

Efeito de vizinhança e tamanho de parcela em experimentos com culturas olerícolas de múltiplas colheitas

Daniel Santos⁽¹⁾, Alessandro Dal'Col Lúcio⁽¹⁾, Alberto Cargnelutti Filho⁽¹⁾, Lindolfo Storck⁽¹⁾, Leandro Homrich Lorentz⁽²⁾ e Denison Esequiel Schabarum⁽¹⁾

⁽¹⁾Universidade Federal de Santa Maria, Departamento de Fitotecnia, Avenida Roraima, nº 1.000, Camobi, CEP 97105-900 Santa Maria, RS, Brasil. E-mail: danielsantosagro@gmail.com, adlucio.capi@gmail.com, alberto.cargnelutti.filho@gmail.com, lindolfostorck@gmail.com, denisonesequiel@yahoo.com.br ⁽²⁾Universidade Federal do Pampa, Campus São Gabriel, Avenida Antônio Trilha, nº 1.847, Centro, CEP 97300-000 São Gabriel, RS, Brasil. E-mail: leandrolorentz@unipampa.edu.br

Resumo – O objetivo deste trabalho foi determinar a eficiência do método de Papadakis na avaliação da qualidade de experimentos com culturas olerícolas de múltiplas colheitas, e na estimativa da covariável e do tamanho ideal de parcela. Foram utilizados dados de nove ensaios de uniformidade (cinco com feijão de vagem, dois com abobrinha italiana e dois com pimentão) e de um experimento com tratamentos (com pimentão). Por meio dos ensaios de uniformidade, definiu-se a melhor forma de cálculo da covariável e calculou-se o tamanho ideal de parcela. No experimento com tratamentos, realizaram-se análises de variância e de covariância, em que a covariável foi calculada pelo método de Papadakis, e avaliou-se a precisão experimental com base em quatro estatísticas. O uso da análise de covariância com a covariável obtida pelo método de Papadakis aumenta a qualidade de experimentos com culturas olerícolas de múltiplas colheitas e possibilita o uso de menores tamanhos de parcela. A melhor covariável é aquela que considera uma parcela vizinha de cada lado da parcela de referência.

Termos para indexação: *Capsicum annuum*, *Cucurbita pepo*, *Phaseolus vulgaris*, análise de covariância, método de Papadakis, precisão experimental.

Effect of neighborhood and plot size on experiments with multiple-harvest oleraceous crops

Abstract – The objective of this work was to determine the efficiency of the Papadakis method on the quality evaluation of experiments with multiple-harvest oleraceous crops, and on the estimate of the covariate and the ideal plot size. Data from nine uniformity trials (five with bean pod, two with zucchini, and two with sweet pepper) and from one experiment with treatments (with sweet pepper) were used. Through the uniformity trials, the best way to calculate the covariate was defined and the optimal plot size was calculated. In the experiment with treatments, analyses of variance and covariance were performed, in which the covariate was calculated by the Papadakis method, and experimental precision was evaluated based on four statistics. The use of analysis of covariance with the covariate obtained by the Papadakis method increases the quality of experiments with multiple-harvest oleraceous crops and allows the use of smaller plot sizes. The best covariate is the one that considers a neighboring plot of each side of the reference plot.

Index terms: *Capsicum annuum*, *Cucurbita pepo*, *Phaseolus vulgaris*, analysis of covariance, Papadakis method, experimental precision.

Introdução

Em culturas olerícolas, algumas particularidades, como ponto de colheita subjetivo, manejo cultural mais intensivo e múltiplas colheitas realizadas em algumas culturas, elevam a variabilidade e, conseqüentemente, o erro experimental (Lorentz et al., 2005; Lúcio et al., 2008).

