segmento linear;

ε_i é o erro associado ao $CV_{(x)}$, assumindo normalidade e independentemente distribuídos com média zero e variância constante (σ_ε^2).

Segundo Paranaíba et al. (2009a), a matriz das derivadas parciais obtida a partir do modelo (2.7) reescrita e utilizando variáveis Dummy (Z_x) é dado por:

$$CV_{(x)} = (\beta_0 + \beta_1 X) Z_x + CVP(1 - Z_{(x)}) + \varepsilon_i \quad (2.8)$$

em que $(Z_x) = 1$ se $X \leq X_0$ e 0 se $X > X_0$.

Os dois segmentos, linear e platô, são igualados no ponto X_0 para ter continuidade. Para obter-se X_0 toma-se $\beta_0 + \beta_1 X_0 = CVP$. Isolando X_0 tem-se a expressão dada:

$$X_0 = \frac{CVP - \beta_0}{\beta_1} \quad (2.9)$$

É necessário obter as derivadas parciais de primeira ordem em relação parâmetros (β_0, β_1, CVP) do modelo para a obtenção do ajuste de mínimos quadrados. O parâmetro X_0 é função destes três parâmetros, como se pode observar em (2.9).

As derivadas parciais de primeira ordem em relação aos parâmetros são dadas por:

$$\frac{\partial CV_{(x)}}{\partial \beta_0} = Z_x \quad (2.10)$$

$$\frac{\partial CV_{(x)}}{\partial \beta_1} = XZ_x \quad (2.11)$$

$$\frac{\partial CV_{(x)}}{\partial CVP} = 1 - Z_x \quad (2.12)$$

Demonstrada a não linearidade do modelo, ele pode ser ajustado pelo método iterativo via algoritmo de Gauss Newton para modelos não lineares.

O MLSRP propõe ajustar um modelo linear com platô à curva conseguida da relação entre o coeficiente de variação e o tamanho da parcela.

2.2.8 Modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP)

De maneira análoga ao método anterior, este também utiliza dados de um ensaio de uniformidade e é composto por dois segmentos (quadrático e platô), para valores de $X_i \leq X_0$ é descrito por um modelo quadrático (parábola) e para valores de $X_i > X_0$ é descrito por uma constante (platô). O ponto de junção dos dois segmentos (quadrático e platô) será tomado com o tamanho ótimo de parcela e deverá ser estimado.

Este método consiste em ajustar um modelo quadrático segmentado com resposta platô aos coeficientes de variação obtidos para os diferentes tamanhos de parcelas em um ensaio de uniformidade no contexto de dimensionar um tamanho ótimo de parcela.

Rezende et al. (2007) utilizaram o ajuste do modelo quadrático segmentado com resposta platô para determinação da exigência nutricional máxima de zinco em frangos de corte, concluindo que o modelo mostra-se adequado.

De maneira análoga ao método anterior, o MQSRP, ao ser ajustado aos coeficientes de variação, pode ser definido pela expressão:

$$CV_{(x)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X^2 + \varepsilon_i & \text{se } X \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_i & \text{se } X > X_0 \end{cases} \quad (2.13)$$

em que:

$CV_{(X)}$ é o coeficiente de variação entre os totais para parcelas com X_i UEB;

CVP é o coeficiente de variação no ponto de junção dos dois segmentos;

β_0, β_1 e β_2 são os parâmetros de um polinômio do 2º grau;

X_0 é tomado como o tamanho ótimo de parcela a ser estimado e

ε_i representa um componente aleatório sendo $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ considerados independentes e normalmente distribuídos com média zero e variância constante.

O ponto de junção entre os dois segmentos, X_0 , é considerado como o tamanho ótimo de parcela e é dado pela seguinte expressão:

$$X_0 = \frac{-\beta_1}{2\beta_2} \quad (2.14)$$

Como no método do modelo linear segmentado com resposta platô este modelo também é não linear nos parâmetros, as estimativas dos parâmetros são obtidas via algoritmo de Gauss-Newton.

2.2.9 Método da curvatura máxima do coeficiente de variação (MCMCV)

Um novo método baseado no MMCM foi proposto por Paranaíba et al. (2009a), o qual consiste na utilização da função de curvatura do $CV_{(X)}$ sem ter a necessidade de agrupar as unidades básicas experimentais nos diferentes tamanhos de parcela, fazendo dele um método simples e às vezes vantajoso.

Para o desenvolvimento do método, os autores partiram da seguinte idéia: seja Y o total de X parcelas, determinado por:

$$Y = \sum_{i=1}^X Z_i \quad (2.15)$$

em que Z_i simboliza a variável aleatória Z representando a i -ésima unidade experimental básica, sendo descrito pelo modelo dado por:

$$Z_i = \mu + \varepsilon_i \quad (2.16)$$

onde:

μ representa a média geral das parcelas com uma unidade experimental básica;

ε_i é o erro associado á observação Z_i e, de modo que

$$\varepsilon_i = \rho\varepsilon_{i-1} + U_i \quad (2.17)$$

sendo:

ρ o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem, podendo assumir valores $[-1,+1]$ dependendo se a autocorrelação é positiva, negativa ou nula quando assume valores em torno de zero;

U_i é o erro experimental “*puro*”, independente com média zero e variância σ^2 .

Segundo Paranaíba et al. (2009a), a variância é determinada por:

$$V_{(Y)} = V\left(\sum_{i=1}^X Z_i\right) = X(1 - \rho^2)\sigma^2 \quad (2.18)$$

O coeficiente de variação é dado pela raiz quadrada dessa variância, multiplicado por 100 e dividida a média geral.

$$CV = \left(\frac{\sqrt{X} \sqrt{(1-\rho^2)\sigma^2}}{X_\mu} \right) \times 100 \quad (2.19)$$

$$CV = \left(\frac{100 \sqrt{(1-\rho^2)\sigma^2 / \mu^2}}{\sqrt{X}} \right) \quad (2.20)$$

Como são desconhecidos os parâmetros (μ , σ^2 e ρ) então eles devem ser estimados a partir da amostra original. Uma forma de obtê-los é utilizando os métodos dos momentos. Basicamente, eles preconizam a estimação dos momentos populacionais (não observáveis) por seus equivalentes momentos amostrais, ou seja

$$\hat{\mu} = \bar{Z} = \frac{\sum_{i=1}^n Z_i}{n} \quad (2.21)$$

$$\hat{\sigma}^2 = S^2 = \frac{1}{rc-1} \left[\sum_{i=1}^{rc} Z_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{rc} Z_i \right)^2}{rc} \right] \quad (2.22)$$

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=2}^{rc} (\hat{\epsilon}_i - \bar{\epsilon})(\hat{\epsilon}_{i-1} - \bar{\epsilon})}{\sum_{i=1}^{rc} (\hat{\epsilon}_i - \bar{\epsilon})^2} \quad (2.23)$$

em que:

$\hat{\varepsilon}_i$ e $\hat{\varepsilon}_{i-1}$ são os erros do modelo contendo apenas o intercepto nas UEB (i e $i - 1$) respectivamente;

n é a constante simbolizando o número de unidades básicas experimentais.

Portanto, o coeficiente de variação entre parcelas de tamanho X é determinado por:

$$CV_{(X)} = \frac{100\sqrt{(1-\hat{\rho}^2)S^2/\bar{Z}^2}}{\sqrt{X}} \quad (2.24)$$

na qual se comprova que $CV_{(X)}$ é uma função de X dados $\hat{\rho}$, S^2 e \bar{Z} .

Consegue-se a função da curvatura K , necessária para determinar a curvatura máxima, por meio da primeira e segunda derivada de $CV_{(X)}$ em relação a X . Tais derivadas são expostas a continuação:

$$\frac{\partial CV_{(X)}}{\partial X} = \frac{-50\sqrt{(1-\hat{\rho}^2)S^2}}{\sqrt{S^2 X^3 \bar{Z}}} \quad (2.25)$$

$$\frac{\partial^2 CV_{(X)}}{\partial X^2} = \frac{75[(1-\hat{\rho}^2)S^2/\bar{Z}^2]^{1/2}}{X^{2,5}} \quad (2.26)$$

Logo a função da máxima curvatura do $CV_{(X)}$ é representada por:

$$K = \frac{CV''}{(1+(CV')^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (2.27)$$

Logo:

$$K = \frac{75\sqrt{(1-\hat{\rho}^2)}S}{\sqrt{\bar{Z}^2} X^{2,5} \left(1 + 2500 \frac{(1-\hat{\rho}^2)S^2}{X^3 \bar{Z}^2} \right)^{3/2}} \quad (2.28)$$

em que K simboliza a função de curvatura do coeficiente de variação. O ponto de máxima curvatura foi obtido derivando-se K em relação a X e igualando a zero. Logo, o ponto de máxima curvatura é dado por:

$$X_0 = \frac{10\sqrt[3]{2(1-\hat{\rho}^2)S^2\bar{Z}}}{\bar{Z}} \quad (2.29)$$

A principal característica desse método é que se pode determinar o tamanho ótimo de parcela sem necessidade de se fazer agrupamentos das unidades experimentais básicas. Então o pesquisador, por meio de um ensaio de uniformidade, apenas deve obter as estimativas da variância, da média e da autocorrelação de primeira ordem. O $\hat{\rho}$ deve ser obtido ordenando os resíduos em linhas ou colunas, não esquecendo que ao final de uma delas (linha ou coluna) não se deve iniciar pelo primeiro elemento da próxima linha ou coluna. Deve-se começar pela última observação da próxima linha ou coluna. O processo deve ser repetido até o último valor da última linha ou coluna.

Os diversos métodos descritos podem fornecer resultados distintos mesmo quando se utiliza um mesmo conjunto de dados, apenas diferindo a característica estudada. Por esse motivo, Stork, (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.

2.3 A importância econômica da cultura da soja no Brasil

A soja é sucesso na realidade do agronegócio brasileiro. Há muitos anos, ela representa a grande base não apenas da economia do setor primário, como, também, da balança comercial do País. O Brasil é referência indiscutível na comercialização de soja para o mundo, em condições de atender com regularidade e em quantidade crescente aos mais exigentes e demandantes mercados globais (ANUÁRIO BRASILEIRO DA SOJA, 2011).

Segundo dados da Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE, 2011), o Brasil é o terceiro maior produtor mundial de biodiesel, produzindo 2,2 milhões de toneladas, perdendo apenas com a Alemanha (2,5 milhões de toneladas) e para a França (2,3 milhões de toneladas). A soja é a principal cultura agrícola do Brasil, em volume de produção e geração de renda.

Segundo a Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP, 2011), a principal matéria-prima utilizada para a produção de biodiesel no Brasil é o óleo de soja, que contribui com 81,36% da produção. O óleo de soja surgiu como um subproduto do processamento do farelo de soja e, atualmente, tornou-se um dos líderes mundiais no mercado de óleos vegetais.

Alguns indicadores mostram a importância da soja para o Brasil (Tabela 1), por ser fonte abundante de proteínas e de óleo, tanto para a alimentação humana assim como para a alimentação animal. Além disso, a produtividade crescente, as divisas geradas pelas exportações do produto e o emprego resultante do cultivo de soja são indicadores que demonstram a importância da cultura da soja (EMBRAPA, 2012; ROESSING et al., 2005).

