



JOAQUIM FRANCISCO MAZUNGA

**AVALIAÇÃO DA TÉCNICA DE PAPADAKIS APLICADA EM
MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO DE TAMANHO DE PARCELAS
EXPERIMENTAIS NA CULTURA DE SOJA**

LAVRAS – MG

2018

JOAQUIM FRANCISCO MAZUNGA

**AVALIAÇÃO DA TÉCNICA DE PAPADAKIS APLICADA EM MÉTODOS DE
ESTIMAÇÃO DE TAMANHO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS NA CULTURA DE
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 obtenção do título de Mestre.

Dr. Augusto Ramalho de Moraes

Orientador

LAVRAS – MG

2018

**Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Geração de Ficha Catalográfica da Biblioteca
Universitária da UFLA, com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).**

Mazunga, Joaquim Francisco.

Avaliação da técnica de Papadakis aplicada em métodos de
estimação de tamanho de parcelas experimentais na cultura de soja :
Avaliação da técnica de Papadakis aplicada em métodos de
estimação de tamanho de parcelas experimentais na cultura de soja /
Joaquim Francisco Mazunga. - 2018.

43 p.

Orientador(a): Augusto Ramalho de Moraes.

.
Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de
Lavras, 2018.

Bibliografia.

1. Tamanho de parcelas experimentais. 2. Técnica de
Papadakis. 3. Eficiência da técnica de Papadakis. I. de Moraes,

JOAQUIM FRANCISCO MAZUNGA

**AVALIAÇÃO DA TÉCNICA DE PAPADAKIS APLICADA EM MÉTODOS DE
ESTIMAÇÃO DE TAMANHO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS NA CULTURA DE
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 obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 11/10/2018.

Dr. João Domingos Scalon UFLA
Dr. Joel Augusto Muniz UFLA
Dra. Alessandra Querino da Silva UFGD

Dr. Augusto Ramalho de Moraes
Orientador

**LAVRAS – MG
2018**

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela vida e saúde que tem me consedido.

À minha família pelo suporte moral, concretamente a minha esposa, filhas, irmãs e irmãos.

À Universidade Federal de Lavras (UFLA) através da coordenação do Departamento de Estatística, no programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação agropecuária, por ter me aceite e pelos conhecimentos adquiridos.

Ao meu orientador, professor Augusto Ramalho de Moraes pela paciência, disponibilidade, ensinamentos e encorajamento.

A todos professores do programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária pelo aprendizado.

Aos colegas do curso no programa, pela disponibilidade e colaboração na consolidação das matérias lecionadas. Em especial ao Vitor Ferreira, a Kelly Lima e ao Sérgio Domingos Simão.

Ao Instituto de Bolsas de Estudo (IBE)- Moçambique, pela concessão da bolsa de estudos.

À Maria Mendes e sua família, pelo cuidado e suporte moral.

RESUMO

O tamanho de parcela experimental deve ser adequado para que se reduza o erro experimental e aumente a precisão, daí haver necessidade de se ter experimentos mais eficientes. E, para a determinação de tamanhos de parcelas experimentais são encontrados muitos métodos na literatura que apresentam resultados adequados, mas, alguns métodos têm apresentado resultados não satisfatórios, com tamanhos excessivamente pequenos ou grandes. Para contornar esse problema, uma alternativa é a utilização da técnica de Papadakis. Por tal, o objetivo deste trabalho é avaliar a utilização do método de Papadakis para estimação de tamanho de parcelas experimentais com aplicação na cultura de soja. Este método consiste em ajuste espacial que utiliza as médias móveis dos erros experimentais calculadas entre as parcelas vizinhas como covariáveis. Para estimação do tamanho de parcelas foram utilizados os métodos da máxima curvatura modificada, método do modelo linear segmentado com platô e o método de máxima curvatura do coeficiente de variação considerando os dados originais e os ajustados pelo método de Papadakis. Para a verificação da eficiência dos métodos foram utilizados o critério de informação de Akaike, o coeficiente de determinação ajustado e o desvio padrão residual. Verificou-se que o uso do método de Papadakis proporciona bom ajuste na estimação de tamanhos de parcelas experimentais usando estimativas dos métodos de máxima curvatura modificada e o método de máxima curvatura do coeficiente de variação.

Palavras-chave: Planejamento experimental, precisão experimental, média móvel, máxima curvatura, ajuste dos dados, ensaio de uniformidade.

ABSTRACT

The experimental plot size should be adequate to reduce the experimental error and increase the experimental precision, hence the need for more efficient experiments. And for the determination of experimental plot sizes many methods are found in the literature that present adequate results, but some methods have presented unsatisfactory results with excessively small or large sizes. To circumvent this problem, an alternative is the use of the Papadakis technique. Therefore, the objective of this work is to evaluate the use of the Papadakis method for size estimation of experimental plots with application in the soybean crop. This method consists of spatial adjustment using the moving averages of the calculated experimental errors among neighboring plots as covariates. For the plot size estimation, the methods of maximum modified curvature, method of the linear model with plateau and the method of maximum curvature of the coefficient of variation considering the original data and those adjusted by the Papadakis method were used. The Akaike information criterion, the adjusted coefficient of determination and the residual standard deviation were used to verify the efficiency of the methods. It was found that the use of the Papadakis method provides a good fit in the estimation of experimental plot sizes using estimates of the maximum modified curvature methods and the maximum coefficient of variation curvature method.

Keywords: Experimental planning, experimental precision, moving average, maximum curvature, data adjustment, uniformity test.

LISTA DE FIGURAS

Figura 3.1 – Croqui do experimento conduzido no delineamento em blocos casualizados, com três blocos (repetições), ilustrando o sorteio dos dez tratamentos em cada bloco.	24
Figura 3.2 – Croqui de uma parcela experimental constituída por quatro fileiras, e cada fileira contém 48 plantas que constituem as (UB).	25
Figura 3.3 – Esquema de agrupamentos de unidades experimentais básicas vizinhas para a formação de diferentes tamanhos de parcelas de um ensaio em branco. . .	26
Figura 4.1 – Relação entre o coeficiente de variação (CV) e tamanho de parcela (X_0), equação de regressão do método de máxima curvatura modificada, estimativa do tamanho da parcela (X_0), sem o uso da correção de Papadakis, para peso por planta (g) da cultivar de soja C9.	34
Figura 4.2 – Relação entre o coeficiente de variação (CV) e tamanho de parcela (X_0), equação de regressão do método de máxima curvatura modificada, estimativa do tamanho da parcela (X_0), com o uso da correção de Papadakis, para peso por planta (g) da cultivar de soja C9.	35

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Produção de grãos em gramas (g) da cultura de soja, de um ensaio em branco.	13
Tabela 2.2 – Representação dos erros experimentais de grãos em gramas (g) da cultura de soja, de um ensaio em branco.	19
Tabela 3.1 – Estrutura de agrupamento das estruturas básicas (UB), constando os formatos, tamanho de parcela em UB e número total de UB, sendo as UB constituídas por plantas para cada cultivar de soja.	25
Tabela 4.1 – Valores de tamanho de parcela (X) em número de unidades básicas (UEB), e estimativas médias básicas dos coeficientes de variação (CV_x), relativos ao peso por planta de cultivares de soja.	31
Tabela 4.2 – Estimativas dos parâmetros (a) e (b) com os seus respectivos erros padrão assintóticos (ep), do tamanho de parcela (X_0), do coeficiente de determinação ajustado (R_a^2), do critério de avaliação de Akaike (AIC) e do desvio padrão residual (DPR) para dados não ajustados pelo método de Papadakis (s/P) e ajustados (c/P) de peso por planta em dez cultivares de soja.	33
Tabela 4.3 – Estimativas dos parâmetros (β_0) e (β_1) com os seus erros padrão (ep), do coeficiente de variação no ponto platô (CVP), do tamanho de parcela (X_0), do coeficiente de determinação de ajustado (R_a^2), do critério de avaliação de Akaike (AIC) e do desvio padrão residual (DPR) para dados não ajustados (s/P) e ajustados (c/P) usando o método do modelo linear segmentado com resposta platô de peso por planta de cultivar de soja.	36
Tabela 4.4 – Estimativas do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), do tamanho de parcela (X_0) usando o método de ajuste de Papadakis (c/P) e sem o uso (s/P) e do coeficiente de variação (CV).	38

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	11
2.1	Parcela experimental	11
2.2	Precisão experimental	11
2.2.1	Ensaio de uniformidade	13
2.3	Tamanho ótimo de parcela experimental	13
2.4	Métodos de estimação de tamanho de parcelas experimentais	15
2.5	O método de Papadakis	16
2.5.1	Eficiência do método de Papadakis	16
2.5.2	Implementação do método de Papadakis	18
2.6	Método da máxima curvatura modificada	19
2.6.1	Índice de heterogeneidade do solo	20
2.7	Modelo linear segmentado com resposta platô	21
2.8	Método de máxima curvatura do coeficiente de variação	22
3	METODOLOGIA	24
3.1	Material	24
3.2	Métodos	25
3.3	Medidas de qualidade de ajuste e critérios de avaliação	26
3.4	Procedimentos de estimação	27
3.4.1	O método de Papadakis	27
3.4.2	Método de máxima curvatura modificada	28
3.4.3	Modelo linear segmentado com resposta platô	29
3.4.4	Método de máxima curvatura do coeficiente de variação	29
3.5	Recursos computacionais	30
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	31
4.1	Análise preliminar dos dados	31
4.2	Método de máxima curvatura modificada (MMCM)	32
4.3	Método do modelo linear segmentado com resposta platô (MLRP)	35
4.4	Método de máxima curvatura do coeficiente de variação (MMCV)	37
4.5	Comparação dos métodos	39
5	CONCLUSÃO	40

REFERÊNCIAS 41

1 INTRODUÇÃO

Por ser crescente o desenvolvimento de tecnologias nas diversas áreas de pesquisa, é necessário a condução de experimentos com maior precisão, em vista da necessidade de se detectar menores diferenças entre tratamentos. Desse modo, deve-se dar melhor atenção no planejamento com a finalidade de se utilizar um tamanho de parcela ótimo, o qual possibilita reduzir o erro experimental, melhorando a precisão experimental e possibilitando a obtenção de informações confiáveis, conduzindo ao sucesso da pesquisa.

A variabilidade existente entre unidades experimentais que tenham recebido o mesmo tratamento, faz com que se verifique erro experimental. O tamanho de parcela adequado e o aumento do número de repetições são técnicas eficientes que se bem planejadas, contribuem para a obtenção de boa precisão nos experimentos. Mas, o aumento indefinido do número das repetições faz com que aumente os custos dos ensaios, dado que será necessária uma área maior para realização do experimento. Daí, vem a necessidade de que no planejamento experimental tem que se combinar o número de repetições com a escolha de um tamanho de parcela adequado.

Mesmo que se considere que quanto maior for o tamanho da parcela, ocorre uma diminuição do erro experimental, aumentando a precisão do experimento, essa relação não é linear. Com o aumento no tamanho da parcela, ocorre uma maior redução no erro experimental até um determinado ponto, a partir do qual o ganho com a precisão diminui. Assim, surge a necessidade de estudar os métodos de determinação de tamanho ótimo de parcelas. Na literatura existem vários métodos propostos, os quais são utilizados com relativa eficiência, conforme a situação em que são aplicados. Entre eles, se destacam, como os mais usados, o método da máxima curvatura modificada e o método do modelo linear segmentado com resposta platô. Mas, esses métodos em algumas situações, tem apresentado alguns problemas de subestimação do tamanho ótimo de parcela. Com a finalidade de contornar problemas de estimação do tamanho de parcela, a técnica de Papadakis (PAPADAKIS, 1937) tem sido uma alternativa adequada, com a qual se tem revelado ganhos de precisão em experimentos de competição de cultivares como milho e feijoeiro.