Como exemplo de culturas que necessitam de múltiplas colheitas, tem-se o feijão-vagem (*Phaseolus vulgaris* L.), a abobrinha italiana (*Cucurbita pepo* L.) e o pimentão (*Capsicum annuum* L.). Para essas culturas, já foram realizados trabalhos que visam a redução do erro experimental (Lúcio et al., 2003, 2004, 2006, 2008; Lorentz et al., 2005; Feijó et al., 2006, 2008; Carpes et al., 2008, 2010; Couto et al., 2009; Lorentz

& Lúcio, 2009; Haesbaert et al., 2011; Santos et al., 2012). Esses autores buscaram a melhoria da qualidade dos experimentos com culturas olerícolas, por meio da estimativa do tamanho de parcela e de amostra ajustadas à variabilidade das áreas experimentais e da cultura, da determinação da variabilidade entre filas e entre colheitas, e do estudo de transformações de dados para minimizar os efeitos do excesso de zeros no banco de dados. No entanto, em alguns casos, mesmo com a aplicação dessas técnicas, o erro experimental continua elevado, o que indica a necessidade de novas técnicas de análises estatísticas.

O uso da análise de covariância pode promover a redução do erro experimental (Storck et al., 2006). Nessa técnica, uma variável mensurada no decorrer do experimento é utilizada para ajustar a variável de interesse, com o intuito de reduzir o erro experimental. Papadakis (1937) propôs um método de ajuste da variabilidade espacial com base em análise de covariância, na qual a média dos erros de parcelas vizinhas é utilizada como covariável. Esse método apresenta a vantagem de dispensar a mensuração da covariável concomitantemente à variável de interesse e, além disso, mostra-se eficaz na melhoria da qualidade de experimentos com feijoeiro, soja [*Glycine max* (L.) Merr.], milho (*Zea mays* L.) e eucalipto (*Eucalyptus urophylla* S.T. Blake) (Cargnelutti Filho et al., 2003; Souza et al., 2003; Costa et al., 2005; Fox et al., 2007; Storck et al., 2008, 2009, 2010). Contudo, nesses trabalhos, não há consenso sobre a melhor vizinhança a ser utilizada para cálculo da covariável, o que é indicação de que a vizinhança varia entre culturas e diferentes condições de cultivo.

A determinação da melhor vizinhança a ser utilizada no método poderia ser feita por meio de ensaios de uniformidade, pois a estimativa da covariável é realizada pelos erros e não há influência dos tratamentos. Nessa situação, há a possibilidade de se obter um tamanho de parcela que prevê o posterior uso do método de Papadakis, o que seria importante, uma vez que o tamanho de parcela depende da variabilidade existente no experimento (Storck et al., 2006), e essa fica alterada com sua aplicação.

Não há conhecimento de trabalhos que tenham avaliado a eficácia ou indicado as formas mais adequadas para o uso do método de Papadakis em experimentos com culturas olerícolas de múltiplas colheitas.

O objetivo deste trabalho foi avaliar a eficiência do método de Papadakis na qualidade de experimentos com culturas olerícolas de múltiplas colheitas, e na estimativa da covariável e do tamanho ideal de parcela.

Material e Métodos

Os experimentos foram realizados na área experimental do Departamento de Fitotecnia, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), RS (29°42'23"S, 53°43'15"W, a 95 m de altitude). O clima da região, segundo a classificação de Köppen (Moreno, 1961), é do tipo Cfa – temperado chuvoso, com chuvas bem distribuídas ao longo do ano, e subtropical do ponto de vista térmico. O solo é classificado como Argissolo Vermelho distrófico arênico, conforme o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (Santos et al., 2006).

Foram utilizados nove ensaios de uniformidade (experimentos sem tratamentos, em que a cultura agrícola e todos os procedimentos realizados durante o experimento são homogêneos em toda a área experimental) e um experimento com tratamentos, que fazem parte do banco de dados do Setor de Experimentação Vegetal do Departamento de Fitotecnia da UFSM.