A melhoria das condições econômicas no Brasil, aliada ao aumento populacional, vem contribuindo decisivamente na elevação do consumo interno

de soja. Para acompanhar essa realidade, ao lado do mercado externo também crescente, ocorre o incremento continuado da produção brasileira nas últimas safras. O consumo, uma vez considerada a absorção do grão pela indústria local, supera a exportação. O incremento da demanda se dá principalmente em razão da ampliação da indústria de carnes e também do biodiesel, feito com óleo do grão de soja (ANUÁRIO BRASILEIRO DA SOJA, 2011).

Tabela 1 Produção mundial de soja e dos principais estados produtores da cultura no Brasil no período 2010-2011.

Complexo Soja	Produção (milhões de toneladas)	Área plantada (milhões de hectares)	Produtividade (toneladas/hectares)
Mundo	263,7	103,5	2,5
América do Sul	137,5	47,5	2,9
EUA	90,6	31,0	2,9
Brasil	75,0	24,2	3,1
<u>Estados c/ maior produção</u>			
Mato Grosso	20,4	6,4	3,2
Paraná	15,4	4,6	3,3

Fonte: EMBRAPA, 2012.

A evolução da soja no Brasil está representada na tabela 2. Pode-se observar que a área plantada e a produção obtida nos últimos doze anos foram dobradas, o que demonstra a importância socioeconômica da cultura na geração de matéria prima para consumo local e para exportação, além de contribuir na geração de mão de obra e ingressos tributários para o Brasil (ANEC, 2012).

Tabela 2 Evolução da área plantada, produção e produtividade da soja no Brasil.

Ano-Safra	Área Plantada (milhões de hectares)	Produção (milhões de toneladas)	Produtividade (quilogramas por hectares)
1999/2000	13,51	32,35	2395
2000/2001	13,68	37,22	2719
2001/2002	15,45	41,40	2679
2002/2003	18,48	52,03	2815
2003/2004	21,27	49,77	2339
2004/2005	23,30	51,45	2208
2005/2006	22,23	53,41	2403
2006/2007	20,68	58,37	2822
2007/2008	21,31	60,02	2816
2008/2009	21,74	57,16	2629
2009/2010	23,47	68,68	2927
2010/2011	24,18	75,32	3115
2011/2012	25,04	66,38	2651

Fonte: ANEC-Associação Nacional dos Exportadores de Cereais, 2012.

Segundo a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2012) o agronegócio brasileiro é responsável por 22,74% do produto interno bruto (PIB), sendo a soja o principal produto no setor do agronegócio. A soja é a principal oleaginosa produzida e consumida, por humanos e animais no mundo.

2.4 Tamanho de parcela em experimentos agrícolas

O número de investigações conduzidas envolvendo estimativas de tamanho das parcelas experimentais em experimentos agrícolas é bastante extenso.

2.4.1 Tamanho de parcela em experimento com soja

Estudos referentes a tamanho de parcela na cultura da soja, mostram uma divergência nos resultados. Storck et al. (1982) trabalhando com seis métodos (máxima curvatura modificada, máxima curvatura da função $VU_{(x)}$, máxima curvatura da função $CV_{(x)}$, método da regressão múltipla, método de Hatheway e método da informação relativa) para estimar tamanho ótimo de parcela em experimentos com soja (cada UEB tem 4,8m² de área), concluíram que utilizando o método da máxima curvatura modificada foi de 3,87 UEB o tamanho ótimo de parcela quando foi avaliada a altura de inserção do primeiro legume; de 1,57 UEB quando foi a estatura da planta a característica agrônômica avaliada e 3,07 UEB de tamanho ótimo quando foi avaliada o rendimento de grãos, concluindo que o tamanho ótimo de parcela varia segundo a característica agrônômica avaliada e que o melhor método para estimar tamanhos de parcelas é o método da máxima curvatura modificada.

Martin et al. (2005) num experimento com soja, avaliando a produção de grão em dois cultivares diferentes, verificaram homogeneidade de resposta entre as duas cultivares, concluindo que o número de repetições que confere uma precisão adequada é de sete e o tamanho ótimo de parcela estimado é 3,96 m² (9 UEB), sendo 0,44m² a área de cada UEB avaliada.

Martin et al. (2007), estabelecendo 0,44m² como UEB, utilizando o método de Hatheway em experimento com dois cultivares de soja, Fepagro RS 10 e BRS 137, avaliando a produção de grãos da cultura, estimaram, que empregando quatro repetições, o tamanho ótimo de parcela é de 19,34 UEB e 18,50 UEB, respectivamente. Em seguida, realizando dezesseis repetições estimaram como tamanho ótimo de parcela 5,79 UEB e 5,43 UEB respectivamente. Concluindo, que no planejamento de experimentos com soja, o cultivar utilizado pouco influencia na área total dos experimentos. Pode-se

utilizar o mesmo tamanho de parcela para os diferentes cultivares de soja, mantendo fixo o grau de precisão e o número de repetições.

Cargnelutti Filho et al. (2009), avaliando vários caracteres de genótipos de soja (altura da planta na maturação, altura de inserção de primeira vagem, número de nós por planta, número de ramos por planta e número de vagens por planta) onde cada UEB tem 3m² de área, 0,50m² entre linhas, desenvolvido em sistema convencional de produção, determinaram que deve-se utilizar pelo menos 12 plantas de soja (0,3m²).

2.4.2 Tamanho de parcelas em experimentos com outras culturas

Diferentes resultados são obtidos nos estudos de tamanho de parcela nas diversas culturas anuais e perenes no Brasil. Por citar: na cultura da bananeira, seis plantas (DONATO et al. 2006), em experimentos com can-deia, 60 plantas (OLIVEIRA et al. 2011), na cultura do feijão, 10 plantas (CARGNELUTTI FILHO et al. 2008), em experimentos com cenoura, 13 plantas (VIEIRA e SILVA, 2008), na cultura da mandioca, 44 plantas (VIANA et al. 2001). Tal diferença de tamanhos provavelmente ocorreu em razão das diferentes culturas estudadas, assim como das diferentes características consideradas nas análises e dos diferentes métodos de estimação utilizados.

Desse modo, o aprimoramento dos métodos utilizados pode contribuir para a obtenção de tamanho adequado, como alternativa se destaca o uso da regressão isotônica.

2.5 Regressão isotônica e antitônica

Em várias situações práticas, por causa de alguma informação “a priori”, os dados de interesse apresentam algum tipo de ordenação. Este fato ocorre com a precisão experimental, de modo que à medida que se aumenta o tamanho da parcela, ocorre uma redução no coeficiente de variação, indicando melhor precisão. Então, deve-se buscar um modelo que preserve esta característica de ordem; entre as alternativas, a regressão isotônica é o método de encontrar este modelo (BARLOW et al., 1972). O termo isotônica refere-se ao evento na qual a variável dependente aumenta com o aumento da variável independente. Se a variável resposta decresce com o aumento da variável preditora, pode se utilizar o termo antitônica (fato que acontece na determinação de tamanhos de parcelas).

Alguns modelos de regressão requerem de uma ordenação dos valores correspondentes à variável resposta, a ordenação pode ser parcial ou total. Isso acontece em experimentos para determinar o tamanho ótimo de parcela, na qual a variável independente X (tamanhos de parcelas) e o coeficiente de variação (CV) de cada tamanho de parcela é Y . Por tanto, é de se esperar que se o tamanho de parcela aumenta o coeficiente de variação diminuirá. Porém, isso pode não acontecer na prática devido a fatores desconhecidos que podem interferir no coeficiente de variação, causando, em alguns períodos, aumento do CV e/ou instabilidade.

A diferença da regressão usual, que não usa a informação a priori sobre uma possível relação de ordem na variável dependente, para a teoria da regressão isotônica e antitônica, é que essa informação é essencial e espera-se que a eficiência do ajuste seja aumentada quando ela seja utilizada (BARLOW et al., 1972).

Seja X um conjunto de números $\{x_1, x_2, \dots, x_k\}$ Uma função de valor real f em X é antitônica (ou não crescente) se para $x; y \in X, x > y$ implicar em $f(x) \leq f(y)$. Sejam X e f como na definição anterior, g uma função em X e w uma dada função positiva em X . Uma função antitônica g^* em X é uma regressão antitônica de g com pesos w , se ela minimiza na classe das funções antitônicas f em X , a soma:

$$\sum_{x \in X} [g(x) - f(x)]^2 w(x) \quad (2.30)$$

Portanto, encontrar a regressão antitônica de uma função é obter uma função não crescente que minimiza a soma de quadrados dos erros em (2.30), ou seja, dentre todas as funções não crescentes possíveis, busca-se uma que torna a soma de quadrados dos erros a menor possível.

De modo geral, pode-se dizer que sob as suposições usuais, tem-se $CV_i \sim N(\mu_i, \sigma^2)$ É natural a pressuposição de que se $X_i > X_j$ implica $\mu_i \leq \mu_j$. Entretanto, devido à aleatoriedade eminente ao fenômeno, pode acontecer na prática, que os valores observados para CV_i e CV_j não estabeleçam a relação de $CV_i \leq CV_j$.

Uma maneira de contornar este problema é a utilização de métodos de estimação por máxima verossimilhança com restrição de ordem, que é denominado de regressão antitônica (BARLOW et al., 1972; SOUZA, 2011). Assim, para cada par de valores (X_i, CV_i) observado foi encontrado um novo par (X_i, CV_i^*) correspondente em que CV_i^* é o valor da regressão antitônica para cada CV_i , ou seja, CV_i^* é o valor que minimiza sob a restrição de ordem requerida.

A regressão isotônica pode ser implementada em diferentes softwares estatísticos, dentre quais, destaca-se o software livre R (R Development Core

Team, 2011). Neste software, o pacote requerido ao se considerar pesos iguais é *Iso*, e a função usada é *pava*.

3. MATERIAIS E MÉTODOS

A seguir a metodologia proposta nesta dissertação. Primeiramente serão apresentados os dados que serão utilizados para ajustar os quatro métodos a serem utilizados: método da máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP), modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP) e o método da curvatura máxima do coeficiente de variação. Em seguida os diferentes tamanhos de parcelas produto das agrupações possíveis bem como os critérios para selecionar o melhor método de estimação do tamanho ótimo de parcela.

3.1 Ensaio de uniformidade

Considerando que a ênfase deste trabalho é a comparação dos métodos de estimação do tamanho de parcelas com e sem a utilização da regressão antitônica, os dados utilizados neste trabalho são provenientes de ensaio em branco com a cultura da soja (*Glycine max* L. Merrill) apresentado por Silva (1974), os quais foram atualizados a rendimentos atuais, tomando-se como base o rendimento médio da cultivar BRS137, por meio de uma regra de três simples. O ensaio foi instalado considerando a densidade de semeadura de 333.333 plantas ha^{-1} no espaçamento de 0,45 m entre fileiras e 15 plantas por metro linear. O conjunto de dados é constituído pela produção de grãos de soja de 1152 unidades experimentais básicas (UEB), dispostas em um grid de terreno em 48 linhas por 24 colunas (Tabela 12, ANEXO A). Cada UEB foi formada por uma linha de 0,60m de comprimento e 0,45m entre linhas, perfazendo uma área de 0,27 m^2 . Em cada UEB (9 plantas) foi avaliada a produção de grãos, a qual foi expressa em gramas (g).