Nesse sentido, este trabalho teve como objetivo avaliar a aplicação da técnica de Papadakis como alternativa na estimação de tamanho de parcelas experimentais, utilizando os métodos de máxima curvatura modificada, do modelo linear segmentado com resposta platô e do método da máxima curvatura do coeficiente de variação, com aplicação na cultura da soja.

De modo específico incluem-se nos objetivos: i) estimação do tamanho de parcela utilizando dados de peso por planta sem e com transformação pela técnica de Papadakis; ii) comparar os métodos da máxima curvatura modificada, do método linear segmentado com resposta platô e do modelo da máxima curvatura do coeficiente de variação aplicados aos dados sem e com aplicação da técnica de Papadakis.

Os próximos capítulos que compõe este trabalho são a revisão bibliográfica, a metodologia, resultados e discussão, e a conclusão. Na revisão bibliográfica são apresentadas abordagens teóricas sobre tamanho de parcelas experimentais e alguns métodos para a estimação de tamanhos de parcela. Na metodologia são descritos os passos de estimação dos métodos utilizados para a determinação de tamanhos de parcela. A seguir, são apresentados os principais resultados e discussão, e por fim a conclusão.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Nesse capítulo são apresentadas abordagens teóricas da revisão da literatura geral sobre parcela experimental, precisão experimental, tamanho ótimo de parcelas, métodos de estimação de tamanho ótimo de parcelas experimentais, definição do método de Papadakis, do método de máxima curvatura modificada, do método linear segmentado com resposta platô e do método de máxima curvatura do coeficiente de variação.

2.1 Parcela experimental

Parcela experimental é a unidade em que é feita a aplicação casualizada do tratamento de modo a fornecer os dados experimentais que devem refletir o seu efeito. Também é considerada a menor porção do material experimental na qual os tratamentos são avaliados (STORCK; BISOGNIN; OLIVEIRA, 2006). A parcela experimental e o delineamento estatístico, em muitos casos, são definidos de acordo com as necessidades e a experiência do pesquisador. No caso da experimentação vegetal, essa parcela pode ter diversos tamanhos, forma e constituir-se de um número diferente de plantas ou pares de plantas (SILVA et al., 2003), de modo que cada tipo de parcela vai depender da situação específica em estudo.

Segundo Banzatto e Kronka (2006), na experimentação de campo, o tamanho e forma das parcelas apresentam muitas variações devido a alguns fatores como: o material a ser utilizado no estudo, o número de tratamentos a ser usado, o objetivo da pesquisa, área total disponível para a pesquisa, o manuseamento do solo, os custos para a realização da pesquisa. No planejamento experimental, um dos aspectos mais importante a considerar é a definição da unidade experimental ou parcela. A escolha é feita de modo a minimizar o erro experimental para que a parcela sejam mais uniformes possível, para que reflita o efeito dos tratamentos aplicados.

Sobretudo, os experimentos devem ser planejados adequadamente de modo a terem alta precisão numa área menor possível. E, a melhoria da precisão experimental pode ser obtida usando parcelas experimentais com dimensões adequadas, e número de repetições apropriado conforme a cada situação no terreno.

2.2 Precisão experimental

A avaliação da precisão experimental ou qualidade dos resultados de um ensaio de competição de cultivares e, outros ensaios, é importante para a avaliação dos resultados a serem

obtidos. Quando os experimentos apresentam baixa precisão, os efeitos de tratamentos em análise podem não ser detectados fazendo com que os ensaios sejam até descartados de forma incorreta, cometendo o erro do tipo II ou, não descartar a hipótese nula dado que ela é falsa. A precisão experimental também pode ser influenciada por alguns fatores como temperatura, umidade do solo e teor dos nutrientes, os quais nem sempre são possíveis de ser controlados.

A heterogeneidade do solo também influencia na precisão de um experimento, sendo bastante discutida por (SMITH, 1938; MEIER; LESSMAN, 1971; OLIVEIRA; ESTEFANEL, 1995) entre outros. Além da heterogeneidade do solo, tem outros fatores que influenciam na precisão experimental como a heterogeneidade do material experimental, o manejo do material, diferenças genéticas, condições de semeadura, nivelamento da área experimental, decomposição de culturas de anos anteriores, número das repetições e tamanho de parcela. O número de repetições dos tratamentos é um dos problemas que tem sido enfrentado no planejamento experimental. Segundo Viana et al. (2002), a determinação de um tamanho de parcela adequado é uma das maneiras de reduzir o erro experimental, e o tamanho ótimo de parcela é recomendado por meio de estudos feitos para uma região ou uma cultura específica.

Para se evitar o erro devido a heterogeneidade, deve-se conhecer a variabilidade das unidades experimentais da área em questão, usando resultados de pesquisas anteriores na mesma área ou adequar a área ao delineamento experimental, tamanho e forma da parcela, número de repetições e de tratamentos com a precisão requerida para o ensaio.

A qualidade de um ensaio pode ser avaliada pela magnitude do erro experimental. Esse erro consiste numa variação não controlada pelo pesquisador e ocorre de forma aleatória, entre as unidades experimentais que receberam os mesmos tratamentos. Steel, Torrie e Dickey (1997) apresentaram três maneiras de controlar o erro experimental, evitando assim conclusões erradas sobre o efeito dos tratamentos. A primeira é pelo delineamento experimental, que consiste no planejamento do ensaio visando o controle da variação natural, que ocorre na área experimental. A segunda maneira está baseada no uso de observações concomitantes, com as quais é realizada a análise de covariância em ensaios com tratamentos de efeito fixo em que a variável dependente é afetada por uma ou mais variáveis independentes. A terceira está relacionada com o tamanho e forma das parcelas, pois, em geral, deve-se ter o menor tamanho de parcela compatível com os tratamentos e o maior número de repetições possível, em áreas restritas (CARGNELUTTI-FILHO et al., 2015).

A utilização de tamanho da parcela e o planejamento adequado do experimento, contribuem com a obtenção de resultados com melhor precisão e qualidade (MORAIS et al., 2014; CARGNELUTTI-FILHO et al., 2015). A escolha criteriosa de um tamanho adequado de parcela, influencia na redução do efeito da variabilidade experimental sobre os resultados experimentais, e assim, melhorando a precisão, reduzindo o erro experimental e aumentando as possibilidades de se detectar diferenças entre os tratamentos (MUNIZ et al., 2009).

2.2.1 Ensaio de uniformidade

O ensaio de uniformidade, também conhecido por ensaio em branco, é uma das formas clássicas utilizados para os estudos sobre o tamanho de parcela. O ensaio em branco consiste naquele experimento em que se tem em toda extensão da área experimental apenas um único material genético, submetendo toda área a práticas idênticas de cultivo, sem o uso de tratamentos. Em seguida, a área experimental é dividida em pequenas parcelas de dimensões pré estabelecidas, chamadas de unidades básicas (UB), nas quais são avaliadas as características desejadas, como por exemplo produção. Isto permite que as produções de unidades contíguas ou adjacentes sejam somadas para formar parcelas de diferentes tamanhos (LÚCIO et al., 2016). Desse modo, de acordo com Storck et al. (2012) pode-se avaliar e comparar a variabilidade da área experimental, por esta não possuir efeito de tratamentos. A Tabela 2.1 ilustra os valores da produção de grãos em gramas num ensaio em branco, o qual em geral apresenta uma forma retangular com as unidades básicas (UB) dispostas em linhas e colunas.

Tabela 2.1 – Produção de grãos em gramas (g) da cultura de soja, de um ensaio em branco.

11,9	1,4	23,3	25,2	...	6,9
7,5	0,9	9,9	30	...	8,7
8,6	1,9	13,2	13,1	...	9,5
12,1	11,4	38,6	18,4	...	19,6
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
14,2	14,5	7,7	21,3	...	5,6

2.3 Tamanho ótimo de parcela experimental

O tamanho de parcela experimental depende principalmente da variabilidade da área experimental (CARGNELUTTI-FILHO et al., 2016), pois a variabilidade dentro da unidade experimental básica diminui com o aumento do tamanho de parcela, ao se atingir o tamanho

ótimo, o ganho em precisão reduz rapidamente com o acréscimo no tamanho da parcela. Desse modo, o tamanho ótimo de parcela deve equilibrar a área experimental disponível, a precisão esperada e custos. O tamanho e forma das parcelas não podem ser generalizados, mesmo para a mesma cultura, pois pode variar com o tipo de solo, o manejo da cultura, a escolha da base genética de menor variabilidade e com os próprios tratamentos, devendo assim ser determinados para cada cultura e em cada local que ocorrem condições climáticas e de solos diferentes das que já foram determinados (OLIVEIRA; ESTEFANEL, 1995).

Smith (1938) estabeleceu uma relação entre variância e o tamanho de parcela, esta foi a principal precursora de vários métodos de determinação de tamanho de parcelas. Vários métodos têm sido relatados na literatura para estimação do tamanho de parcela. Com o passar do tempo e com o aprimoramento dos materiais ou tratamentos em testes, as metodologias antes utilizadas foram se tornando mais eficientes e específicas, através do uso de ferramentas estatísticas que possibilitam a estimação precisa dos parâmetros de interesse. Com o uso do tamanho de parcela adequado e de base genética de menor variabilidade, é possível minimizar o erro experimental e aumentar a precisão das inferências.

Os métodos de determinação do tamanho ótimo de parcelas buscam estimar quais os tamanhos mais convenientes para reduzir o erro experimental. Para experimentos à campo, Gomez K. A.; Gomez (1984) consideram que a escolha da forma da parcela depende do gradiente de fertilidade do solo. Desta forma, parcelas longas e estreitas devem ser usadas para áreas com distintos gradientes de fertilidade e com o comprimento da parcela perpendicular ao referido gradiente. Se o padrão de fertilidade for irregular ou desconhecido, as parcelas devem ser as mais quadradas possíveis. A melhor forma de parcela será para cada caso, a que melhor controlar as variações aleatórias e que se adapte aos tratamentos do estudo.

Entre os diversos métodos para a estimação de tamanho ótimo de parcelas experimentais, destaca-se o método da máxima curvatura modificada (MEIER; LESSMAN, 1971), o método do modelo linear com resposta platô e, o método de curvatura máxima do modelo do coeficiente de variação (PARANAIBA; FERREIRA; MORAIS, 2009). A maior parte dos métodos fornecem resultados diferentes entre si na determinação de tamanho ou formas de parcelas.

O tamanho ótimo da parcela experimental é muitas vezes recomendado por meio de estudos empíricos. Segundo Silva et al. (2003) são definidos de acordo com as necessidades e a experiência do pesquisador. Mas idealmente deviam ser baseados em métodos próprios que busquem estimar os tamanhos mais convenientes de modo a reduzir o erro experimental, assim

aumenta a chance de obtenção de melhor precisão, com menor área possível (CARGNELUTTI-FILHO et al., 2016; ZANON; STORCK, 2000). A maioria dos métodos usados para a estimação de tamanho ótimo de parcela experimental é baseada em ensaios de uniformidade.