Os ensaios de uniformidade foram feitos com as culturas: do feijão-vagem, em estufa no outono-inverno, em túnel no outono-inverno, em campo no outono-inverno, em túnel na primavera-verão e em campo na primavera-verão; da abobrinha italiana, em estufa no verão-outono e em estufa no inverno-primavera; e do pimentão, em estufa no verão-outono e em estufa no inverno-primavera. As avaliações com feijão-vagem foram realizadas da seguinte forma: na estufa, com seis camalhões (fileiras de cultivo) de 72 plantas; e no túnel e em campo, com três fileiras de 84 plantas. O espaçamento foi de 0,2 m entre plantas e de 1,0 m entre fileiras. Com a abobrinha italiana, cada fileira de cultivo continha 20 plantas espaçadas de 0,9 m com espaçamento entre as fileiras de 1,0 m. Com o pimentão, foram avaliadas dez fileiras de cultivo, cada uma com 70 plantas, com espaçamento de 0,6 m entre as fileiras e 0,3 m entre as plantas. A cultivar de feijão-vagem foi a Macarrão, a de abobrinha italiana, a Caserta, e a de pimentão, a Vidi. A variável utilizada foi a massa fresca total (soma das colheitas) de vagens, para feijão-vagem, e de frutos, para abobrinha italiana e pimentão.

O experimento com tratamentos foi realizado com a cultura do pimentão, em estufa de plástico, no delineamento de blocos ao acaso, com oito repetições. A parcela foi constituída de 13 plantas no sentido da fileira de cultivo, e os tratamentos consistiram nos seguintes vigos de sementes: alto, médio, baixo e muito baixo.

Os ambientes protegidos utilizados nos experimentos apresentam as mesmas características, ou seja, a estufa utilizada é de estrutura metálica do tipo arco pampeano, com pé direito de 2,0 m e parte central de 3,5 m, 20 m de comprimento e 10 m de largura, orientada no sentido norte-sul. O túnel utilizado apresenta pé direito de 3,0 m, 20 m de comprimento e orientação norte-sul. A cobertura da estufa e do túnel foi realizada com filme de polietileno de baixa densidade (PEBD), com espessura de 150 µm e aditivo anti-UV.

Para cada um dos ensaios de uniformidade, foram ajustados os valores de cada parcela por meio de adaptação do método de Papadakis (Papadakis, 1937). Esse procedimento foi realizado em cada fileira de cultivo, tendo-se considerado tamanhos de parcela com diferentes números de plantas.

Para fins de uso das equações, consideraram-se i parcelas e j fileiras de cultivo. Inicialmente, foi estimado o resíduo de cada parcela pela equação: $R_{(i,j)} = Y_{(i,j)} - \bar{Y}_{(.,j)}$, em que $R_{(i,j)}$ é o resíduo da parcela i na fileira de cultivo j ; $Y_{(i,j)}$ é o valor da parcela i na fileira de cultivo j ; e $\bar{Y}_{(.,j)}$ é a média das parcelas na fileira de cultivo j .

Em seguida, foram estimados os resíduos médios (covariáveis) de três formas – C1, C2 e C3 –, para determinar a abrangência na fileira que possibilitará maior eficiência da covariável: $C1 = [R_{(i,j)} + R_{(i-1,j)} + R_{(i+1,j)}]/3$; $C2 = [R_{(i,j)} + R_{(i-1,j)} + R_{(i-2,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)}]/5$; e $C3 = [R_{(i,j)} + R_{(i-1,j)} + R_{(i-2,j)} + R_{(i-3,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)} + R_{(i+3,j)}]/7$.

Quando um determinado resíduo estava na extremidade da fileira de cultivo, ou próximo a ela, de modo que algum dos resíduos vizinhos não estava disponível, a covariável foi estimada com os resíduos vizinhos disponíveis.

O ajuste do valor original de cada parcela por meio da covariável foi realizado com uso da equação: $Y_{(i,j)}^* = Y_{(i,j)} - \hat{\alpha}(C_{(i,j)} - \bar{C}_{(i,j)})$, em que $Y_{(i,j)}^*$ é a variável corrigida na parcela i da fileira de cultivo j ; $Y_{(i,j)}$ é a variável original na parcela i da fileira de cultivo j ; $\hat{\alpha}$ é o coeficiente de regressão entre a variável original e a covariável; $C_{(i,j)}$ é a covariável da parcela i

da fileira de cultivo j ; e $\bar{C}_{(i,j)}$ é a média da covariável na fileira de cultivo j . Para verificar qual forma de cálculo da covariável possibilitou maior eficiência ao método, calcularam-se a variância e o coeficiente de variação para os dados ajustados e não ajustados.