As unidades experimentais básicas foram agrupadas de maneira que X (número de UEB por parcela simulada) seja divisor do número total de UEB, formando assim vários tamanhos e formas de parcelas com X UEB.

Como as UEB estavam dispostas em 48 linhas e 24 colunas, elas foram combinadas para obtenção de diferentes tamanhos de parcelas (Figura 1). Portanto, as 1.152 UEB foram agrupadas formando 22 estruturas com tamanho de parcelas diferentes (Tabela 3). Cada tipo de parcela teve X_1 unidades básicas de comprimento (colunas) e X_2 unidades básicas de largura (linhas), formadas pelo agrupamento de unidades contíguas, de modo que $X_1 * X_2$ correspondesse a X , que é o tamanho da parcela, em número de unidades básicas. Desta maneira, estabeleceram-se os seguintes parâmetros: N = número de parcelas, com X unidades experimentais básicas (UEB) de tamanho calculado por $N = 1152/X$; $M_{(X)}$ = média das parcelas com X UEB; $V_{(X)}$ = variância entre parcelas com X UEB; $VU_{(X)}$ = variância por UEB, calculada entre as parcelas de X UEB = $V_{(X)} / X^2$ e $CV_{(X)}$ = coeficiente de variação entre as parcelas de X unidades básicas de tamanho. Para tamanhos de parcelas iguais, mas com forma diferente, foi calculada o coeficiente de variação médio. Na tabela 3, estão apresentados os diferentes formatos das parcelas, o tamanho da parcela em UEB, o número de unidades básicas e a área de cada tipo de parcela.

Em seguida à obtenção dos CV para cada um dos 22 tamanhos de parcelas foram estimados os tamanhos ótimos de parcelas utilizando-se os métodos da máxima curvatura modificada, o modelo linear segmentado com resposta platô, o modelo quadrático segmentado com resposta platô e o método da máxima curvatura do coeficiente de variação, com e sem transformação de dados via regressão antitônica, utilizando o software livre R e as funções *nls* e *pava*.

Tabela 3 Estruturas de agrupamento de UEB, formatos, tamanho da parcela, número de parcelas totais e área de cada tamanho de parcela para o ensaio de uniformidade de soja.

Estrutura	Nº de formatos	Formatos ($X_1 * X_2$)	Tamanho (UEB)	Total de Parcelas	Área (m²)
1	1	1x1	1	1152	0,27
2	2	1x2;2x1	2	576	0,54
3	2	1x3;3x1	3	384	0,81
4	3	1x4;4x1;2x2	4	288	1,08
5	4	1x6;6x1;2x3;3x2	6	192	1,62
6	4	1x8;8x1;2x4;4x2	8	144	2,16
7	1	3x3	9	128	2,43
8	6	1x12;12x1;2x6;6x2 3x4;4x3	12	96	3,24
9	3	2x8;8x2;4x4	16	72	4,32
10	2	3x6;6x3	18	64	4,86
11	8	2X12;12X2;3X8;8X3; 4X6;6X4;1x24;24x1	24	48	6,48
12	2	4x8;8x4	32	36	8,64
13	3	3x12;12x3;6x6	36	32	9,72
14	7	1x48;2x24;24x2;4x12; 12x4;6x8;8x6	48	24	12,96
15	1	8x8	64	18	17,28
16	4	3x24;24x3;6x12;12x6	72	16	19,44
17	5	4x24;24x4;8x12;12x8; 48x2	96	12	25,92
18	4	6x24;24x6;12x12;48x3	144	8	38,88
19	3	8x24;24x8;48x4	192	6	51,84
20	3	12x24;24x12;48x6	288	4	77,76
21	1	48x8	384	3	103,68
22	2	24x24;48x12	576	2	155,52

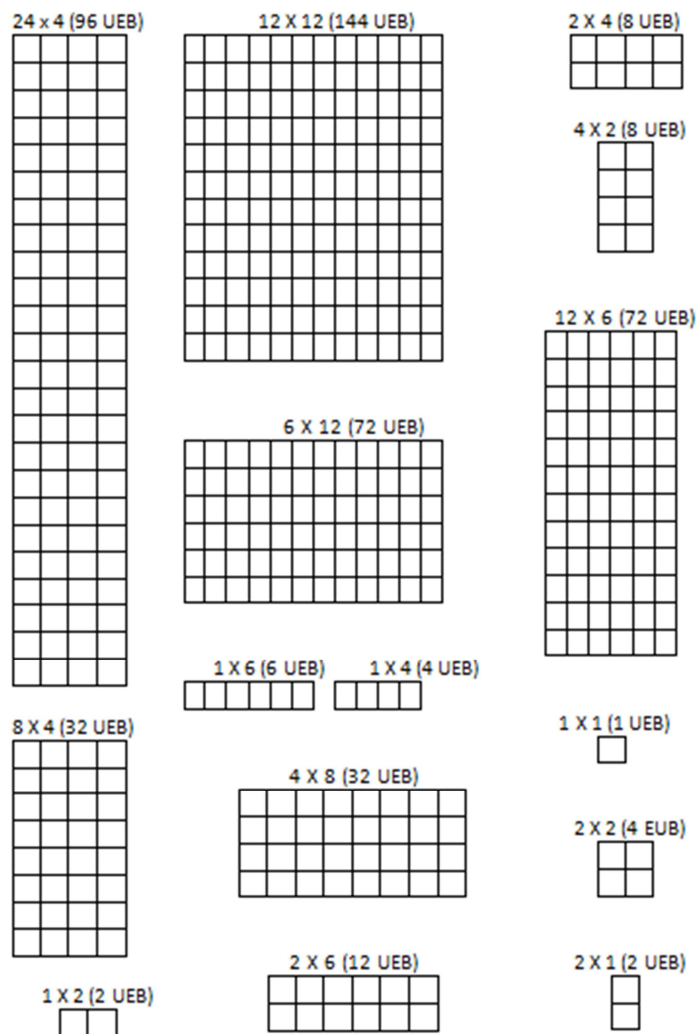


Figura 1 Esquema de um ensaio em branco com 48 linhas e 24 colunas representando alguns dos tamanhos de parcela possíveis

Neste trabalho foram utilizados quatro métodos: método da máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP), modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP) e o método da curvatura máxima do coeficiente de variação (MCMCV) para estimar

tamanhos ótimos de parcela, com e sem transformação de dados via regressão antitônica.

Após a especificação das duas situações (dados originais e dados corrigidos pela regressão antitônica) realizaram-se os ajustes de cada um dos três métodos (MMCM, MLSRP e MQSRP) para cada uma das situações a fim de determinar a eficiência dos procedimentos de antitonização em relação a qualidade de ajuste e desvio padrão dos parâmetros. Estes ajustes foram realizados por meio da função *nls* do R, que estimou os parâmetros mediante método dos mínimos quadrados ordinários via algoritmo de Gauss-Newton. Para a transformação de dados via regressão antitônica foi utilizado o pacote *Iso* e a função *pava* do software estatístico R.

A análise dos dados foi realizada utilizando-se o software livre estatístico R (R Development Core Team, 2012).

3.2 Regressão antitônica

A regressão antitônica foi aplicada aos dados originais dos coeficientes de variação estimados, utilizando o pacote *Iso* e a função *pava* do software R, para transformar os dados (coeficientes de variação) de maneira a ordená-los em forma decrescentes. Os tamanhos de parcela resultantes dos agrupamentos não foram modificados, apenas os coeficientes de variação.

3.3 Critérios de avaliação dos métodos

Dentre as diversas metodologias que existem para avaliar os métodos, neste trabalho, foi utilizada uma análise comparativa dos critérios de informação de Akaike (AIC) e o coeficiente de determinação ajustado (R_a^2).

3.3.1 Critério de informação de Akaike – AIC

O Critério de informação de Akaike (AIC) proposto por Akaike (1974), é uma medida relativa da qualidade de ajuste de um modelo estatístico. O AIC é uma ferramenta útil na seleção de modelos. É definido como:

$$AIC = -2 \log L(\theta) + 2p \quad (2.30)$$

em que:

$\log L(\theta)$ é o logaritmo neperiano da função de verossimilhança do modelo em θ ;
 p é o número de parâmetros do modelo.

Por este critério é escolhido como melhor modelo, aquele que apresenta menor valor para AIC.

3.3.2 Coeficiente de determinação – R_a^2

O coeficiente de determinação (R_a^2) mede a qualidade do ajuste, levando-se em conta o número de variáveis independentes no modelo.

O R_a^2 pode ser usado para comparação de modelos e em algumas situações pode ser negativo. É representado por:

$$R_a^2 = 1 - \frac{n-1}{n-(k+1)} (1 - R^2) \quad (2.31)$$

em que:

R^2 é o coeficiente de determinação;

$(k + 1)$ representa o número de parâmetros do modelo mais a constante;

n é o tamanho de amostra.

Por este critério é considerado melhor, o método que apresenta maior R_a^2 .

3.3.3 Teste de normalidade

Os resultados obtidos utilizando os modelos para a estimação do tamanho ótimo de parcela somente serão válidos se os erros seguirem distribuição normal. Para testar a hipótese sobre a normalidade dos erros, foi utilizado o teste de Shapiro-Wilk, proposto por SHAPIRO & WILK, (1965). Ele é o mais indicado para utilizar quando o número de parcelas é menor que 50. As hipóteses a serem testadas são:

H_0 : os erros seguem distribuição normal

H_1 : os erros não seguem a distribuição normal

Para realizar o teste deve-se ordenar os N erros das observações da amostra

$$e_1 \leq e_2 \leq e_3 \leq e_4 \leq \dots \leq e_N$$

Calcular:

$$\sum_{i=1}^N (e_i - \bar{e})^2 = \sum_{i=1}^N e_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^N e_i\right)^2}{N} = \sum_{i=1}^N e_i^2 - N \cdot \bar{e}^2$$

$$b = \sum_{i=1}^m a_{n-i+1} \cdot (e_{N-i-1} - e_i)$$

$$m = \frac{N}{2}$$

em que a_{N-i+1} são os coeficientes obtidos em tabela específica, e N é o tamanho da amostra.

A estatística W do teste é:

$$W_{cal} = \frac{b^2}{\sum_{i=1}^N (e_i - \bar{e})^2}$$

Se o valor W_{cal} é menor que o valor crítico W_{tab} obtido na tabela em função do tamanho da amostra N e significância α , rejeita-se a hipótese H_0 e pode-se concluir que os erros não seguem a distribuição normal.

3.3.4 Teste de Durbin-Watson

Os resultados obtidos utilizando os modelos para a estimação do tamanho ótimo de parcela somente serão válidos se os erros são independentes. Para testar a hipótese sobre a independência dos erros, foi utilizado o teste de Durbin-Watson, proposto por Durbin & Watson, (1950) o teste é utilizado para detectar a presença de autocorrelação (dependência) nos resíduos, por exemplo, de uma análise de regressão. Este teste é baseado na suposição de que os erros no modelo de regressão são gerados por um processo autoregressivo de primeira ordem

$$e_i = \rho e_{i-1} + a_i$$

em que e_i é o termo do erro do modelo na i -ésima observação, $a_i \sim iid N(0, \sigma_a^2)$ e ρ ($|\rho| < 1$) é o parâmetro de autocorrelação.