2.4 Métodos de estimação de tamanho de parcelas experimentais

A estimação de tamanho de parcelas experimentais é muito complexa mediante a cultura e as variáveis em estudo. Entre vários métodos utilizados para estimação de tamanho de parcelas experimentais, na sua maioria, se baseiam na utilização de ensaios de uniformidade. Na literatura são encontrados diversos métodos para a determinação de tamanho e formas de parcelas experimentais. Entre eles os mais encontrados são: o método de Smith (1938), os métodos de máxima curvatura e de máxima curvatura modificada (LESSMAN; ATKINS, 1963), métodos de informação relativa, método de regressão múltipla, método de Hatherway, método de Pimentel Gomes, método de comparação de variâncias, (PEARCE, 1978), método de regressão linear com Platô, (PARANAIBA; FERREIRA; MORAIS, 2009; PEIXOTO; FARIA; MORAIS, 2011) o método de máxima curvatura do coeficiente de variação. Cada método possui seu comportamento sendo uns derivados de outros, fornecendo resultados diferenciados entre si para a determinação do tamanho ou forma de parcelas, cabendo ao pesquisador decidir pelo método mais adequado mediante os seus objetivos e conhecimentos sobre a matéria.

Entre os vários métodos mencionados, os métodos de máxima curvatura e de máxima curvatura modificada são os mais abordados. E, recentemente o método do modelo linear segmentado com resposta platô, tem demonstrado boa eficiência para determinar o tamanho ótimo de parcela (PARANAIBA; FERREIRA; MORAIS, 2009; PEIXOTO; FARIA; MORAIS, 2011; BRITO et al., 2012; SMIDERLE et al., 2014; SOUSA et al., 2015).

Alguns métodos de estimação do tamanho de parcela têm apresentado limitações na sua utilização, o qual pode vir a comprometer os resultados experimentais. Conforme salientou Paranaíba, Ferreira e Morais (2009), em casos que o número de unidades básicas for pequeno, a qualidade de ajuste fica prejudicada, aliado ao fato de que Henriques-Neto et al. (2009) e Brito et al. (2012) terem encontrado problemas de subestimação do tamanho ótimo de parcela. Desse modo, é necessário a busca de alternativas que possam, ao menos, suavizar a qualidade de ajuste e a obtenção de tamanhos de parcelas coerente com situações específicas de cada pesquisa.

Entre as alternativas, a análise de covariância é uma técnica já bastante consagrada na utilização para se ter melhor qualidade na precisão experimental. Nessa técnica, uma variável

auxiliar (covariável) é medida à variável resposta de interesse, a qual é utilizada para ajustar o erro experimental (STORCK et al., 2012), tendo como finalidade a redução do erro experimental.

2.5 O método de Papadakis

Papadakis (1937) apresentou um método de ajuste da variabilidade espacial, no qual a covariável para utilização na análise de covariância é obtida dos próprios erros experimentais.

O método de Papadakis vem sendo estudado já a algum tempo, e suas vantagens foram observadas por Pearce (1978) e Kempton (1982), e pesquisas teóricas utilizando este método foram conduzidas por Atkinson (1969) e Bartlett (1938). Esse método, é um tipo de ajuste espacial que utiliza as médias dos erros calculados entre as parcelas vizinhas como covariável, com a finalidade de redução da variância do erro e, também, corrigir a dependência entre erros em experimentos realizados em campo. A metodologia consiste em uma análise de covariância na qual um índice ambiental é utilizado como covariável, fazendo-se a correção da produção de cada parcela (variável resposta) pelo efeito médio das parcelas vizinhas, sendo que o índice ambiental é obtido pela média dos resíduos das parcelas vizinhas.

O método de Papadakis, apresenta como vantagem, a não necessidade de se mensurar a variável auxiliar ou covariável, pois a mesma pode ser obtida no momento da análise e usando os próprios dados observados (LÚCIO et al., 2016).

2.5.1 Eficiência do método de Papadakis

Vivaldi (1990), analisando experimentos simulados, comparou os métodos de análise espacial, o de Papadakis, o de médias móveis e o de blocos móveis em relação a redução de erro experimental, verificou que o método de Papadakis foi que proporcionou maior redução do erro.

A magnitude da eficiência do método de Papadakis para as diferentes culturas ainda não é bem conhecida, conforme salientam CargneluttiFilho, Storck e Lúcio (2003) e Storck et al. (2008). Mesmo o método não sendo bem conhecido, a sua eficiência para diferentes culturas e ambientes tendo sido relatado em alguns trabalhos com diferentes culturas, os quais demonstraram que o método de Papadakis tem sido uma alternativa eficiente na redução do erro experimental, quando utilizada na cultura de milho (CARGNELUTTIFILHO; STORCK; LÚCIO, 2003; COSTA; BUENO-FILHO; RAMALHO, 2005; STORCK et al., 2010), na cultura

de soja (STORCK et al., 2008; STORCK et al., 2009), na cultura do trigo (BENIN et al., 2013), na cultura do feijão (SOUZA; GERALDI; RAMALHO, 2000; COSTA; BUENO-FILHO; RAMALHO, 2005) e nas culturas perenes como eucalipto (SOUZA et al., 2003; FOX; BI; ADES, 2008).

Com o uso do método de Papadakis em ensaios de competição de feijoeiro (STORCK et al., 2012), milho (CARGNELUTTIFILHO; STORCK; LÚCIO, 2003), soja (STORCK et al., 2009), e trigo (BENIN et al., 2013), estes autores obtiveram melhorias nos índices que velam pela precisão experimental e redução do número das repetições necessárias para a predição do desempenho das cultivares. Isto quer dizer que o uso do método de Papadakis proporcionou aumento médio na precisão experimental e redução na amplitude de variação e do coeficiente de variação.

Guimarães et al. (2014), utilizou a análise espacial, por meio do método de Papadakis, para avaliação de progênies de arroz irrigado. Avaliando os caracteres de produção de grãos e altura de plantas, verificou que a análise espacial propiciou melhoria nas estatísticas que tratam a precisão experimental (coeficiente de variação e de precisão experimental). Ainda, verificou que o método de Papadakis mostrou-se eficiente em controlar a heterogeneidade ambiental e na estimação de parâmetros genéticos e fenotípicos. Para a cultura de soja, Storck et al. (2008) utilizaram o método de Papadakis para análise de 266 ensaios de competição de genótipos, com a finalidade de verificar o atendimento aos pressupostos do modelo estatístico. Os autores verificaram que o uso do método de Papadakis manteve adequados os pressupostos de análise de variância de normalidade, aleatoriedade e homogeneidade. Ainda observaram que o método reduziu a variância do erro experimental, ao ser comparada a utilização do delineamento em blocos ao acaso. De modo similar, Souza, Geraldi e Ramalho (2000) haviam verificado eficiência semelhante à aquela realizada pela análise no delineamento em látice, com relação ao controle da heterogeneidade dos blocos.

Storck et al. (2010) observaram a eficiência do uso do delineamento inteiramente ao acaso na análise estatística realizada pelo método de Papadakis ao compararem os indicadores de precisão experimental. CargneluttiFilho, Storck e Lúcio (2003) avaliaram a eficiência do método de Papadakis em cinco ensaios de competição de cultivares de milho precoce utilizando o delineamento em blocos ao acaso. O método de Papadakis se mostrou eficiente e como alternativa viável para a redução do quadrado médio do erro, coeficiente de variação e diferença mínima significativa, permitindo melhorar a discriminação entre as cultivares.

2.5.2 Implementação do método de Papadakis

Este método faz a correção do valor observado em cada parcela, o erro médio das parcelas vizinhas chamado de índice ambiental, é uma variável auxiliar, que é utilizado como uma covariável, para a realização da análise de covariância. Para o delineamento inteiramente ao acaso, o seu modelo linear é:

$$Y_{ij} = \mu + t_i + \varepsilon_{ij} \quad (2.1)$$

em que Y_{ij} é o valor observado na j -ésima repetição do i -ésimo tratamento, com ($j = 1, 2, 3, \dots, J$; $i = 1, 2, 3, \dots, I$); μ é a constante inerente a todos os dados; t_i é o efeito do i -ésimo tratamento; ε_{ij} é o erro associado a observação Y_{ij} .

A estimação dos valores dos erros (resíduos) é feita pela expressão:

$$\hat{\varepsilon}_{ij} = Y_{ij} - \hat{\mu} - \hat{t}_i = Y_{ij} - \bar{Y}_{i+} \quad (2.2)$$

em que; $\hat{\varepsilon}_{ij}$ é o erro experimental estimado na j -ésima repetição do i -ésimo tratamento, \bar{Y}_{i+} é a média do i -ésimo tratamento.

Com base nos valores $\hat{\varepsilon}_{ij}$ é estimado o valor do erro médio de cada unidade experimental como sendo média entre o erro da unidade considerada e o erro das unidades vizinhas (lado direito, esquerdo, frente e fundo). O valor do erro médio é denominado de covariável \bar{C}_{ij} para a análise de covariância na aplicação do método de Papadakis, procedendo-se a correção da parcela pela média aritmética das parcelas que receberam o tratamento i na parcela j , menos a média geral do experimento, $\bar{C}_{ij} - \bar{C}$. Assim, o modelo linear para a análise de covariância usando o método de Papadakis é:

$$Y_{ij} = \mu + t_i + \beta(\bar{C}_{ij} - \bar{C}) + \varepsilon_{ij} \quad (2.3)$$

no qual β é o coeficiente de regressão linear entre a variável original (ε_{ij}) e a covariável (C_{ij}). O efeito que se procura é o de eliminar grande parte de tendências existentes no solo por meio do desempenho das parcelas vizinhas de modo a diminuir o erro experimental.

Na Tabela 2.2 estão representados os valores estimados dos erros experimentais de um ensaio em branco da cultura de soja .

Tabela 2.2 – Representação dos erros experimentais de grãos em gramas (g) da cultura de soja, de um ensaio em branco.

-9,733	-23,058	-1,089	-5,314	...	-0,435
-14,133	-23,558	-14,489	10,114	...	1,364
-13,033	-22,558	-11,189	-6,785	...	-2,164
-9,533	-13,058	14,210	-1,485	...	12,264
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
1,595	1,652	-4,758	-1,535	...	-1,735

2.6 Método da máxima curvatura modificada

Este método foi proposto por Lessman e Atkins (1963), com o intuito de aperfeiçoamento do método de inspeção visual da curvatura máxima, para a eliminação dos problemas da dependência do tamanho de parcela em relação a escala dos eixos coordenados. Esses métodos tiveram sua origem no método empírico de Smith (1938), que consiste em representar a relação entre o coeficiente de variação e o tamanho de parcela utilizando a equação de regressão:

$$CV_{(x)} = \frac{A}{X^B} + \varepsilon_x \quad (2.4)$$

em que $CV_{(x)}$ é o coeficiente de variação entre as parcelas com X unidades básicas (UB); X é o número de unidades experimentais básicas agrupadas; A e B são os parâmetros da equação, em que A é o coeficiente de variação de parcelas com uma unidade básica, e B representa o índice de heterogeneidade do solo.

Lessman e Atkins (1963) propuseram a notação do ponto crítico na determinação de tamanho de parcelas por meio do seguinte estimador:

$$\hat{X}_0 = 2\hat{A} + 2\sqrt{\frac{\hat{A}^2\hat{B}^2}{\hat{B} + 1}} \quad (2.5)$$

em que X_0 é o valor da abcissa que corresponde ao ponto crítico (máxima curvatura), e \hat{A} e \hat{B} representam as estimativas dos parâmetros correspondentes a A e B, respectivamente.

Para o ajuste do modelo (2.4) pode ser utilizado o método dos mínimos quadrados para modelos não lineares conforme relatado por Draper e Smith (2014). O método da máxima curvatura modificada no procedimento para encontrar o tamanho ótimo da parcela, é preciso definir uma função de curvatura mediante conceitos da geometria diferencial e movimento curvilíneo (LEITHOLD, 1994). Este método estima o tamanho da parcela de modo algébrico dando maior

precisão aos resultados obtidos por Viana et al. (2002); já que, até então, a estimação era realizada por inspeção visual. Atualmente o método de máxima curvatura modificada é um dos mais utilizados em estudos para a determinação de tamanho de parcela, sendo que o estimador do tamanho ótimo de parcela, conforme sugerido por Meier e Lessman (1971) é:

$$\hat{X}_0 = \left[\frac{\hat{A}^2 \hat{B}^2 (2\hat{B} + 1)}{\hat{B} + 2} \right]^{\frac{1}{(2+2\hat{B})}} \quad (2.6)$$

no qual X_0 é o estimador do tamanho ótimo da parcela (que corresponde ao ponto de máxima curvatura ao longo da abcissa); \hat{A} e \hat{B} são as estimativas dos parâmetros A e B, respectivamente.

Mesmo sendo um dos métodos mais utilizado para a obtenção do tamanho das unidades experimentais, apresenta alguns problemas (SILVA et al., 2003). Um deles, se refere na determinação do ponto de máxima curvatura, o qual considera a máxima curvatura, mas não o ponto de estabilização dos valores do coeficiente de variação. Assim, o aumento no tamanho da parcela, quer seja pelo aumento no número de plantas na parcela, promove ainda certo ganho na precisão experimental com redução no coeficiente de variação, mesmo que pequena. Outro problema, refere-se às aplicações como em Paranaíba, Ferreira e Moraes (2009), que verificaram ser o método de máxima curvatura o que apresentou os menores tamanhos de parcelas experimentais e, recomendaram que se use mais de um método de determinação de tamanho ótimo de parcelas.

2.6.1 Índice de heterogeneidade do solo

O índice de heterogeneidade de solo varia de 0 até 1, é uma medida indicadora da variabilidade da área experimental, de modo que os valores próximos a unidade indicam a existência de alta heterogeneidade do solo ou baixa correlação entre as parcelas vizinhas (GOMEZ K. A.; GOMEZ, 1984). Ainda acrescenta que, para índices de heterogeneidade do solo superior a 0,7, o tamanho da parcela deve ser grande e com redução do número de repetições, e quando o índice de heterogeneidade for inferior a 0,2, pode-se utilizar parcelas pequenas e com aumento do número de repetições. Nos casos em que $0,2 \leq B \leq 0,7$ o pesquisador deve escolher a melhor combinação entre tamanho de parcelas e o número de repetições.

2.7 Modelo linear segmentado com resposta platô

A regressão linear com platô foi desenvolvida para análise de modelos descontínuos, sendo classificada como uma regressão segmentada. Este modelo linear com resposta platô tem sido aplicado na estimação de exigências nutricionais em suínos e de zinco em frangos de corte, e em avaliação de ensaios de fertilidade do solo (COELHO et al., 1987; RESENDE; DUARTE, 2007).

O modelo de regressão linear segmentado com platô possui dois segmentos, cuja junção ocorre em um único ponto (SCHABENBERGER; PIERCE, 2001). O primeiro segmento do modelo é descrito por uma reta crescente antes da divisão do segmento, sendo representado pelo modelo linear simples; na segunda parte tem-se o modelo de platô, cujo modelo apresenta apenas a constante P como parâmetro que é o platô de resposta, pois a partir desse ponto, o valor assume uma constante. Para o caso de dimensionamento de parcelas experimentais, Paranaíba, Ferreira e Morais (2009) utilizaram um modelo linear segmentado com platô para a estimação de tamanho ótimo de parcela usando o modelo de regressão segmentado, representado por:

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

no qual $CV_{(x)}$ é o coeficiente de variação observado entre totais de parcela de tamanho X; X é o número de unidades experimentais básicas 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 a abcissa; CVP é o coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô (junção do segmento linear com o platô); β_0 é o intercepto do segmento linear; β_1 é o coeficiente angular do segmento linear; ε_x é o erro associado ao $CV_{(x)}$ supostamente considerados com distribuição normal e independentemente distribuído com média zero e a variância constante.

O estimador do tamanho ótimo de parcela X_0 , em unidades básicas, proposto por Paranaíba, Ferreira e Morais (2009), apresenta a seguinte expressão:

$$\hat{X}_0 = \frac{\widehat{CVP} - \hat{\beta}_0}{\hat{\beta}_1} \quad (2.8)$$

na qual \widehat{CVP} , $\hat{\beta}_0$ e $\hat{\beta}_1$ são as estimativas dos parâmetros CVP, β_0 e β_1 respectivamente.

O ajuste de dados pelo método linear segmentado com resposta platô tem proporcionado bons ajustes. Portz, Dias e Cyrino (2000) utilizaram este modelo para determinar um nível mínimo de nutrientes em dietas para peixes, que garantisse o máximo desempenho da espécie em ganho de peso.

Resende e Duarte (2007) também, utilizaram o modelo linear com resposta platô para determinar níveis adequados de nutrientes na ração até a estabilização do crescimento de frango de corte, de modo a evitar uma perda de peso do animal devido ao excesso de nutrientes.

Na literatura existe alguma informação a cerca do modelo linear com resposta platô para problemas de determinação de tamanho ótimo de parcelas experimentais. Gomide et al. (2005) fizeram uma abordagem a cerca da definição da suficiência amostral em fragmentos florestais nativos. Por apresentarem tamanhos coerentes de parcelas experimentais com arroz, Paranaíba, Ferreira e Morais (2009) concluíram que os métodos do modelo linear segmentado com resposta platô e o método de curvatura máxima do coeficiente de variação, mostraram ser adequados para obtenção de tamanho ótimo de parcelas experimentais.

Peixoto, Faria e Morais (2011) utilizaram os métodos do modelo linear e quadrático segmentado com resposta platô para a estimação do tamanho de parcelas para experimentos de conservação in vitro de maracujazeiro, verificaram que os métodos estimam diferentes tamanhos ótimos de parcela.

2.8 Método de máxima curvatura do coeficiente de variação

A estimação do tamanho da parcela usando o método de curvatura máxima do coeficiente de variação, se baseia no coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), na variância amostral e na média amostral das unidades experimentais básicas (UEB) do ensaio de uniformidade. Como o método de máxima curvatura tende a fornecer um valor que subestima o tamanho ótimo, Paranaíba, Ferreira e Morais (2009) enfatizam que o método da curvatura máxima do coeficiente de variação minimiza este problema, pelo fato de não ser preciso de ajuste de modelo. Segundo Fonseca et al. (2015) a vantagem de utilizar este método está na simplicidade para obtenção do tamanho ótimo da parcela, devido ao fato de não haver necessidade de agrupamento das UEB.

Autocorrelação espacial é uma dependência estatística numa área geográfica, que se transforma em dependência espacial que quantifica a informação em dados pontuais, dados de área (vizinhança) para efeitos de modelagem.

O tamanho de parcela é estimado pela expressão matemática abaixo:

$$\hat{X}_0 = \frac{10\sqrt[3]{2(1-\hat{\rho}^2)S^2\bar{Y}}}{\bar{Y}} \quad (2.9)$$

onde: X_0 é o tamanho ótimo de parcela; S^2 - é a variância da linha de cultivo; \bar{Y} - é a média das plantas na linha de cultivo; $\hat{\rho}$ - é o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem estimado pela equação:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=2}^n (R_{i,j})(R_{(i-1,j)})}{\sum_{i=1}^n (R_{i,j})^2} \quad (2.10)$$

em que; $R_{i,j}$ é o resíduo da parcela i na linha j ;

O coeficiente de variação no tamanho ótimo da parcela é obtida através da expressão abaixo:

$$CV_{(X_0)} = \frac{100\sqrt{2(1-\hat{\rho}^2)S^2/\bar{Y}}}{\sqrt{X_0}} \quad (2.11)$$

em que $CV_{(X_0)}$ é o coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo descreve-se o material e métodos, os procedimentos de estimação, o ajuste dos dados pelo método de Papadakis, o método de máxima curvatura modificada, modelo linear segmentado com resposta platô e o método de máxima curvatura do coeficiente de variação.

3.1 Material

Os dados que foram utilizados neste trabalho, são provenientes de experimento realizado na fazenda experimental da Universidade Federal de Lavras (UFLA), localizada no município de Lavras, MG, nas coordenadas geográficas de 21^o14' de latitude sul, 45^o00' de longitude oeste e altitude média de 918 metros. De acordo com a classificação climática internacional de Köppen, o clima da região é do tipo Cwa, tropical, temperado chuvoso, com inverno seco, verão chuvoso e temperatura do mês mais quente maior que 22^oC (DANTAS; CARVALHO; FERREIRA, 2007).

O experimento foi conduzido no delineamento em blocos casualizados (DBC), com três repetições, sendo os tratamentos constituídos por 10 cultivares de soja. Cada parcela foi formada por quatro fileiras de cinco metros de comprimento, espaçados de 0,5 metro entre si.

Em cada parcela foi elaborada uma rede de dimensões 4x48 de unidades básicas (UB), correspondente as quatro fileiras da parcela e as 48 plantas dentro de cada fileira, formando um total de 192 UB. Cada UB foi formada por uma planta e, em cada UB foi avaliada a produção de grãos, em gramas (g) por planta. À frente, cada parcela é considerada um ensaio de uniformidade.

Abaixo vem ilustrados os croquis que representam o experimento (figura 3.1) e da parcela (figura 3.2).

Figura 3.1 – Croqui do experimento conduzido no delineamento em blocos casualizados, com três blocos (repetições), ilustrando o sorteio dos dez tratamentos em cada bloco.

Bloco 1:	T-3	T-2	T-7	T-5	T-8	T-6	T-4	T-1	T-9	T-10
Bloco 2:	T-8	T-2	T-6	T-7	T-4	T-3	T-5	T-9	T-10	T-1
Bloco 3:	T-1	T-9	T-2	T-7	T-5	T-3	T-6	T-8	T-10	T-4

Figura 3.2 – Croqui de uma parcela experimental constituída por quatro fileiras, e cada fileira contém 48 plantas que constituem as (UB).

Linhas X_1 (fileiras)	Colunas X_2 (plantas)													
	1	2	3	4	5	...	44	45	46	47	48			
1						...								
	1	2	3	4	5	...	44	45	46	47	48			
2						...								
	1	2	3	4	5	...	44	45	46	47	48			
3						...								
	1	2	3	4	5	...	44	45	46	47	48			
4						...								