As hipóteses a serem testadas são:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

sendo ε_i é o termo do erro do modelo na i -ésima observação, a estatística do teste Durbin-Watson é dada por:

$$dw = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$

em que $0 \leq dw \leq 4$

Para tomar a decisão de aceitar o rejeitar H_0 , podemos checar o valor de dw e compará-lo com os valores críticos de d_L e d_U da tabela de Durbin-Watson. Assim,

- a. se $0 \leq dw < d_L \rightarrow$ rejeitar H_0 (dependência, correlação positiva)
- b. se $d_L \leq dw \leq d_U \rightarrow$ o teste é inconclusivo;
- c. se $d_U < dw < 4 - d_U \rightarrow$ não rejeitar H_0 (independência, não existe correlação, os resíduos são independentes);
- d. se $4 - d_U \leq dw \leq 4 - d_L \rightarrow$ o teste é inconclusivo;
- e. se $4 - d_L < dw \leq 4 \rightarrow$ rejeitar H_0 (dependência, correlação negativa),

em que d_L e d_U são os valores inferior e superior críticos respectivamente.

Uma maneira alternativa de interpretar o teste é baseada no valor p . Se o valor p é maior ao nível de significância estabelecido pelo pesquisador, aceita-se a hipótese nula, os erros são independentes. Em caso contrário, rejeita-se a hipótese nula, os erros não são independentes.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção será apresentado e comparado os diferentes resultados obtidos aplicando os métodos propostos no trabalho com e sem a transformação de dados via regressão antitônica. Em seguida serão discutidos os critérios de avaliação de qualidade de ajuste para três métodos de estimação de tamanho ótimo de parcela.

4.1 Coeficiente de variação experimental

Os resultados do experimento para a estimativa do tamanho ótimo de parcela estão apresentados na tabela 4, indicando valores de tamanho, área e número de unidade experimental básica com seus respectivos coeficiente de variação ($CV_{(x)}$) e o coeficiente de variação transformado via regressão antitônica ($CV_{(x)}^*$) da variável produção de grãos.

Os coeficientes de variação médios para a característica produção de grãos foram obtidos para cada tamanho de parcela sem levar em consideração suas formas. Verifica-se que os valores dos coeficientes de variação apresentaram uma grande variação, de 3,73 a 34,36% (Tabela 4). Constatou-se também, que os valores dos coeficientes de variação dos diferentes tamanhos das parcelas planejadas, diminuíram à medida que se aumentou o tamanho da parcela (aumento da largura e/ou do comprimento), mas esta relação mostra uma tendência de decréscimo não linear no coeficiente de variação com incremento no tamanho da parcela. Por este comportamento comprova-se a existência de tendência de relação inversa entre o tamanho da UEB e o CV , concordando com Henriques Neto et al. (2004), os quais trabalhando com experimentos de campo

com trigo, determinaram que o maior CV foi observado no menor tamanho de parcela, verificando-se redução dos CV , com taxa diferenciada de decréscimo, com o aumento da UEB.

Tabela 4 Valores de tamanho, área e número de unidade experimental básica com seus respectivos coeficiente de variação ($CV_{(x)}$) e o coeficiente de variação transformado via regressão antitônica ($CV_{(x)}^*$) da variável produção de grãos.

$X(\text{UEB})$	$CV_{(x)}$ (%)	$CV_{(x)}^*$ (%)	Total UEB	Área (m ²)	Número de Plantas
1	34,36	36,36	1152	0,27	9
2	28,21	28,21	576	0,54	18
3	24,60	24,60	384	0,81	27
4	23,08	23,08	288	1,08	36
6	20,93	20,93	192	1,62	54
8	19,24	19,24	144	2,16	72
9	19,01	19,01	128	2,43	81
12	17,66	17,66	96	3,24	108
16	16,55	16,55	72	4,32	144
18	16,04	16,04	64	4,86	162
24	15,14	15,14	48	6,48	306
32	13,52	13,63	36	8,64	288
36	13,74	13,63	32	9,72	324
48	12,39	12,39	24	12,96	432
64	11,19	11,65	18	17,28	576
72	12,11	11,65	16	19,44	648
96	9,91	9,91	12	25,92	864
144	9,33	9,33	8	38,88	1296
192	8,01	8,01	6	51,84	1728
288	7,72	7,72	4	77,76	2592
384	3,73	4,86	3	103,68	3456
576	5,98	4,86	2	155,52	5184

Estes resultados concordam com a maioria dos trabalhos que estudaram o tamanho e a forma de parcela (STORCK, 1979; OLIVEIRA, 1994;

OLIVEIRA & ESTEFANEL, 1995 e ZANON & STORCK, 2000), independentemente das culturas avaliadas e do tipo de solo e condições climatológicas em que foram desenvolvidos os experimentos.

É fato que, o tamanho da parcela afeta diretamente a precisão experimental. A variabilidade entre as parcelas decresce com o aumento das UEB, mas, uma vez atingido o tamanho ideal, o ganho em precisão diminui rapidamente com o acréscimo de UEB. Por isso, a partir de certo tamanho ótimo de parcela, não se compensa aumentar o tamanho da parcela visto que o ganho em precisão é muito pequeno. Nesses casos, a utilização de métodos mais eficientes para determinar o tamanho ótimo de parcela pode ajudar a otimizar os recursos e as necessidades do pesquisador.

4.2 Pressuposições dos modelos

A seguir os testes de normalidade e independência dos resíduos propostos nesta dissertação para validar as pressuposições dos modelos estatísticos utilizados.

4.2.1 Teste de normalidade

Para a variável produção de grãos as pressuposições do modelo estatístico não foram violadas pelos métodos de resposta com platô. Na tabela 5, encontram-se os valores p para o teste de normalidade de Shapiro-Wilk para os três métodos (MMCM, MLSRP, MQSRP). Constata-se que a hipótese de normalidade não é rejeitada para os métodos MLSRP e MQSRP, ($p > 0,05$).

No entanto, para o MMCM existem evidências de que os resíduos não estão normalmente distribuídos. Este fato prejudica o uso do método da máxima

curvatura modificada, pois seus intervalos de confiança são apenas aproximados. Já os resultados obtidos pelos métodos dos modelos segmentados (MLSRP e MQSRP), permitem inferir que os resíduos seguem uma distribuição normal.

Tabela 5 Valor-p do teste de normalidade de Shapiro-Wilk para os métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP) e do modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP).

Característica	Modelo	Shapiro-Wilk
Produção	MMCM	0,0004
	MLSRP	0,8382
	MQSRP	0,8175

4.2.2 Test de Durbin-Watson

A Tabela 6 apresenta os valores p obtidos pelo teste de Durbin-Watson para três métodos de estimação de tamanho de parcelas (MMCM; MLSRP e MQSRP). Verifica-se que os valores p estimados são superiores a 0,05 ($p > 0,05$) indicando que se aceita a hipótese inicial de que os resíduos dos modelos são independentes.

Tabela 6 Valor p do teste de Durbin-Watson para os métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP) e modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP).

Característica	Modelo	Durbin-Watson
Produção	MMCM	0,4161
	MLSRP	0,8382
	MQSRP	0,4383

4.3 Método da máxima curvatura modificada (MMCM)

Utilizando-se os dados da tabela 4, foram obtidas as estimativas para $\hat{A} = 34,0878$ e $\hat{B} = 0,2682$. Substituindo as estimativas dos parâmetros na equação (2.6) obtém-se: $X_0 = 4,91$ UEB (Figura 2). O coeficiente de determinação foi $R_a^2 = 98,79\%$ indicando que houve um bom ajuste da equação do modelo aos dados. O MMCM apresenta a vantagem de estabelecer uma equação de regressão com altos valores de coeficiente de determinação, como o encontrado neste trabalho, aumentando assim a confiabilidade das estimativas.

Neste método, o tamanho ótimo de parcela é estimado algebricamente, por tanto, leva a obtenção de valores não necessariamente inteiros. Deste modo, como neste trabalho a UEB esta formada por plantas, os valores obtidos foram arredondados para valores inteiros ($X_0 = 5$). A opção de arredondar para cima decorre do fato desse método estimar valores pequenos de tamanhos de parcela, podendo ocorrer ainda decréscimo nos valores do coeficiente de variação com o aumento do tamanho de parcela na região superior ao ponto de máxima curvatura (HENRIQUES NETO et al. 2004).

Analisando o tamanho de parcela obtido para a característica produção e baseado no tamanho de cada UEB (nove plantas ou $0,27\text{m}^2$) determina-se que o tamanho ótimo de parcela é 45 plantas ou área de $1,35\text{m}^2$. Trabalhos referentes a tamanho de parcela via MMCM com soja, avaliando produção de grãos, mostram diferentes resultados. Por exemplo, Pignarato & Gonçalves (1972), num experimento desenvolvido no Rio Grande do Sul, obtiveram tamanhos de parcela de $1,80\text{ m}^2$, valor maior ao encontrado neste trabalho e inferior ao estimado por Martin et al. (2005), que trabalhando num experimento de campo,

no município de Santa Maria (RS), determinaram que o tamanho ótimo de parcela é 3,96m² na qual cada UEB foi formada por 17 plantas (0,44m² de área).

Os resultados mencionados anteriormente divergem com os encontrados neste trabalho devido as diferentes condições ambientais e do solo em que foram desenvolvidos os experimentos, concordando assim, com Oliveira & Estefanel (1995), que afirmaram que o tamanho ótimo de parcela não pode ser generalizado, eles variam com o solo, local, condições ambientais, etc. Nesse sentido é necessário estimar o tamanho ótimo de parcela para cada cultura, característica avaliada e local em que o clima e solo apresentem condições diferentes das que já foram determinadas.

4.3.1 Intervalos de confiança dos parâmetros do MMCM

A tabela 7 apresenta os valores estimados dos parâmetros A e B , da relação $CV = A/X^B$ com seus respectivos desvios padrão assintóticos e os intervalos de confiança (95%, estatística t) para os dados antitonizados e não antitonizados, sendo que todas apresentaram significância, indicando desta forma, que os resultados possuem boa confiabilidade.

Nota-se que, as estimativas dos parâmetros A e B para os dados antitonizados e não antitonizados praticamente não variam, mantendo-se próximas de $A = 34,08$ e $B = 0,26$. Essa tendência não acontece com o desvio padrão deles, os quais sofrem uma diminuição nas suas estimativas, de 0,57 a 0,46 e de 0,007 a 0,005 respectivamente para os parâmetros A e B quando os dados são antitonizados.

O fato de se manter praticamente sem variação os valores das estimativas dos parâmetros no MMCM faz que a transformação de dados via regressão antitônica não altere o tamanho de parcela estimado mas permite um

ganho de precisão ao contribuir com a diminuição do desvio padrão das estimativas dos parâmetros.

Tabela 7 Estimativas do tamanho ótimo de parcela, dos parâmetros A e B com seus respectivos desvios padrão assintótico (DP) e limites inferior (LI) e superior (LS) do intervalo de confiança assintótico, do coeficiente de variação ($CV_{(x_0)}$), da área e do número de plantas para os dados antitonizados e não antitonizados, da característica produção de grãos de soja via MMCM.