3.2 Métodos

Utilizando-se as 192 UB dispostas em quatro fileiras e 48 colunas, foram simulados diferentes tamanhos de amostra, as quais são formadas por x_1 unidades básicas de largura (fileiras, $x_1 = 1, 2$ e 4) e por x_2 unidades básicas de comprimento (colunas, $x_2 = 1, 2, 3, 4, 6, 8, 12, 16, 24$). Os tamanhos de amostra foram simulados pelo agrupamento de UB adjacentes ou contíguas, de modo que $x_1 * x_2 = x$ corresponde ao tamanho da amostra, com x UB.

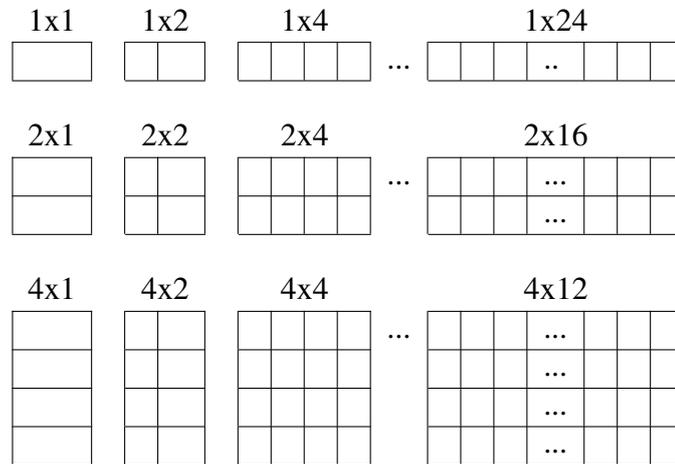
Com base nos valores agrupados foram estimadas as seguintes quantidades: n número de amostras com x UB ($n=192/x$); m_x média das amostras com x UB; V_x variância entre amostras com x UB; $VU_x = V_x/x^2$ variância por UB ou variância reduzida; CV_x coeficiente de variação entre amostras de x UB ($CV_x = \frac{\sqrt{VU_x}}{m_x} \cdot 100$). Na Tabela 3.1 está representado a ilustração da estrutura de agrupamentos das UB para a formação de diferentes tamanhos de parcelas.

Tabela 3.1 – Estrutura de agrupamento das estruturas básicas (UB), constando os formatos, tamanho de parcela em UB e número total de UB, sendo as UB constituídas por plantas para cada cultivar de soja.

Estrutura	Formato ($X_1 * X_2$)	Tamanho da parcela (UEB)	Número total (UEB)
1	1x1	1	192
2	1x2;2x1	2	96
3	1x3	3	64
4	1x4;4x1;2x2	4	48
5	1x6;2x3	6	32
6	1x8;2x4;4x2	8	24
7	1x12;2x6;4x3	12	16
8	1x16;2x8;4x4	16	12
9	1x24;2x12;4x6	24	8
10	2x16;4x8	32	6
11	4x12	48	4

Abaixo vem representado um esquema de agrupamentos de unidades básicas adjacentes para formar tamanhos de parcelas em cada tratamento.

Figura 3.3 – Esquema de agrupamentos de unidades experimentais básicas vizinhas para a formação de diferentes tamanhos de parcelas de um ensaio em branco.



3.3 Medidas de qualidade de ajuste e critérios de avaliação

Para verificar a eficiência da transformação dos dados pelo método de Papadakis utilizando a análise de covariância e para comparar os diferentes métodos, foram utilizadas as medidas de qualidade de ajuste seguintes:

- i) erro padrão das estimativas, quanto menor for o erro padrão indica melhor precisão;
- ii) erro padrão residual, que é obtido pela raiz quadrada, do quadrado médio do erro e quanto menor for o erro padrão residual é indicador de melhoria da qualidade de ajuste;
- iii) coeficiente de determinação ajustado (R_a^2) foi calculado utilizando a expressão (RENCHER; SCHAALJE, 2008).

$$R_a^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \frac{SQR}{SQT} \quad (3.1)$$

em que; n é o número de observações; p é o número de parâmetros do modelo; SQR é a soma de quadrado dos resíduos e SQT é a soma de quadrados total corrigida para a média. Quanto maior for a sua estimativa, melhor será o modelo.

iv) o critério de informação Akaike (AIC), é uma estatística usada para comparação de qualidade de ajuste de modelo utilizando o máximo da função de verossimilhança. O critério foi proposto por Akaike (1974), sendo estimado pelo uso da expressão:

$$AIC = -2\log L(\hat{\theta}) + 2p \quad (3.2)$$

em que $L(\hat{\theta})$ é o valor da função de máxima verossimilhança do modelo em $(\hat{\theta})$ e o p é o número de parâmetros do modelo.

3.4 Procedimentos de estimação

Com os dados originais de peso por planta de cada UB, inicialmente foi aplicado a técnica de Papadakis para obter um outro conjunto de dados corrigidos. Nos dados originais e nos dados corrigidos ou ajustados por Papadakis foram aplicados os métodos de estimação do tamanho de parcelas.

3.4.1 O método de Papadakis

Em cada um dos ensaios de uniformidade ou ensaio em branco, foram ajustados os valores de cada unidade básica, utilizando-se de uma adaptação do método de Papadakis (1937).

Esse procedimento foi realizado em cada uma das UB que estão dispostas nas quatro fileiras (linhas) de 48 colunas, com $i = 1, 2, 3, 4$ linhas e $j = 1, 2, \dots, 48$ colunas, de modo que Y_{12} corresponde ao valor observado do peso de grãos da planta situada na linha 1 e na coluna 2.

Inicialmente, foram estimados os resíduos ou erros de cada unidade básica, utilizando a expressão:

$$R_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_{i+} \quad (3.3)$$

em que, R_{ij} é o valor do resíduo estimado na linha i e na coluna j ; Y_{ij} - é o valor observado na linha i e coluna j ; \bar{Y}_{i+} - é a média das unidades básicas na i -ésima linha de cultivo.

Os valores dos resíduos R_{ij} serão posicionados de acordo com a disposição inicial dos valores de cada uma das unidade básicas.

Em seguida, foram estimados os resíduos médios, que são os valores das covariáveis ou índice ambiental, em cada unidade experimental, por meio da seguinte expressão:

$$C_{ij} = \frac{[R_{ij} + R_{(i-1,j)} + R_{(i+1,j)}]}{3} \quad (3.4)$$

na qual C_{ij} é o valor da covariável associada à parcela da linha i e da coluna j .

O ajuste do valor original de cada parcela usando a análise de covariância foi realizado por meio da expressão:

$$Y_{(ij)}^* = Y_{ij} - \beta(C_{ij} - \bar{C}_{.j}) \quad (3.5)$$

em que: $Y_{(ij)}^*$ - é a variável corrigida na linha i e na coluna j ; Y_{ij} - é a variável original na linha i e coluna j ; β - é o coeficiente de regressão entre a variável original e a covariável; C_{ij} - é o valor da covariável na linha i e na coluna j ; $\bar{C}_{.j}$ - é a média da covariável na linha de cultivo.

Com os valores das observações originais (Y_{ij}) e dos valores transformados $Y_{(ij)}^*$ foram realizados os procedimentos necessários para a estimação de tamanho de parcela utilizando os três métodos de estimação.

3.4.2 Método de máxima curvatura modificada

Para explicar a relação entre os coeficientes de variação e tamanho de parcela foi utilizada a função desenvolvida por Lessman e Atkins (1963), pela expressão:

$$CV_{(X)} = \frac{A}{X^B} + \varepsilon_x$$

em que; $CV_{(X)}$ - é o valor do coeficiente de variação observado entre as parcelas; X - é o número de unidades básicas agrupadas; A - é o coeficiente de variação de uma unidade básica numa parcela; B - é o índice de heterogeneidade do solo; e

ε_x - é o erro associado ao CV_x considerados independentes e normalmente distribuído com média zero e variância constante.

O tamanho ótimo de parcela foi determinado por meio do estimador proposto por Meier e Lessman (1971):

$$\hat{X}_0 = \left[\frac{\hat{A}^2 \hat{B}^2 (2\hat{B} + 1)}{\hat{B} + 2} \right]^{\frac{1}{(2+2\hat{B})}}$$

em que; X_0 - é o tamanho ótimo da parcela em número de unidades básicas; \hat{A} - é a estimativa do parâmetro A ; e \hat{B} - é a estimativa do parâmetro B .

3.4.3 Modelo linear segmentado com resposta platô

A determinação do tamanho ótimo de parcela por este método, foi realizada utilizando o modelo proposto por Paranaíba, Ferreira e Morais (2009), o qual é representado pela expressão:

$$CV_{(X)} = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon_x; & \text{se } X \leq X_0 \\ CVP + \varepsilon_x; & \text{se } X > X_0 \end{cases}$$

em que; $CV_{(X)}$ - é o valor observado do coeficiente de variação ou de outra medida de variabilidade entre totais de amostra de tamanho X ; X - é o número de unidades básicas agrupadas; X_0 - é o tamanho ótimo da amostra, em unidades básicas; CVP - é o coeficiente de variação no ponto correspondente ao platô; β_0 - é o intercepto do segmento linear; β_1 - é o coeficiente angular do segmento linear; e ε_i - é o erro associado ao CV_x considerado como normalmente distribuídos, independentes com média zero e variância constante.

O tamanho ótimo da amostra foi determinado usando o estimador:

$$\hat{X}_0 = \frac{\widehat{CVP} - \hat{\beta}_0}{\hat{\beta}_1}$$

em que; X_0 - é o tamanho ótimo da amostra, em unidades básicas; \widehat{CVP} - estimativa do parâmetro CVP ; $\hat{\beta}_0$ - é a estimativa do parâmetro β_0 ; e $\hat{\beta}_1$ - é a estimativa do parâmetro β_0 .

3.4.4 Método de máxima curvatura do coeficiente de variação

Com os dados ajustados e não ajustados, estimou-se o tamanho ótimo de parcela pelo método de máxima curvatura do coeficiente de variação, utilizado por Paranaíba, Ferreira e Morais (2009), com o estimador dado por:

$$\hat{X}_0 = \frac{10 \sqrt[3]{2(1-\hat{\rho}^2)S^2\bar{Y}}}{\bar{Y}}$$

em que: X_0 é o tamanho ótimo de parcela; S^2 - é a variância da linha de cultivo; \bar{Y} - é a média das plantas na linha de cultivo; $\hat{\rho}^2$ - é o coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem estimado pela equação:

$$\hat{\rho}^2 = \frac{\sum_{i=2}^n (R_{i,j})(R_{(i-1,j)})}{\sum_{i=1}^n (R_{i,j})^2}$$

em que; $R_{i,j}$ é o resíduo da parcela i na linha j ;

O coeficiente de variação no tamanho ótimo da parcela foi calculado pela equação:

$$CV_{(X_0)} = \frac{100\sqrt{2(1-\hat{\rho}^2)S^2/\bar{Y}}}{\sqrt{X_0}}$$

em que $CV_{(X_0)}$ é o coeficiente de variação do tamanho ótimo de parcela.

3.5 Recursos computacionais

Todas as análises estatísticas foram realizadas com rotinas desenvolvidas no programa estatístico (R-CORE-TEAM, 2018) e Office Excel (WALKENBACH, 2010). Todas análises foram realizadas admitindo 5% de probabilidade de erro.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo são descritos os principais resultados obtidos usando os métodos de máxima curvatura modificada, método do modelo linear segmentado com platô e do método de máxima curvatura do coeficiente de variação. Os resultados visam verificar a eficiência do método de Papadakis.

4.1 Análise preliminar dos dados

Os valores dos coeficientes de variação apresentam uma grande variação, com estimativas médias variando de 0,24% a 84,6% conforme Tabela 4.1. Constatou-se também que os valores dos (CV_x) apresentaram uma redução à medida em que se aumentou o tamanho da parcela, e esta relação apresenta um comportamento de decréscimo não linear. Este resultado é concordante aos obtidos por Humada et al. (2018) na cultura da batata doce, que à medida em que o tamanho da parcela aumenta, o coeficiente de variação diminui. Henriques-Neto et al. (2009), trabalhando com experimentos na cultura de trigo, determinaram que os maiores coeficientes de variação foram observados nos menores tamanho de parcela, e ainda relatam a ocorrência de redução dos CV's à medida em que o valor do tamanho da parcela aumentou.

Tabela 4.1 – Valores de tamanho de parcela (X) em número de unidades básicas (UEB), e estimativas médias básicas dos coeficientes de variação (CV_x), relativos ao peso por planta de cultivares de soja.

UEB (X)	N Total UEB	CV_x		
		Bloco 1	Bloco 2	Bloco 3
1	192	83,5458	84,53979	84,61665
2	96	29,74589	30,15576	29,55961
3	64	16,26103	16,50428	15,67822
4	48	10,59603	10,76253	10,32699
6	32	5,79449	5,89218	5,58238
8	24	3,46238	3,84318	3,60809
12	16	2,06576	2,10469	1,9505
16	12	1,34658	1,37309	1,2607
24	8	0,73681	0,75222	0,68153
32	6	0,48037	0,49082	0,44053
48	4	0,26292	0,26896	0,23814

A estimativa do coeficiente de variação entre parcelas de UEB foi de 84,23% e reduziu para 0,26% para parcelas com 48 UEB. Esses resultados revelam uma ampla magnitude da

variabilidade entre UEB, o que é importante para o estudo de tamanho de parcela, podendo refletir condições reais de áreas de campo, oferecendo credibilidade ao estudo.

Com as estimativas dos CV's diminuíram com o aumento no tamanho das parcelas, segundo trajetórias mais acentuada nos menores tamanho de parcela e com tendência a se estabilizar próximo de valores aceitáveis de CV nos menores tamanho de parcela, fornecendo um comportamento adequado para avaliação de métodos de estimação do tamanho de parcela.

4.2 Método de máxima curvatura modificada (MMCM)

Os valores das estimativas dos parâmetros (a) e (b) do (MMCM) apresentaram uma pequena variação entre as cultivares e entre as técnicas usadas sem e com a correção do método de Papadakis (Tabela 4.2). No entanto, os valores das estimativas de (b) foram maiores quando se utilizou a correção de Papadakis, com valor médio de 1,536 com Papadakis e 1,497, sem a correção. Nota-se, também, que os erros padrão assintótico das estimativas dos parâmetros foram ligeiramente maiores quando se utilizou Papadakis. E, ainda, verifica-se nos valores dos erros padrão assintóticos do coeficiente (b), a ausência de grandes diferenças entre as cultivares. Este mesmo comportamento foi observado com as estimativas dos erros padrão do coeficiente (a).

Por outro lado, as estimativas do tamanho ótimo da parcela tiveram pouca variação em relação às técnicas de correção de Papadakis e sem correção, sendo 7,14 UEB a média de tamanho de ótimo da parcela sem Papadakis e de 7,01 UEB quando se utilizou a correção.

Com o uso do método de Papadakis, observou-se uma ligeira diminuição no tamanho de parcela em relação aos valores de tamanho de parcela sem o uso do método. Para os dados originais sem o uso da correção por Papadakis, o tamanho ótimo de parcela variou de 7,01 à 7,24 unidades básicas, e com os dados corrigidos por Papadakis, o (X_0) variou de 6,94 à 7,08 unidades básicas. Não foram encontradas literaturas de determinação de tamanho de parcela usando o método de Papadakis com a cultura de soja com a utilização do método de máxima curvatura modificada. Mas, Storck et al. (2008) usando o método de Papadakis em 226 ensaios de soja, com diversidades de ambientes e recursos genéticos, verificaram que o método se mostrou eficiente para a melhoria dos indicadores de precisão. CargneluttiFilho, Storck e Lúcio (2003) utilizaram como covariável o índice ambiental estimado por cinco formas e, compararam a análise convencional com a análise pela metodologia de Papadakis utilizando estimativas do quadrado médio do erro, coeficiente de variação, diferença mínima significativa do teste de

Tukey, verificando que o método de Papadakis melhorou a precisão experimental em relação às diferentes formas de estimação do índice ambiental, destacando que a vizinhança mais próxima (quatro plantas laterais) foi a forma mais eficiente para redução do erro experimental. Também, com a finalidade de avaliar diferentes covariáveis, na análise de vizinhança, para avaliação de genótipos de cana-de-açúcar, Candido (2009) verificaram que a técnica de Papadakis com médias móveis das plantas vizinhas, não alteram a precisão experimental. Por outro lado, o método que utiliza a média das observações vizinhas, reduziu a variância residual, o que provocou redução nas estimativas da variância genética e ambiental.

Tabela 4.2 – Estimativas dos parâmetros (a) e (b) com os seus respectivos erros padrão assintóticos (ep), do tamanho de parcela (X_0), do coeficiente de determinação ajustado (R_a^2), do critério de avaliação de Akaike (AIC) e do desvio padrão residual (DPR) para dados não ajustados pelo método de Papadakis (s/P) e ajustados (c/P) de peso por planta em dez cultivares de soja.

Cultivar	Método	Parâmetros				X_0	R_a^2	AIC	DPR
		a	ep	b	ep				
C1	s/P	81,58	0,832	1,483	0,017	7,24	0,9975	64,230	1,281
	c/P	84,83	1,179	1,544	0,029	6,98	0,9954	80,860	1,205
C2	s/P	84,91	1,193	1,487	0,027	7,18	0,9940	74,510	1,209
	c/P	84,84	1,199	1,545	0,029	6,98	0,9952	81,570	1,225
C3	s/P	84,26	0,845	1,475	0,019	7,20	0,9973	61,840	0,868
	c/P	84,69	1,082	1,521	0,026	7,05	0,9961	76,490	1,107
C4	s/P	84,42	0,733	1,493	0,017	7,16	0,9981	57,520	0,752
	c/P	84,72	0,973	1,526	0,023	7,04	0,9968	71,490	0,996
C5	s/P	84,30	0,692	1,482	0,016	7,17	0,9983	54,640	0,711
	c/P	84,72	1,006	1,530	0,024	7,03	0,9966	72,940	1,029
C6	s/P	84,31	0,654	1,479	0,015	7,18	0,9985	51,590	0,671
	c/P	84,66	1,015	1,514	0,024	7,08	0,9961	73,580	1,040
C7	s/P	84,58	0,827	1,514	0,019	7,07	0,9977	62,150	0,836
	c/P	84,78	1,109	1,537	0,027	7,00	0,9956	75,380	1,134
C8	s/P	84,58	0,726	1,511	0,017	7,08	0,9981	56,930	0,744
	c/P	84,83	1,143	1,542	0,028	6,99	0,9957	79,511	1,169
C9	s/P	84,77	1,045	1,536	0,025	7,01	0,9964	75,198	1,069
	c/P	84,95	1,397	1,558	0,035	6,94	0,9936	89,009	1,427
C10	s/P	84,58	0,768	1,514	0,018	7,07	0,9980	59,902	0,786
	c/P	84,79	1,166	1,540	0,028	6,99	0,9955	80,440	1,192
média (s/P)		84,23	0,832	1,497	0,019	7,14	0,9974	61,851	0,893
média (c/P)		84,78	1,127	1,536	0,027	7,01	0,9957	78,127	1,152

Com relação às médias de qualidade de ajuste verificou-se que as estimativas (Tabela 4.2) do coeficiente de determinação ajustado (R_a^2) pouco variaram entre as cultivares e, também, com e sem o uso da correção de Papadakis. Mas, as estimativas indicam que sem o uso

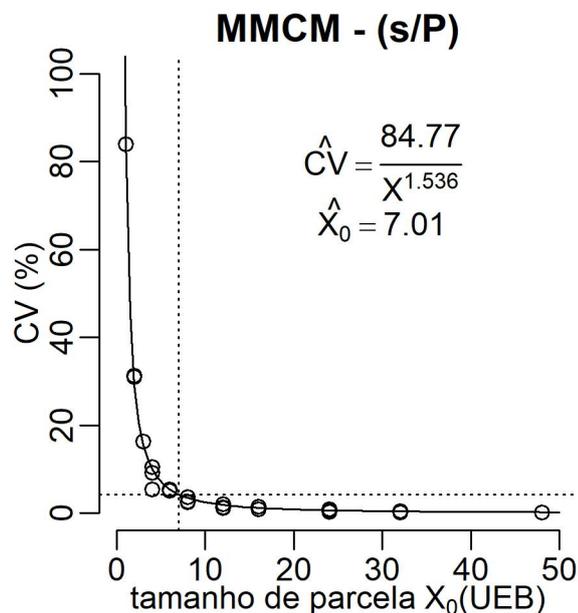
de Papadakis e com o uso, houve um bom grau de ajuste do método de máxima curvatura modificada variando de 99,36% à 99,85%.

Para o critério de avaliação de Akaike (Tabela 4.2), os valores de (AIC) sem o uso de Papadakis apresentam menores estimativas em relação aos valores com o uso de Papadakis, indicando nesse caso que as análises sem a correção de Papadakis propiciaram melhor qualidade de ajuste do método de máxima curvatura modificada. Os valores de (AIC) variam de 51,59 à 75,19 sem a correção e de 71,49 à 89,00 com a correção.

Com relação aos desvio padrão residual (DPR) nota-se que não houve grandes diferenças entre as estimativas obtidas com os valores originais e os corrigidos, mas, em geral, os dados originais apresentaram estimativas um pouco menores, para a maioria das cultivares. As estimativas do (DPR) para os valores originais variam de 0,671 à 1,281, enquanto que para os valores corrigidos foi de 0,996 à 1,427.

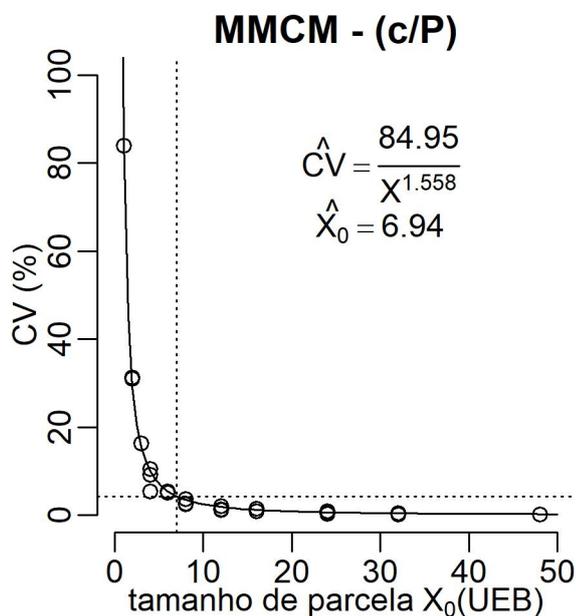
Abaixo são apresentadas duas figuras que representam a relação entre o coeficiente de variação e o tamanho de parcela pelo método de máxima curvatura modificada.