Parâmetros	Estimativas	DP	LI	LS
<u>Não antitonizadas</u>				
A	34,0879	0,5744	32,9618	35,2137
B	0,2682	0,0070	0,2543	0,2820
X_0	4,91			
$CV_{(x_0)}$	23,24			
R_a^2	98,79			
Área (m ²)	1,35			
Nº de Plantas	45			
<u>Antitonizadas</u>				
A	34,0925	0,4634	33,1840	35,0009
B	0,2681	0,0056	0,2570	0,2793
X_0	4,91			
R_a^2	99,21			
$CV_{(x_0)}$	22,24			
Área	1,35			
Nº de Plantas	45			

4.4 Modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP)

Utilizando-se os dados da tabela 4, foram obtidas as estimativas para $\hat{\beta}_0 = 27,56$; $\hat{\beta}_1 = -0,66$ e $CVP = 9,79$. Substituindo as estimativas dos parâmetros na equação 2.9 obtém-se: $X_0 = 26,77$ UEB (Figura 2). O coeficiente de determinação foi 82,60%. Analisando o tamanho de parcela obtido para a característica produção de grãos e baseado no tamanho de cada UEB (nove plantas ou 0,27m²) determina-se que o tamanho ótimo de parcela é 7,23m² (241 plantas). Este resultado é semelhante do estimado por Martin et al. (2007), que em experimento com soja da variedade Fepagro RS10, de ciclo tardio, avaliando a produção de grãos no estado do Rio Grande do Sul, utilizando o método de Hatheway determinou que o tamanho ótimo de parcela é 8,14m² ou 18,50 UEB (cada UEB esteve formado por 18 plantas ou 0,44m²). Martin et al. (2005), em experimento com soja, variedade Fepagro RS10, de ciclo tardio, avaliando a característica produção de grãos, no município de Santa Maria-RS, via MMCM estimou como tamanho ótimo de parcela 3,50m², ou seja, 7,95 UEB, em que cada UEB estava formada por 18 plantas (0,44m²). A divergência nas estimativas reforça o determinado por Peixoto et al. (2011), que afirmaram que o tamanho ótimo de parcelas varia segundo o método de estimação utilizado e o verificado por Estefanel et al. (1984) que trabalhando na determinação do tamanho da amostra para estimar características agronômicas de soja concluíram que o ciclo da cultivar e tipo do solo alteram o número adequado de indivíduos na UEB.

Neste experimento o modelo linear segmentado com resposta platô, estimou tamanhos de parcelas com valores intermédios em relação aos outros métodos utilizados (MMCM, MQSRP e MCMCV), concordando assim com

Paranaíba et al.(2009 a,b) e Peixoto et al.(2011), que trabalharam com vários métodos de estimação de tamanho ótimo de parcela (Inspeção visual da curvatura máxima, MLSRP, MCMCV e MQSRP) e determinaram que o modelo platô linear estimou tamanhos de parcela maiores que os métodos de máxima curvatura e menores que o modelo quadrático platô.

4.4.1 Intervalos de confiança dos parâmetros do MLSRP

Na tabela 8 são apresentados os valores estimados dos parâmetros β_0, β_1 e X_0 da equação 2.7 com seus respectivos desvios padrões e os intervalos de confiança (95%, estatística t) para os dados antitonizados e não antitonizados. Nota-se que as estimativas dos parâmetros β_0, β_1 e X_0 são menores nos dados não antitonizados comparado com os dados antitonizados, diminuído β_0 de 27,56 a 26,64; β_1 de -0,66 a -0,84 e X_0 de 26,77 a 21,78 quando os dados são antitonizados.

Essa tendência é inversa com o desvio padrão dos parâmetros β_0 e β_1 , os quais apresentam aumento nas suas estimativas do DP, de 1,64 a 1,80 para com o parâmetro β_0 e de 0,14 a 0,18 para com o parâmetro β_1 . Com respeito ao desvio padrão do parâmetro X_0 o comportamento dele é contrario aos parâmetros β_0 e β_1 , ou seja, o DP do tamanho de parcela diminuiu de 4,25 a 3,48 quando os dados são antitonizados.

Tabela 8 Estimativas do tamanho ótimo de parcela, dos parâmetros, com seus respectivos desvio padrão assintótico (DP) e limites inferior (LI) e superior (LS) do intervalo de confiança assintótico, do coeficiente de variação ($CV_{(X_0)}$), do R_a^2 , da área e do número de plantas para os dados antitonizados e não antitonizados, da característica produção de grãos de soja via MLSRP.

Parâmetros	Estimativas	DP	LI	LS
<u>Não antitonizados</u>				
β_0	27,5626	1,6477	24,3331	31,7919
β_1	-0,6635	0,1406	-0,9390	-0,3880
X_0	26,7758	4,2509	18,4441	35,1074
$CV_{(X_0)}$	9,79			
R_a^2	82,60			
Área (m ²)	7,22			
Nº de Plantas	241			
<u>Antitonizados</u>				
β_0	26,6448	1,8002	25,1164	32,1732
β_1	-0,8449	0,1862	-1,2097	-0,4799
X_0	21,7834	3,4825	14,9578	28,6088
$CV_{(X_0)}$	10,24			
R_a^2	82,60			
Área (m ²)	5,88			
Nº de Plantas	196			

O aumento do coeficiente angular do segmento linear está relacionado à inclinação da reta, o que influencia no tamanho ótimo de parcela, diminuindo a estimativa para X_0 de 26,77 UEB a 21,78 UEB, ou seja, houve uma diminuição de 5 UEB na sua estimativa quando foi aplicada a regressão antitônica.

O fato de que, neste experimento, a transformação de dados via regressão antitônica no MLSRP diminuiu o tamanho de parcela estimado com seu correspondente DP permite afirmar que essa transformação dos dados pode ser aplicada para aproveitar convenientemente os recursos disponíveis pelo pesquisador (mão de obra, área, tempo, etc.), uma vez que foi comprovado que não comprometeu a precisão do modelo.

Para o ajuste do MLSRP (tabela 8), verifica-se que a antitonização alterou as estimativas para todos os parâmetros, sendo mais expressiva para com o parâmetro X_0 , em que se observa uma diminuição mais notória no valor desse parâmetro, implicando uma redução significativa do valor de tamanho de parcela estimado, quando foi considerada a antitonização dos dados. Verifica-se ainda um aumento do desvio padrão das estimativas dos parâmetros do modelo, implicando um aumento da amplitude dos intervalos de confiança, exceto para o X_0 , em que se observa uma diminuição no desvio padrão e na amplitude do intervalo de confiança desse parâmetro.

4.5 Modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP)

Utilizando-se os dados da tabela 4, foram estimados os parâmetros β_0, β_1 e β_2 da equação 2.13 obtendo-se $\hat{\beta}_0 = 28,19$, $\hat{\beta}_1 = -0,84$ e $\hat{\beta}_2 = 0,009$. Substituindo as estimativas dos parâmetros na equação 2.14 obtém-se: $X_0 = 44,44$ UEB (Figura 2). O coeficiente de determinação ajustado foi 85,47%. Analisando o tamanho de parcela obtido para a característica produção de grãos e baseado no tamanho de cada unidade experimental básica (nove plantas; 0,27m²) determina-se que o tamanho ótimo de parcela é 400 plantas ou área de 11,99m².

Este resultado difere do estimado por Martin et al. (2007), que num experimento para determinar o tamanho adequado de parcela em soja, variedade BRS137 de ciclo semiprecoce, estimaram que o tamanho ótimo de parcela é 8,51m² ou 19,34 UEB (cada UEB estava formada por 0,44m², 18 plantas). Storck et al. (1982), trabalhando na determinação de tamanho ótimo de parcela em experimentos com soja, via MMCM, utilizando 4,80m² de área para cada UEB, determinaram que o tamanho ótimo de parcela é 3,07 UEB, ou seja, 14,73 m².

A área adequada estimada via MMCM é maior que a determinada neste trabalho via MQSRP devido provavelmente ao maior tamanho da UEB adotado pelos pesquisadores citados anteriormente em comparação com o empregado neste trabalho. Isto permite evidenciar que o tamanho da UEB estabelecido pelo pesquisador ao montar um experimento também tem influência na estimação do tamanho ótimo, permitindo que métodos que subestimam tamanhos adequados de parcelas sejam mais viáveis de se utilizar, caso existir limitações de recursos.

Estes resultados concordam com os encontrados por Peixoto et al. (2011), que trabalhando em experimentos de campo com modelos segmentados platô determinaram que o MQSRP estima maiores tamanhos de parcela que o MLSRP. Isso pode acontecer porque o primeiro segmento do MQSRP é uma curva suavizada até o ponto de interseção com o platô. Enquanto o MLSRP é uma reta até o ponto de junção dos dois segmentos (reta e platô), o que permite melhorar o ajuste (R_a^2) do modelo quadrático e obter menores valores para o *CVP*.

4.5.1 Intervalos de confiança dos parâmetros do MQSRP

Na tabela 9 podemos observar os valores estimados dos parâmetros β_0, β_1 e β_2 com seus respectivos desvios padrão e os intervalos de confiança (95%, estatística t) para os dados antitonizados e não antitonizados. Observa-se que os valores das estimativas dos parâmetros β_0, β_1 e β_2 apresentam valores levemente inferiores quando é aplicado a antitonização aos dados em relação aos dados não antitonizados, variando assim β_0 de 28,1966 a 28,1879; β_1 de -0,8469 a -0,8451 e β_2 de 0,0095 a 0,0094. Esse comportamento assumido pelas estimativas mantém quando são comparados os DP delas, indo β_0 de 1,67 a 1,65; β_1 de 0,2032 a 0,2009 e β_2 de 0,0040 a 0,0039 evidenciando-se por tanto, a pequena diminuição dos DP de cada parâmetro quando os dados são transformados via regressão antitônica.

Para o ajuste do MQSRP (tabela 9), verifica-se que a antitonização não alterou de forma expressiva as estimativas dos parâmetros, por tanto, o tamanho de parcela estimado não apresentou uma expressiva variação. Verifica-se ainda nessa tabela, para os parâmetros β_0 ; β_1 e β_2 do modelo, uma redução do desvio padrão das estimativas quando o procedimento de antitonização foi utilizado, implicando uma diminuição da amplitude dos intervalos de confiança e o aumento da precisão do experimento.

Tabela 9 Estimativas do tamanho ótimo de parcela, dos parâmetros e seus respectivos desvios padrão assintótico (DP) e limites inferior (LI) e superior (LS) do intervalo de confiança assintótico, do coeficiente de variação ($CV_{(X_0)}$), do R_a^2 , da área e do número de plantas para os dados antitonizados e não antitonizados, da característica produção de grãos de soja via MQSRP.

Parâmetros	Estimativas	DP	LI	LS
<u>Não antitonizados</u>				
β_0	28,1966	1,6705	24,9224	31,4709
β_1	-0,8469	0,2032	-1,2453	-0,4485
β_2	0,0095	0,0040	0,0016	0,0174
X_0	44,44			
$CV_{(X_0)}$	9,37			
R_a^2	85,47			
Área (m ²)	11,99			
Nº de Plantas	400			
<u>Antitonizados</u>				
β_0	28,1879	1,6539	24,9463	32,4296
β_1	-0,8451	0,2009	-1,2389	-0,4513
β_2	0,0094	0,0039	0,0016	0,0173
X_0	44,53			
$CV_{(X_0)}$	9,36			
R_a^2	85,73			
Área (m ²)	12,02			
Nº de Plantas	401			

4.6 Avaliadores de qualidade de ajuste dos modelos

A tabela 10 apresenta os valores referentes aos critérios de avaliação de qualidade de ajuste para três métodos de estimação de tamanho de parcela. Os valores variaram dependendo do método utilizado. Os valores de AIC foram de 49,30 a 119,56 e para o coeficiente de determinação ajustado os valores variaram de 81,72 a 99,17%, o que indica que os modelos apresentaram um bom ajuste. Observando-se estes resultados, pode-se perceber que o método da máxima curvatura modificada apresenta os maiores valores para o coeficiente de determinação ajustado e os menores valores para o AIC, sendo, portanto, o método que demonstra o melhor ajuste ao conjunto de dados, tanto para os dados sem transformação como para os antitonizados.