Figura 4.1 – Relação entre o coeficiente de variação (CV) e tamanho de parcela (X_0), equação de regressão do método de máxima curvatura modificada, estimativa do tamanho da parcela (X_0), sem o uso da correção de Papadakis, para peso por planta (g) da cultivar de soja C9.



Os resultados da cultivar 9 (C9) mostrados acima, sem a correção de Papadakis na Figuras 4.1, é possível ver o comportamento do CV em relação ao tamanho de parcela, com uma redução bem acentuada nos menores tamanhos. Este comportamento é também verificado na Figura 4.2 com a correção de Papadakis. Em ambas figuras nota-se pouca diferença entre as

Figura 4.2 – Relação entre o coeficiente de variação (CV) e tamanho de parcela (X_0), equação de regressão do método de máxima curvatura modificada, estimativa do tamanho da parcela (X_0), com o uso da correção de Papadakis, para peso por planta (g) da cultivar de soja C9.



estimativas do tamanho ótimo da parcela, sendo de 7,01 UEB para o caso de sem a correção e de 6,94 UEB para com a correção. Como esses valores se referem a números de plantas é mais coerente a indicação de 7 plantas como tamanho mínimo para ambos os casos.

De modo geral, não se observaram ganhos efetivos com a utilização da técnica de Papadakis, pois as medidas de qualidade de ajuste pouco se alteraram.

Avaliando a eficiência do método de Papadakis na qualidades de experimentos com culturas olerícolas, Santos et al. (2014) verificaram que o uso da análise de covariância melhorou a qualidade dos experimentos, possibilitando a utilização de menor tamanho de parcela. Entre as covariáveis estudadas, a melhor covariável foi aquela que considerou uma parcela vizinha de cada lado da parcela de referência, que é o tipo de covariável utilizada no presente trabalho.

4.3 Método do modelo linear segmentado com resposta platô (MLRP)

A utilização do método do modelo linear segmentado com platô (MLRP), permite verificar que para todas as cultivares não se observou grandes diferenças entre as estimativas dos parâmetros considerando os dados sem e com ajuste pela técnica de Papadakis, conforme apresentadas na Tabela 4.3.

Nota-se que o tamanho ótimo da parcela (X_0) não se alterou com a correção de Papadakis. Por outro lado, as estimativas do tamanho ótimo de parcela foram menores em relação ao

tamanho estimado pelo método de máxima curvatura modificada, de aproximadamente 8 para 5 unidades básicas. Este resultado não é concordante aos de alguns trabalhos, nos quais o tamanho de parcela estimado pelo método linear segmentado com platô foi maior do que aqueles obtidos pelo método da máxima curvatura modificada, como em Paranaíba, Ferreira e Moraes (2009) na cultura do arroz, Peixoto, Faria e Moraes (2011) em experimentos de conservação in vitro de maracujá e Silva et al. (2012) na cultura do rabanete.

Tabela 4.3 – Estimativas dos parâmetros (β_0) e (β_1) com os seus erros padrão (ep), do coeficiente de variação no ponto platô (CVP), do tamanho de parcela (X_0), do coeficiente de determinação de ajustado (R_a^2), do critério de avaliação de Akaike (AIC) e do desvio padrão residual (DPR) para dados não ajustados (s/P) e ajustados (c/P) usando o método do modelo linear segmentado com resposta platô de peso por planta de cultivar de soja.

Cultivar	Método	Parâmetros				CVP	X_0	R_a^2	AIC	DPR
		β_0	ep	β_1	ep					
C1	s/P	80,96	6,492	19,01	2,114	1,932	4,16	0,8712	161,08	6,292
	c/P	84,14	6,754	20,02	2,452	1,549	4,12	0,8710	163,09	6,546
C2	s/P	83,63	6,839	19,72	2,227	1,969	4,13	0,8659	163,69	6,629
	c/P	84,16	6,754	20,03	2,199	1,535	4,12	0,8711	163,08	6,545
C3	s/P	83,01	7,012	19,37	2,283	2,241	4,16	0,8581	164,87	6,797
	c/P	83,50	6,860	19,65	2,234	1,619	4,16	0,8666	164,04	6,649
C4	s/P	86,15	6,906	19,58	2,249	2,092	4,15	0,8628	164,15	6,788
	c/P	83,80	6,818	19,82	2,220	1,666	4,14	0,8681	163,54	6,608
C5	s/P	83,41	9,933	19,61	2,258	2,322	4,13	0,8609	164,34	6,720
	c/P	83,85	6,796	19,85	2,213	1,713	4,13	0,8678	163,57	6,588
C6	s/P	83,15	6,981	19,59	2,273	2,177	4,16	0,8597	164,67	6,766
	c/P	83,24	6,891	19,51	2,244	1,616	4,18	0,8654	164,04	6,679
C7	s/P	83,77	6,818	19,81	2,221	1,914	4,13	0,8669	163,54	6,608
	c/P	84,10	6,770	19,99	2,205	1,652	4,12	0,8689	163,34	6,562
C8	s/P	83,75	6,829	19,79	2,224	1,856	4,13	0,8674	163,51	6,619
	c/P	83,94	6,756	19,91	2,200	1,566	4,14	0,8702	163,21	6,548
C9	s/P	84,19	6,764	20,04	2,203	1,714	4,12	0,8714	163,03	6,556
	c/P	84,09	6,739	19,99	2,194	1,444	4,13	0,8714	163,11	6,531
C10	s/P	83,82	6,816	19,63	2,220	1,811	4,13	0,8681	163,42	6,607
	c/P	84,13	6,760	20,01	2,201	1,741	4,11	0,8695	163,24	6,552
média (s/P)		83,58	7,139	19,62	2,227	2,003	4,14	0,8652	163,63	6,638
média (c/P)		83,90	6,790	19,88	2,236	1,610	4,14	0,8690	163,43	6,581

Também, Humada et al. (2018) estudando tamanho de parcelas para batata doce, verificaram que os métodos de máxima curvatura modificada (MMCM), modelo linear com resposta platô (MLRP) e modelo quadrático com resposta platô (MQRP), estimaram tamanhos diferentes de parcelas, sendo que o (MMCM) estimou o menor valor relacionado ao tamanho de parcela. Considera-se que pelo método do modelo linear segmentado (MLRP) obtém-se tamanho mais

adequado da parcela, uma vez que o comportamento da curva do CV em relação ao tamanho de parcela (X_0) tende a uma trajetória quase assintótica, de modo que, o aumento no tamanho da parcela produz ganho de precisão continuamente. No entanto, com a formação do platô, o aumento no tamanho da parcela é reduzido, pois a partir desse ponto o ganho de precisão não é compensatório.

Na Tabela 4.3 observou-se que com relação ao uso do método de Papadakis, os resultados não mostraram diferenças entre os métodos sem e com a correção. Em termos médios, constatou-se que o ajuste de Papadakis utilizando o método (MLRP), não altera de forma significativa os resultados de tamanho de parcela (X_0) em relação aos resultados sem o uso de Papadakis, com valor médio estimado em 4,14 UEB em ambas as técnicas.

Com relação ao critério de qualidade de ajuste dado pelo coeficiente de determinação ajustado (R_a^2), nota-se que em todas as cultivares, o (MLRP) apresentou um bom ajuste, sendo que para o caso de não uso de Papadakis, as estimativas de (R_a^2) variaram de 85,81% à 87,14%, e para quando se utilizou a técnica de Papadakis variaram de 86,54% à 87,142%.

Para o critério de avaliação de Akaike, os valores de (AIC) não apresentam grandes diferenças quanto ao uso da técnica de Papadakis. Para os dados sem Papadakis. Para os dados sem Papadakis a estimativa média foi de 163,63 e para com a técnica de Papadakis de 163,43, o que indica que a correção dos dados não produziu melhoria na qualidade de ajuste.

Também, os valores dos desvios padrão residual (DPR) não mostraram grande diferença entre os valores sem o ajuste e os valores com o ajuste pelo método de Papadakis, com uma variação entre 6,292 à 6,797.

Utilizando-se o método do modelo linear segmentado com platô, o tamanho de parcela é estimado com base na relação entre coeficiente de variação no ponto P e o tamanho da parcela sem grandes variações em relação ao uso de Papadakis ou não uso.

4.4 Método de máxima curvatura do coeficiente de variação (MMCV)

Pelo método da (MMCV), os valores do tamanho de parcela (X_0) com o uso da correção pelo método de Papadakis, variaram de 2,98 à 4,11 unidades básicas, enquanto que os valores de (X_0) obtidos sem o uso de Papadakis, variaram de 3,97 à 5,26 unidades básicas. Isto mostra que pelo método da (MMCV), o uso de ajuste dos dados pelo método de Papadakis mostra certa eficiência (Tabela 4.4). Isto considerando que a estimação de menor tamanho ótimo de parcela é uma condição mais adequada, em termos médios, sem a correção de Papadakis tem-

se um tamanho ótimo de parcela de 4,76 UEB e, com Papadakis, de 3,74 UEB. Também, a eficiência do método de Papadakis na avaliação da qualidade de experimentos com a cultura de alface, foi estudada por Lúcio et al. (2016), os quais utilizaram o método do coeficiente de variação para obter estimativas do tamanho de parcelas. Ainda, verificaram que o uso da análise de covariância com a covariável estimada pelo método de Papadakis melhorou a qualidade de experimentos, possibilitando estimar menores tamanhos de parcelas, e também, que a covariável que proporcionou melhor eficiência foi aquela que considera uma parcela vizinha de cada lado da parcela de referência no sentido da linha de cultivo.

Tabela 4.4 – Estimativas do coeficiente de autocorrelação espacial de primeira ordem (ρ), do tamanho de parcela (X_0) usando o método de ajuste de Papadakis (c/P) e sem o uso (s/P) e do coeficiente de variação (CV).

Cultivar	Método	ρ	X_0	CV
C1	s/P	0,026	4,64	0,478
	c/P		3,78	0,526
C2	s/P	0,021	4,98	0,462
	c/P		3,67	0,533
C3	s/P	0,016	5,26	0,451
	c/P		3,90	0,518
C4	s/P	0,033	4,79	0,470
	c/P		3,93	0,516
C5	s/P	0,005	5,16	0,453
	c/P		3,71	0,530
C6	s/P	0,069	4,90	0,465
	c/P		3,83	0,522
C7	s/P	0,040	4,59	0,479
	c/P		4,11	0,505
C8	s/P	0,012	4,51	0,483
	c/P		3,67	0,533
C9	s/P	0,297	3,97	0,514
	c/P		2,98	0,588
C10	s/P	0,054	4,82	0,469
	c/P		3,86	0,521
média (s/P)			4,76	0,472
média (c/P)			3,74	0,529

Comparativamente aos valores de X_0 obtidos pelos métodos de MMCM e pelo MLRP, o método de máxima curvatura do coeficiente de variação é que apresenta o melhor ajuste, pois, tem valores de X_0 menores e próximos aos do MLRP. Mas, como Paranaíba, Ferreira e Morais (2009) e Humada et al. (2018) a principal característica desse método é a não necessidade do

agrupamento das unidades experimentais adjacentes, pois para a utilização do MMCV precisa apenas das estimativas da média, da variância e da autocorrelação de primeira ordem.