Os modelos segmentados apresentaram ajustes bastante similares, entre os quais o modelo quadrático segmentado é o que fornece os melhores ajustes em comparação com o modelo linear segmentado com resposta platô, tanto para os dados não antitonizados como para os dados transformados via regressão antitônica.

Tabela 10 Valores do critério de Akaike (AIC) e do coeficiente de determinação ajustado (R^2a) obtidos pelos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP) e do modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP), sem e com antitonização, para a característica produção grãos de soja.

Antitonização	AIC			R^2a		
	MMCM	MLSRP	MQSRP	MMCM	MLSRP	MQSRP
Com	49,37	119,50	115,19	99,17	81,73	85,02
Sem	50,81	119,56	115,60	98,73	81,72	84,74

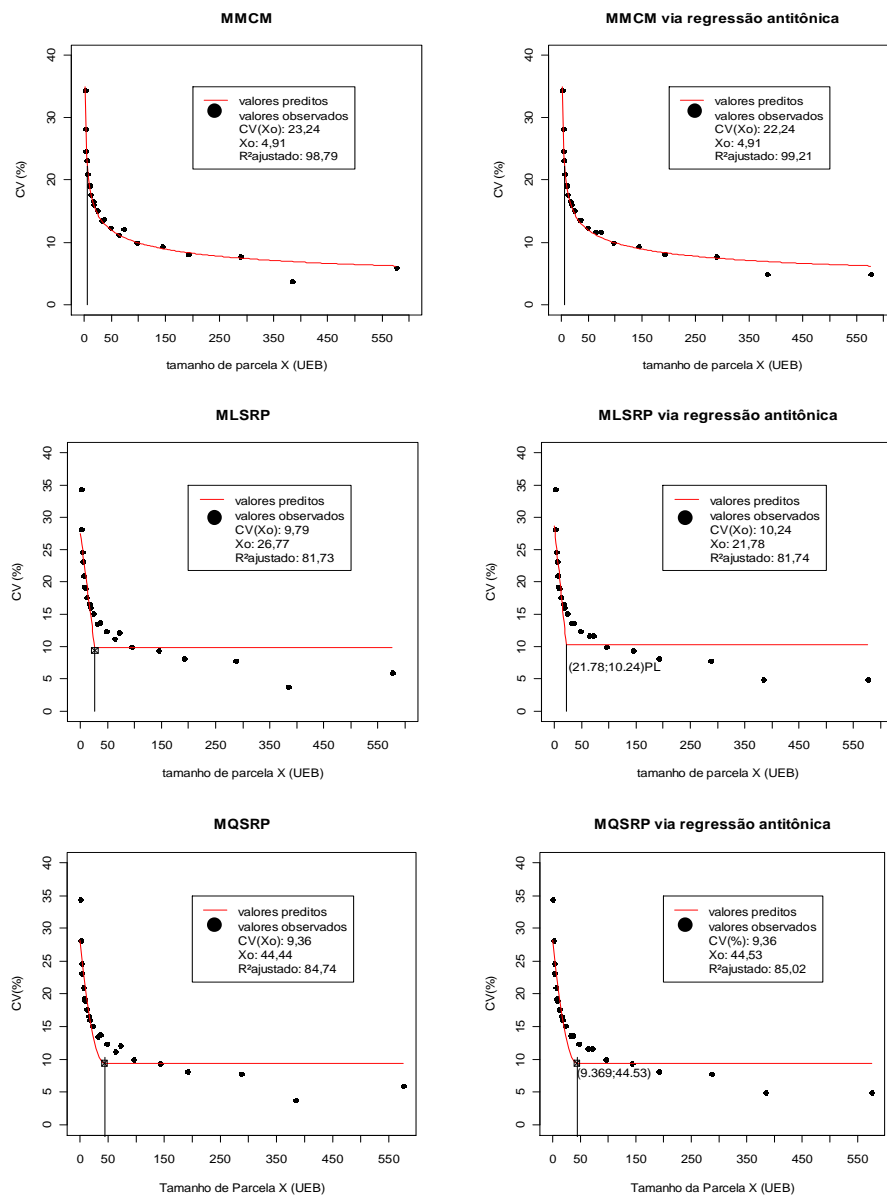


Figura 2 Representação gráfica da variação dos valores do CV em função do tamanho de parcela (X) observados e estimados por o MMCM, MLSRP e MQSRP com e sem transformação de dados via regressão antitônica, das estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_0), do coeficiente de variação no tamanho ótimo $CV_{(X_0)}$ e o coeficiente de determinação (R^2) ajustado

4.7 Erro padrão residual dos três métodos (MMCM; MLSRP e MQSRP)

A tabela 11 apresenta os valores referentes ao erro padrão residuais (EPR) para três métodos de estimação de tamanho ótimo de parcela (MMCM; MLSRP e MQSRP). Evidencia-se uma redução nos valores do EPR, nos três modelos quando foram antitonizados os dados. No MMCM os valores de EPR diminuíram de 0,842 a 0,680; no caso do MLSRP a redução do erro padrão residual foi de 3,287 a 3,283 e quando foi utilizado o MQSRP os valores do EPR diminuíram de 3,004 a 2,976. Analisando-se estes resultados, pode-se perceber que o método da máxima curvatura modificada apresentou a maior redução de EPR comparado com os modelos segmentados, sendo, portanto, o método que demonstra melhor resposta a transformação de dados via regressão antitônica.

Tabela 11 Valores do Erro padrão residuais (EPR) obtidos pelos métodos da máxima curvatura modificada (MMCM), do modelo linear segmentado com resposta platô (MLSRP) e do modelo quadrático segmentado com resposta platô (MQSRP), sem e com antitonização, para a característica produção de grãos de soja.

Característica	Modelo	Erro padrão residual (EPR)	
		Não antitonizados	Antitonizados
Produção	MMCM	0,842	0,680
	MLSRP	3,287	3,283
	MQSRP	3,004	2,976

O procedimento de correção de dados via regressão antitônica, mostrou-se eficiente em relação aos ajustes de três modelos. O procedimento reduziu o desvio padrão das estimativas para quase todos os parâmetros, implicando uma diminuição da amplitude dos intervalos de confiança e a redução do erro padrão

residual nos três métodos, evidenciando que os parâmetros foram estimados com maior precisão, melhorando assim a qualidade do ajuste. Verifica-se que o efeito da antitonzificação foi mais expressivo quando foi aplicado no método da máxima curvatura modificada.

4.8 Método da curvatura máxima do coeficiente de variação (MCMCV)

Utilizando-se os 1152 dados coletados no campo (Tabela 12, ANEXO A), sem necessidade de fazer agrupamentos das UEB; como descrito na seção 2.2.9; foi estimado o coeficiente de autocorrelação que apresentou uma estimativa de $\hat{\rho} = 0,29$. ($S^2 = 860,65$ e $\bar{Z} = 85,36$). Substituindo esses valores na equação 2.29, proposta por Paranaíba et al. (2009) obteve-se que o tamanho de parcela, pelo MCMCV, resultou em $X_0 = 5,99$ UEB (Figura 3). Assim, por este método, o tamanho de parcela deve ser de aproximadamente 6 UEB, o que corresponde a parcela de 1,62m². Martin et al. (2007) num experimento desenvolvido no município de Santa Maria (RS) com soja, variedade BRS 137 de ciclo semiprecoce, determinaram que o tamanho ótimo de parcela via método de Hatheway é 5,79 UEB, correspondendo a parcelas com 2,25m² de área.

A comparação dos resultados dos métodos aplicados reforça o fato de que os métodos de curvatura tendem a fornecer um valor que subestima o ótimo. Os resultados obtidos são maiores aos estimados pelo MMCM, concordando assim com Paranaíba et al., (2009a) que trabalhando com novos métodos de estimação, determinaram que o MCMCV minimiza a subestimação dos métodos de máxima curvatura ao estimar valores superiores ao MMCM.

No método da máxima curvatura do coeficiente de variação não foi aplicado a transformação de dados via regressão antitônica, pois, por ser um

método simples, basta determinar o coeficiente de autocorrelação e a média e variância amostral para poder estimar o tamanho adequado de parcela, sem necessidade de se preocupar por convergências e qualidade de ajuste.

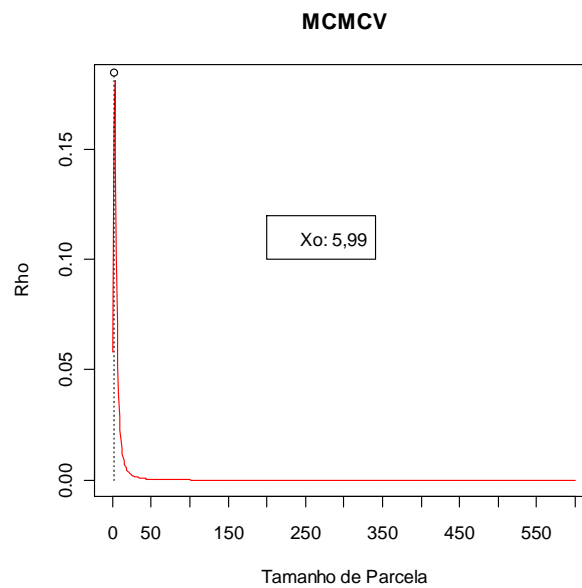


Figura 3 Relação entre curvatura e tamanho de parcela (X) de um ensaio em branco com soja.

Comparando-se os quatro métodos utilizados neste trabalho (MMCM, MLSRP, MQSRP, MCMCV), pode-se afirmar que se utilizar o MQSRP obtêm-se as maiores estimativas de tamanhos de parcelas, ultrapassando os valores estimados pelos métodos MMCM, MLSRP e CMCV. Os menores tamanhos de parcela foram estimados utilizando o método de máxima curvatura.

5 CONCLUSÕES

O método da máxima curvatura modificada se ajusta melhor aos dados, porém subestima o tamanho ótimo de parcela.

Os modelos segmentados mostram-se adequados para estimar tamanhos ótimos de parcela em experimentos com soja, sendo que o método do modelo quadrático segmentado com resposta platô estima o maior valor referente ao tamanho ótimo de parcela em soja.

A transformação de dados via regressão antitônica melhora a qualidade de ajuste em todos os modelos. O método da máxima curvatura modificada apresenta a melhor resposta a transformação dos dados via regressão antitônica. O método da regressão antitônica pode ser utilizado na estimação do tamanho ótimo de parcela, uma vez que melhora o ajuste dos modelos.

A regressão antitônica aplicada ao modelo linear segmentado com resposta platô faz diminuir o valor de tamanho ótimo de parcela estimado pelo método.

O tamanho ótimo de parcela recomendado é de 22 unidades experimentais básicas, o que representa 5,94 m² de área estimada utilizando o modelo linear segmentado com resposta platô com transformação de dados via regressão antitônica.