4.5 Comparação dos métodos

Comparando as medidas de qualidade de ajuste e critérios de avaliação pelos métodos (MMCM) e (MLRP), os valores do método (MMCM) é que apresentam melhores ajustes, dado que apresentam menores valores do desvio padrão residual e, também, menores valores do coeficiente de determinação de ajuste (R_a^2), em relação aos valores do método (MLRP), mostrando que o método (MMCM) possui melhor ajuste. Estes resultados concordam aos de Paranaíba, Ferreira e Morais (2009) com a cultura de arroz, e Brito et al. (2012) com a cultura de mamoeiro.

A comparação das estimativas do tamanho ótimo de parcela dos três métodos mostra que a aplicação da técnica de correção de Papadakis pouca influência teve nos resultados, apenas no MMCV é que se fez evidente a técnica de Papadakis, mesmo com tamanho de parcela que se diferem por uma (1) UEB. Este fato se deve, provavelmente à baixa autocorrelação observada entre as UB, conforme as estimativas de (ρ) na Tabela 4.4. A covariável é obtida com base na média móvel das plantas laterais da planta de referência, a baixa correlação entre as plantas, irá provocar pouco impacto na correção dos valores.

5 CONCLUSÃO

A aplicação do método de Papadakis se mostra pouco eficiente na redução do tamanho ótimo de parcela experimental, para os métodos de máxima curvatura modificada e do modelo linear segmentado com resposta platô.

Para o método de máxima curvatura do coeficiente de variação a aplicação do método de Papadakis proporciona redução no tamanho de parcela em relação aos valores não ajustados.

O método de máxima curvatura modificada estimou maiores tamanhos ótimos de parcela do que o modelo linear segmentado com resposta platô e curvatura máxima do coeficiente de variação, com e sem a correção de Papadakis.

REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE transaction on automatic control**, Boston, v. 19, n. 6, p. 716–723, 1974.
- ATKINSON, A. C. The use of residuals as a concomitant variable. **Biometrika**, Londres, v. 56, n. 1, p. 33–41, 1969.
- BANZATTO, D.; KRONKA, S. Experimentação agrícola. 3 ed. **Jaboticabal**; FUNEP, p. 266, 2006.
- BARTLETT, M. The approximate recovery of information from replicated field experiments with large blocks. **The Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 28, n. 3, p. 418–427, 1938.
- BENIN, G. et al. Improving the precision of genotype selection in wheat performance trials. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, Viçosa, v. 13, n. 4, p. 234–240, 2013.
- BRITO, M. C. M. et al. Estimação do tamanho ótimo de parcela via regressão antitônica. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 30, p. 353–366, 2012.
- CANDIDO, L. S. Modelos mistos na avaliação e ordenação de genótipos de cana-de-açúcar, com e sem efeitos de competição com parcelas vizinhas. (UNESP), Universidade Estadual Paulista, 2009.
- CARGNELUTTI-FILHO, A. et al. Tamanho de parcela e número de repetições em ervilha forrageira. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 45, n. 7, p. 1174–1182, 2015.
- CARGNELUTTI-FILHO, A. et al. Tamanho de unidades experimentais básicas e tamanho ótimo de parcelas para nabo-forrageiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 51, n. 4, p. 309–319, 2016.
- CARGNELUTTIFILHO, A.; STORCK, L.; LÚCIO, A. D. Ajustes de quadrado médio do erro em ensaios de competição de cultivares de milho pelo método de papadakis. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, n. 4, p. 467–473, 2003.
- COELHO, L. et al. Modelos para estimar exigências nutricionais em suínos. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 16, n. 1, p. 102–110, 1987.
- COSTA, J. R.; BUENO-FILHO, J. S.; RAMALHO, M. A. P. Análise espacial e de vizinhança no melhoramento genético de plantas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 40, n. 11, p. 1073–1079, 2005.
- DANTAS, A. A. A.; CARVALHO, L. d.; FERREIRA, E. Classificação e tendências climáticas em lavras, mg. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 31, n. 6, p. 1862–1866, 2007.
- DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3. ed. [S.l.]: New York: John Wiley, 2014. 706 p.
- FONSECA, J. M. O. et al. Tamanho ótimo de parcela pelo método da máxima curvatura do coeficiente de variação em sorgo sacarino. In: IN: CONGRESSO BRASILEIRO DE MELHORAMENTO DE PLANTAS, 8., 2015, GOIANIA: ANAIS. GOANIA: UFG: SBMP, 2015. **Embrapa Milho e Sorgo-Resumo em anais de congresso**. [S.l.], 2015.

- FOX, J. C.; BI, H.; ADES, P. K. Modelling spatial dependence in an irregular natural forest. **Silva Fennica**, Pekka Nygren, v. 42, n. 1, p. 35–48, 2008.
- GOMEZ K. A.; GOMEZ, A. A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2. ed. [S.l.]: New York: John Wiley, 1984.
- GOMIDE, G. L. et al. Uma nova abordagem para definição da suficiência amostral em fragmentos florestais nativos. **Pesquisa agropecuária Tropical**, Goiânia, v. 37, n. 3, p. 128–194, 2005.
- GUIMARÃES, P. H. R. et al. Parâmetros genéticos e fenotípicos em arroz irrigado estimados por método de análise espacial. (dissertação em genética e melhoramento de plantas). **Universidade Federal de Goiás**, Goiânia, p. 76, 2014.
- HENRIQUES-NETO, D. et al. Tamanho de parcela para avaliação da produção em trigo irrigado, sob dois sistemas de plantio. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 40, n. 1, p. 86–93, 2009.
- HUMADA, G. G. et al. Estimación del tamaño ótimo de parcela en experimentación con batata dulce. **Agrociência**, Uruguai, v. 22, n. 2, p. 1–10, 2018. Disponível em: <<http://www.fagro.edu.uy>>.
- KEMPTON, R. Adjustment for competition between varieties in plant breeding trials. **The Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 98, n. 3, p. 599–611, 1982.
- LEITHOLD, E. L. Stratigraphical architecture at the muddy margin of the cretaceous western interior seaway, southern utah. **Sedimentology**, Wolfville, Canada, v. 41, n. 3, p. 521–542, 1994.
- LESSMAN, K.; ATKINS, R. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, v. 3, n. 6, p. 477–481, 1963.
- LÚCIO, A. D. et al. Método de papadakis e tamanho de parcela em experimentos com a cultura da alface. **Horticultura Brasileira**, Brasília, v. 34, n. 1, p. 66–73, 2016.
- MEIER, V.; LESSMAN, K. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in crambe abyssinica hochst. **Crop Science**, Madison, v. 11, n. 5, p. 648–650, 1971.
- MORAIS, R. A. et al. Estimação do tamanho de parcela para experimento com cultura de tecidos em videira. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 35, n. 1, p. 124–133, 2014.
- MUNIZ, J. A. et al. Determination of the size of experimental plots in eucalyptus grandis hill populations using linear plots. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 33, n. 4, p. 1002–1010, 2009.
- OLIVEIRA, P. H.; ESTEFANEL, V. Tamanho e forma ótimos da parcela para avaliação do rendimento em experimentos com batata. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 25, n. 2, p. 205–208, 1995.
- PAPADAKIS, J. Méthode statistique pour des experiences sur champ. **Thessalonike: Institut d'Amelionation des plantes**, Salonique, 30p. (Bulletin 23)., 1937.

- PARANAIBA, P. F.; FERREIRA, D. F.; MORAIS, A. R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: Proposição de métodos de estimação. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v. 27, n. 2, p. 255–268, 2009.
- PEARCE, S. C. The control of environmental variation in some west indian maize [zea mays] experiments. **Tropical Agriculture**, St. Augustine, v. 55, n. 2, p. 97–106, 1978.
- PEIXOTO, A. P. B.; FARIA, G. A.; MORAIS, A. R. 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, 2011.
- PORTZ, L.; DIAS, C. S.; CYRINO, J. E. P. Regressão segmentada como modelo na determinação de exigências nutricionais de peixes. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 57, n. 4, p. 601–607, 2000.
- R-CORE-TEAM. A language and environment for statistical computing. **R Foundation for Statistical Computing**, Vienna, Austria., 2018. Disponível em: <<http://www.R-profext.org>>
- RENCHER, A. C.; SCHAALJE, G. B. **Linear models in statistics**. 2. ed. [S.l.]: New York: John Wiley, 2008. 672 p.
- RESENDE, M. D. V. d.; DUARTE, J. B. Precisão e controle de qualidade em experimentos de avaliação de cultivares. João Batista Duarte, 2007.
- SANTOS, D. et al. Efeito de vizinhança e tamanho de parcela em experimentos com culturas olerícolas de múltiplas colheitas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 49, n. 4, p. 257–264, 2014.
- SCHABENBERGER, O.; PIERCE, F. J. **Contemporary statistical models for the plant and soil sciences**. [S.l.]: Boca Raton: CRC press, 2001. 738 p.
- SILVA, L. F. D. et al. Tamanho ótimo de parcela para experimentos com rabanetes. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 59, n. 5, p. 427–432, 2012.
- SILVA, R. L. et al. Determinação do tamanho ótimo da parcela experimental pelos métodos da máxima curvatura modificado, do coeficiente de correlação intraclasse e da análise visual em testes clonais de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 27, n. 5, p. 669–676, 2003.
- SMIDERLE, E. C. et al. Tamanho de parcelas experimentais para a seleção de genótipos na cultura do feijoeiro. **Comunicata Scientiae**, Bom Jesus, v. 5, n. 1, p. 51–58, 2014.
- SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **The Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 28, n. 1, p. 1–23, 1938.
- SOUSA, R. P. et al. Tamanho ótimo de parcela para avaliação do rendimento de grãos do girassol. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 19, n. 1, p. 21–26, 2015.
- SOUZA, E. A.; GERALDI, I. O.; RAMALHO, M. A. P. Alternativas experimentais na avaliação de famílias em programas de melhoramento genético do feijoeiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 9, p. 1765–1771, 2000.
- SOUZA, E. A. et al. Experimental alternatives for evaluation of progenies and clones in eucalyptus breeding programs. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 27, n. 4, p. 427–434, 2003.

- STEEL, R. G.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. A. **Principles and procedures of statistics**. 3. ed. [S.l.]: Boston: WCB/ McGraw-Hill, 1997. 666 p.
- STORCK, L.; BISOGNIN, D. A.; OLIVEIRA, S. J. R. Dimensões dos ensaios e estimativas do tamanho ótimo de parcela em batata. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 41, n. 6, p. 903–909, 2006.
- STORCK, L. et al. Método de papadakis e número de repetições em experimentos de soja. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 39, n. 04, p. 977–982, 2009.
- STORCK, L. et al. Experimental precision in corn trials using the papadakis method. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 34, n. 6, p. 1458–1464, 2010.
- STORCK, L. et al. Experimentação vegetal. 3 ed. **UFSM**, Santa Maria, p. 198, 2012.
- STORCK, L. et al. Utilização do método de papadakis na melhoria da qualidade experimental de ensaios com soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 43, n. 5, p. 581–587, 2008.
- 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, 2002.
- VIVALDI, L. J. Comparação entre métodos de análise espacial de experimentos de campo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 25, n. 1, p. 77–84, 1990.
- WALKENBACH, J. **Excel 2010 power programming with VBA**. [S.l.]: New York: John Wiley & Sons, 2010. v. 6.
- ZANON, M. L. B.; STORCK, L. Tamanho ótimo de parcelas experimentais para eucalyptus saligna smith em dois estádios de desenvolvimento. **Cerne**, Lavras, v. 6, n. 2, 2000.