O tamanho de parcela varia segundo o método utilizado. É conveniente a utilização de mais de um método na estimação do tamanho ótimo de parcela para assim poder optar por aquele que melhor se adequa as necessidades e aos recursos disponíveis.

REFERÊNCIAS

ABIOVE- Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais. Disponível em <<http://www.abiove.com.br>>. Acesso em: 15/12/2012.

AKAIKE, H. **A new look at the statistical model identification**. IEEE Transactions on Automatic Control., Boston, v.19, n.6, p.716-723, Dec. 1974.

ANEC-Associação Nacional dos Exportadores de Cereais; **Soja em grãos** Disponível em:< <http://www.anec.com.br/pdf-portugues/EvolucaoAreaPlantadaSojaGraos.pdf>>. Acesso em: 20/11/2012.

ANP- Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. Disponível em:<<http://www.usp.br/feaecon/media/fck/File/Biodiesel_AIEA2_Portugues.pdf>. Acesso em: 15/12/2012.

ANUÁRIO brasileiro da soja. Santa cruz do sul: Gazeta Santa Cruz, 2011. P. 6.

ANUÁRIO brasileiro da soja. Santa cruz do sul: Gazeta Santa Cruz, 2011. P. 18.

BAKKE, O. A. **Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais**. 1988. 142f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1988.

BARLOW, R. E. et al. **Statistical inference under order restrictions: the theory and application of isotonic regression**. New York: J. Wiley, 1972. 388p.

BARROS, J. M. S. et al. Exigência nutricional de sódio para frangos de corte de 1 a 21 dias de idade. **Revista da sociedade Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 30, n. 3, suplemento 01, p.1044-1051, 2001.

BUENO, A.; PIMENTEL GOMES. F. Estimativa do tamanho de parcela em experimentos de mandioca. **Revista Brasileira de Mandioca**, Cruz das almas, v.2, n.2, p.39-44, 1983.

CABO MUNOZ, M. Trials with perennial tropical crops in comercial fields in 1971-1989. **Revista de la Facultad de Agronomia de la Universidad Central de Venezuela**. V. 18, n.1, p. 133-158, 1992.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra de caracteres de genótipos de soja. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.39 n.4, p.983-991, jul. 2009.

CARGNELUTTI FILHO, A. et al. Tamanho de amostra de caracteres de cultivares de feijão. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.38n.3, p.635-642, mai/jun, 2008.

CHAVES, L. J. **Tamanho da parcela para seleção de progênies de milho (*Zea mays* L.)** 1985. 148f. Tese (Doutorado em Genética e melhoramento)- Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1985.

COCHRAN, W. G.; COX, G. M. **Experimental design**. 2nd ed. New York: John Wiley, 1957. 611p.

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento; **Balança Comercial do agronegócio**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=547&t=2>>. Acesso em 23/03/2012.

CORREA, E. Tamanho e forma de parcelas para experimentos de soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, n.9, p.49-59. 1974.

DONATO, S. L. R. et al. Correlações entre caracteres da planta e do cacho em bananeira (*Musa* spp). **Ciência e Agrotecnologia**, v.30, p.21-30, 2006.

DURBIN, J.; WATSON, G. Testing for serial correlation in least squares regression. **Biometrika**, n.37, p.409-428, 1950.

DURNER, E. F. OPS: A computer program for estimating optimum plot size for field research. **Hortscience**, Amsterdam, v.24, n.6, p. 1040, 1989.

EMBRAPA – Empresa brasileira de Pesquisa Agropecuária; **Soja em números (safra 2010/2011)**. Disponível em: <http://www.cnpso.embrapa.br/index.php?cod_pai=2&op_page=294>. Acesso em: 10/02/2012.

ESTEFANEL, V., SACCOL, A. V. et al. Tamanho da amostra para estimar características agronômicas da soja. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 14, n. 3-4, p.221-229, 1984.

FEDERER, W. T. **Experimental desing**. New York: Macmillan, 1955. 544p.

FEDERER, W. T. **Experimental desing: theory and application**. 2nd ed. New York: Macmillan Company, 1963. 544p.

FERREIRA, D. V. **Estatística experimental aplicada à agronomia**. 3. ed. Maceió: EDUFAL – Universidade Federal de Alagoas, 2000, 419p.

GALLANT, A. R. **Nonlinear statistical models**. New York: J. Wiley, 1987. 610p.

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

HATHEWAY, W. H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v.53, n.4, p.279-280, 1961.

HENRIQUES NETO, D. et al. Tamanho de parcelas em experimentos com trigo irrigado sob plantio direto e convencional. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. V. 39, p.517-524, 2004.

KELLER, K. Uniformity trials on hops, *Humulus lupulus* L. for increasing the precision of field experiments, **Agronomy Journal**, v.41, p. 17-21, 1949.

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

LESSMAN, K. J.; ATKINS, R. E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice desings for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, v.3, n.5, p.477-481, 1963.

LIN, C. S.; BINNS, M. R. Working rules for determining the plot size and numbers of plots per block in field experiments. **Journal of Agricultural Science**. Cambridge, v.103, p.11-15, 1984.

MAMEESH, M. S. et al. The effect of penicillin on the thiamine requirement of the rat. **Br. J. Nutr.**, v.10, p.23-27, 1956.

MAPA- Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Soja**. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/vegetal/culturas/soja>>. Acesso em: 20/11/2012.

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

MARTIN, T. N. et al. Metodologia experimental para rendimento de grãos de soja em condições de restrição de espaço. **Bragantia**, v.66, p.521-526, 2007.

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.

MUNIZ, J. A. et al. Estudo do tamanho de parcelas experimentais em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill, usando parcelas lineares. **Ciência e Agrotecnologia**, v.33 n. 4, p.1002-1010, 2009.

OLIVEIRA, G. M. et al. Tamanho e forma de parcelas experimentais para *Eremanthus erythropappus*. **Cerne**, Lavras, v.17, n.3, p. 327/338. jul./set. 2011.

OLIVEIRA, P.H. **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, Santa Maria.

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

PIMENTEL GOMES, F. Novos aspectos do problema do tamanho 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.

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.

PARANAÍBA, P.F. et al. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimação. **Revista Brasileira de Biometria**, v.27, n.2, p.255-268, 2009a.

PARANAÍBA, P. F. et al. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: comparação de métodos em experimentos de trigo e mandioca. **Revista Brasileira de Biometria**, v.27, p.81-90, 2009b.

PEIXOTO, A. P. et al. Modelos de regressão com platô na estimativa do tamanho de parcelas em experimento de conservação *in vitro* de maracujazeiro. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.41 n.11, p.1907-1913, nov. 2011.

PIGNARATO, I. A. B.; GONÇALVES, H. M. Estimativa de melhor tamanho de parcela para experimentos de soja. **Agronomia Sulriograndense**, Porto Alegre, v.8, n.2, p.153-159, 1972.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: a language and environment for statistical computing. 2012. Disponível em: < <http://www.R-project.org> > Acesso em: 10 mai. 2012.

RAMALHO, M.A.P. et al. **Aplicações da Genética Quantitativa no Melhoramento de Plantas Autógamas**. Lavras: UFLA, 2012. 522p.

REZENDE, D.M.L.C. et al. Ajuste de modelos de platô de resposta para a exigência de zinco em frangos de corte. **Ciência e Agrotecnologia**, v.31 n. 2 p.468-478, 2007.

ROBBINS, K. L. **A method, SAS program, and exemple for fitting the broken-line to growth data**. Tennessee: University of Tennessee, Agricultural Experiment Station, 1986. 8p. (Research Report 86/29).

ROESSING, A. C. et al. **As Perspectivas da Expansão da Soja**. Anais dos Congressos. XLIII Congresso da Sober em Ribeirão preto. São Paulo, 2005.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **Annals of statistics**, v. 6, p. 461-464, 1978.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality. **Biometrika**, v.52 n.3, p. 591-611, 1965.

SILVA E. C. da. Tamanho e forma de parcelas para experimentos de soja. **Pesquisa Brasileira Brasileira**, v.9, p.49-59, 1974.

SILVA, R. L. da. **Influência do tamanho da parcela em testes clonais de eucalipto**. 2001. 67 f Dissertação (Mestrado em Ciência florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2001.

SIMPLÍCIO, E. et al. Determinação do tamanho de parcelas experimentais em pavoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden I: parcelas retangulares. **Cerne**, Lavras, v.2, n.1, p. 53-65, 1996.

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.

SOUZA, E. M. et al. Regressão isotônica aplicada a análise probit em ensaios dose-resposta sequenciais. **Revista Brasileira de Biometria**, n.29, p. 122-146, 2011.

STEEL, R. G. D. et al. **Principles and procedures of statistics**. 3.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, RS: UFSM, 2000. 198 p.

STORCK, L. et al. Comprimento e largura do tamanho ótimo da parcela experimental em batata. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.35 n.5, p.1043-1048, set/out. 2005.

STORCK, L. et al. Comparação de métodos de estimativa do índice de heterogeneidade do solo e do tamanho ótimo de parcela em experimento com soja. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.12,n.2-3, p.189-202, 1982.

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

VIEIRA, J. V.; SILVA, G. O. Tamanho mínimo de parcela para avaliação de caracteres de raiz em cenoura. **Bragantia**, Campinas, v. 67, n. 4, p. 1047-1052, 2008.

ZANON, M. L. B.; STORCK, L. Tamanho ótimo de parcelas experimentais para Eucalyptus Saligna Smith em dois estágios de desenvolvimento. **CERNE**, Lavras, v.6 n.2, p.104-111, 2000.

ZHANG, R. et al. Heterogeneity plot shape effect and optimum plot size. **Geoderma**, Amsterdam, v. 62, p. 183-197, 1994.

ANEXOS

ANEXO A – Dados de produção de soja, expressas em gramas, atualizados a rendimentos atuais utilizados para estimar o tamanho ótimo de parcela na cultura da soja.

Tabela 12 Dados referentes a produção de grãos de soja expressa em gramas.

	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8
L1	88,14	248,97	177,68	160,58	207,71	215,55	199,72	151,78
L2	187,44	285,96	91,92	124,33	223,77	207,05	115,92	153,51
L3	67,50	58,06	74,32	83,63	62,02	89,87	136,87	62,51
L4	62,90	67,02	65,76	103,21	106,73	54,19	46,42	60,13
L5	75,09	65,26	114,87	81,40	116,70	86,24	109,41	93,34
L6	131,96	72,63	65,35	109,10	107,45	55,42	85,89	67,30
L7	116,12	77,80	98,30	134,89	64,27	61,01	87,26	87,04
L8	68,67	108,53	59,76	44,84	50,85	46,12	43,24	103,36
L9	96,45	87,41	97,67	113,48	114,69	59,16	73,91	81,62
L10	95,29	104,42	68,82	78,99	106,77	59,03	119,58	102,77
L11	124,70	48,49	28,81	105,67	101,05	81,19	83,81	55,73
L12	86,66	82,78	118,67	68,78	127,33	83,56	85,81	97,69
L13	102,55	126,26	56,68	112,01	97,96	49,86	53,49	45,21
L14	106,98	113,14	65,45	72,68	94,11	66,09	59,80	79,52
L15	119,82	59,46	133,85	66,74	110,06	105,25	59,52	80,04
L16	57,78	79,09	96,59	88,69	75,58	75,68	114,91	92,30
L17	149,41	126,42	119,46	77,53	97,41	75,44	58,81	34,44
L18	80,19	56,68	138,96	67,98	90,78	76,32	82,46	37,74
L19	115,28	62,37	68,95	117,11	92,25	85,45	86,71	49,54
L20	129,83	45,65	121,75	85,69	51,67	33,09	51,81	49,60
L21	111,74	91,63	83,82	98,37	60,37	91,92	97,56	70,50
L22	132,86	57,89	109,48	77,44	117,46	47,39	87,52	66,73
L23	58,30	110,33	123,89	87,78	87,37	92,25	98,26	73,91
L24	65,48	64,57	111,39	80,08	107,10	88,97	55,22	78,71
L25	115,83	66,18	122,86	86,41	88,17	58,06	85,28	42,91

“Tabela 12, continua”

	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8
L26	73,92	100,65	105,85	67,63	110,29	66,53	96,21	34,85
L27	95,88	67,05	119,47	90,12	98,54	88,64	81,90	36,48
L28	80,77	74,14	118,17	69,61	101,34	76,52	107,23	43,90
L29	84,84	70,91	129,43	97,13	104,59	43,34	91,94	75,49
L30	103,24	78,46	94,61	82,26	114,32	50,89	89,90	89,06
L31	86,38	123,62	95,62	94,30	71,31	38,89	75,11	63,72
L32	109,01	119,44	87,15	67,94	117,51	52,06	92,27	85,87
L33	76,18	99,94	139,04	82,06	86,53	90,05	49,18	47,77
L34	118,10	76,51	83,23	89,32	117,15	57,04	113,97	64,35
L35	80,16	94,90	94,72	86,11	108,96	58,66	145,78	117,79
L36	155,32	104,64	102,94	68,12	70,29	66,69	97,55	59,48
L37	106,13	118,53	110,33	77,14	34,24	133,68	56,32	82,42
L38	50,08	113,00	85,12	78,24	99,31	48,79	91,15	72,23
L39	88,55	61,24	103,65	108,79	92,36	41,54	52,32	52,58
L40	83,36	89,99	84,84	63,82	65,41	53,66	69,81	90,73
L41	116,93	66,94	110,00	86,79	92,82	39,94	70,16	76,54
L42	101,95	123,51	98,54	83,63	108,44	60,81	99,62	56,17
L43	85,72	62,56	95,35	81,36	85,91	80,31	65,57	58,00
L44	74,28	88,25	70,38	67,10	107,97	105,25	57,56	28,23
L45	69,11	81,87	74,26	68,60	54,30	42,68	65,23	66,69
L46	123,05	84,13	129,87	80,62	119,80	108,90	45,02	64,42
L47	97,27	114,38	82,37	137,02	51,49	47,27	76,37	80,61
L48	91,74	86,96	137,46	72,93	82,51	77,18	103,47	73,22

“Tabela 12, Continua”

	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16
L1	204,47	146,33	143,50	112,15	105,93	91,18	88,88	126,95
L2	125,08	145,65	115,57	96,04	122,72	174,24	153,12	125,95
L3	84,29	108,05	73,44	81,19	56,49	81,85	93,05	85,94
L4	111,85	58,72	108,13	53,77	103,07	94,23	108,75	97,00
L5	120,15	123,08	101,32	98,68	99,36	103,03	75,93	68,27
L6	85,45	102,92	140,57	72,96	86,11	93,79	66,53	128,02
L7	74,83	66,15	74,32	121,99	101,23	71,31	74,01	72,79
L8	83,45	111,76	61,25	96,39	52,62	67,21	75,01	125,47
L9	91,95	98,43	113,40	78,11	103,41	84,69	98,19	51,29
L10	70,27	90,29	100,02	116,63	153,27	101,13	98,70	104,29
L11	75,31	65,15	102,81	38,12	117,05	98,41	72,62	52,31
L12	87,43	115,04	94,16	68,89	68,31	111,61	61,12	85,47
L13	89,88	50,04	96,91	89,19	46,86	82,75	94,53	106,95
L14	56,32	151,28	144,52	66,47	65,93	78,72	158,21	79,45
L15	55,55	91,39	97,44	94,12	68,78	130,09	60,32	76,15
L16	49,62	60,02	67,83	89,85	105,63	43,23	95,25	84,79
L17	87,81	51,82	51,35	71,28	66,36	73,96	71,57	112,04
L18	70,76	56,28	54,15	52,06	35,71	106,46	77,75	118,80
L19	93,20	62,44	100,24	90,01	80,50	100,54	81,87	98,92
L20	99,34	78,17	93,95	80,06	84,40	128,11	68,43	78,74
L21	77,44	82,57	104,28	87,68	57,56	108,86	70,40	105,30
L22	104,46	46,49	104,61	81,41	74,15	79,70	106,35	121,09
L23	83,36	63,89	95,07	76,24	108,31	72,52	78,83	90,40
L24	56,87	115,64	66,33	120,48	83,25	77,15	103,73	91,92
L25	74,76	124,59	78,38	92,87	84,36	99,47	82,61	100,13
L26	108,46	69,66	76,59	91,26	66,36	81,21	118,02	68,82
L27	87,41	105,01	38,56	86,36	77,58	68,49	78,02	98,59
L28	73,95	70,91	113,33	81,96	90,67	96,57	85,56	66,69
L29	54,78	81,32	80,36	122,61	31,78	55,47	88,36	61,82
L30	69,00	77,89	77,18	57,45	67,72	101,64	77,75	93,27
L31	56,06	63,45	60,57	88,29	96,50	74,47	115,46	91,15
L32	77,33	63,34	57,51	79,10	76,34	52,68	91,19	90,85
L33	83,25	61,14	68,60	100,46	87,65	80,92	82,26	78,94

“Tabela 12, continua”

	C9	C10	C11	C12	C13	C14	C15	C16
L34	88,55	82,09	70,87	80,04	98,37	86,64	96,87	113,81
L35	115,26	30,87	60,42	75,44	67,39	32,27	76,37	92,51
L36	74,67	83,69	93,17	91,55	76,65	46,27	51,71	96,89
L37	81,82	55,47	51,04	115,70	79,65	105,72	53,00	89,10
L38	95,84	95,07	73,84	113,83	73,22	76,21	89,94	85,87
L39	79,76	87,02	97,93	63,43	101,73	58,58	78,98	83,12
L40	106,60	100,98	46,95	60,72	126,51	105,08	97,77	95,03
L41	100,77	66,34	63,26	71,68	71,29	77,62	60,84	58,89
L42	55,28	110,43	113,70	75,36	61,08	53,16	108,53	99,25
L43	87,26	73,29	67,76	101,73	80,50	52,47	97,27	133,86
L44	131,46	100,17	83,91	73,87	51,51	65,55	75,52	91,59
L45	99,53	111,77	79,31	88,80	99,86	101,12	71,31	87,79
L46	66,03	69,06	77,95	121,51	52,72	104,70	82,20	52,34
L47	72,22	66,75	42,69	84,70	100,30	60,92	77,45	64,30
L48	56,46	81,49	69,97	127,25	101,34	99,33	64,90	50,35

“Tabela 12, continua”

	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24
L1	208,08	179,04	119,66	128,93	124,81	108,03	169,25	134,94
L2	209,31	194,04	162,76	140,61	163,57	165,40	225,75	217,12
L3	71,31	64,53	82,56	72,01	82,48	149,06	147,87	138,86
L4	77,76	57,70	85,61	84,49	78,57	120,66	45,72	85,15
L5	123,27	97,57	125,71	71,73	93,67	99,06	91,09	105,22
L6	84,24	68,84	95,55	109,52	98,37	56,99	98,96	77,29
L7	114,08	48,65	98,43	77,39	48,65	49,95	65,09	97,78
L8	85,32	68,45	59,03	65,26	74,45	147,74	67,28	79,16
L9	121,76	90,75	67,33	137,27	83,12	129,81	91,52	72,80
L10	81,47	88,62	78,50	75,04	44,74	71,02	64,16	107,14
L11	86,14	63,14	80,00	81,74	100,90	97,27	63,86	51,92
L12	88,07	74,23	83,45	58,15	57,60	67,42	71,26	64,69
L13	98,68	56,72	92,60	57,82	81,76	131,99	57,93	80,31
L14	129,87	50,26	96,69	78,66	60,94	133,64	42,42	48,32
L15	58,33	61,45	60,72	74,12	86,56	61,61	65,30	46,54
L16	61,93	116,52	64,46	64,53	47,17	91,84	25,70	75,71
L17	85,21	29,44	67,86	63,10	84,52	146,88	90,12	64,53
L18	53,31	64,56	42,01	90,41	82,92	87,65	42,86	57,38
L19	68,97	90,29	71,53	96,15	61,80	88,12	56,77	88,86
L20	80,39	121,47	77,53	75,53	70,82	74,69	97,20	86,05
L21	68,98	86,82	143,86	118,35	96,90	101,05	96,58	127,17
L22	51,78	73,02	83,67	62,62	102,15	82,75	81,60	145,27
L23	77,47	72,74	97,11	92,47	89,11	51,62	71,28	152,56
L24	91,77	105,67	94,80	58,36	80,50	74,43	56,17	82,31
L25	83,52	71,27	50,23	56,41	46,68	110,97	68,29	105,50
L26	72,52	57,18	62,93	85,51	113,77	104,48	103,17	90,04
L27	79,34	30,01	26,58	80,92	93,83	99,14	75,99	86,00
L28	81,74	96,87	104,86	15,83	69,08	80,11	45,50	44,51
L29	80,83	116,16	103,87	62,02	70,96	84,99	35,34	83,89
L30	88,25	65,34	75,31	57,34	104,37	81,84	47,73	69,25
L31	81,93	82,48	82,79	70,05	37,58	99,44	46,27	124,26
L32	71,97	100,02	66,81	91,64	173,15	77,89	77,84	54,57

“Tabela 12, conclusão”

	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24
L33	65,23	77,23	64,82	69,66	100,00	54,12	89,17	51,79
L34	67,99	69,18	71,15	50,30	83,03	84,27	11,76	73,29
L35	61,01	96,87	72,69	72,28	72,89	55,12	73,22	75,77
L36	84,58	87,65	91,83	78,31	42,91	63,76	75,91	67,68
L37	52,72	79,70	90,23	58,70	97,20	78,72	50,92	77,89
L38	53,89	85,50	102,04	33,18	49,40	62,70	38,20	54,04
L39	66,44	77,14	69,14	53,05	61,34	82,09	84,69	76,65
L40	117,79	77,80	85,17	27,36	118,01	104,37	33,51	72,28
L41	65,76	100,19	96,04	40,38	59,08	54,48	90,71	72,80
L42	90,73	71,93	53,97	61,75	47,28	61,12	52,39	80,33
L43	88,31	82,06	73,68	66,21	78,79	55,20	97,49	58,08
L44	69,09	102,75	84,26	55,58	46,51	77,25	52,37	40,46
L45	109,52	86,64	90,87	66,40	104,20	111,13	68,87	81,08
L46	141,75	41,92	76,96	91,08	78,57	72,14	52,56	36,99
L47	65,96	75,49	63,67	89,16	75,64	54,67	89,41	86,55
L48	68,63	93,42	106,51	68,06	93,07	92,65	62,91	137,97