Com os dados dos ensaios de uniformidade, para os valores ajustados e não ajustados, estimou-se o tamanho ótimo de parcela pelo método da curvatura máxima do coeficiente de variação, proposto por Paranaíba et al. (2009): $X_o = 10 \sqrt[3]{2(1 - \hat{\rho}^2)S^2\bar{Y}/\bar{Y}}$, em que X_o é o tamanho ótimo de parcela; S^2 é a variância na fileira de cultivo; \bar{Y} é a média das plantas na fileira de cultivo; e $\hat{\rho}$ é a autocorrelação espacial de primeira ordem, estimada pela equação

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

O coeficiente de variação do tamanho ótimo da parcela foi calculado pela equação:

$$CV_{(X_o)} = \left[\sqrt{(1 - \hat{\rho}^2)S^2/\bar{Y}^2} / \sqrt{X_o} \right] 100.$$

Para os dados do experimento com tratamentos, realizaram-se análises de variância e de covariância, tendo-se considerado a covariável estimada pelas formas definidas nos ensaios de uniformidade. Os resíduos utilizados na estimativa das covariáveis foram obtidos com as mesmas equações utilizadas para estimativa dos resíduos, descritas anteriormente (C_1 , C_2 e C_3), porém, tendo-se considerado i tratamentos e j blocos.

A avaliação da precisão experimental nas análises de variância e de covariância foi realizada com base na estimativa das estatísticas: coeficiente de variação; F calculado para tratamento; diferença mínima significativa entre dois tratamentos pelo teste de Tukey; diferença mínima significativa pelo teste de Tukey, em percentagem da média. Antes da realização das análises de variância e de covariância, foram testados os pressupostos: aditividade dos efeitos do modelo, normalidade, homogeneidade e aleatoriedade dos erros. Além disso, para realização da análise de covariância, foram testados os pressupostos de que a covariável é independente do efeito de tratamentos e o coeficiente de regressão da variável sobre a covariável, depois de removidos os efeitos de tratamentos e de blocos, é linear,

independentemente de tratamentos e blocos. As análises foram realizadas nos programas SOC-NTIA (Ambiente de software NTIA, 1997) e SAEG 9.1 (SAEG, 2007), e no aplicativo Office Excel (Microsoft Corporation, Redmond, WA, EUA). A probabilidade de erro admitida em todas as análises foi de 5%.

Resultados e Discussão

Em todos os testes realizados, obteve-se atendimento dos pressupostos da aditividade dos efeitos do modelo, da normalidade e da independência dos erros, e da homogeneidade de variâncias dos erros dos tratamentos, o que indica ser adequada e confiável a análise dos dados pela via paramétrica. Além disso, a covariável não apresentou correlação com os tratamentos, e o coeficiente de regressão da variável sobre a covariável

foi linear, independentemente de tratamentos e blocos. Desta forma, se a covariável foi eficiente para o ajuste da variável, é correto o uso da análise de covariância com as covariáveis testadas.

Em todas as culturas testadas, em todos os ambientes, épocas de cultivo e tamanhos de parcela, o ajuste pela covariável calculada pelo método de Papadakis acarretou redução no valor do coeficiente de variação (Tabelas 1 e 2). Esse resultado é indicativo de que o ajuste pela covariável estimada por esse método reduz a variabilidade e, portanto, reduzirá o erro experimental quando utilizada em análise de covariância, em experimento com tratamentos, o que também foi observado para outras culturas anuais (Cargnelutti Filho et al., 2003; Souza et al., 2003; Costa et al., 2005; Fox et al., 2007; Storck et al., 2008, 2009, 2010).

Tabela 1. Variância (s^2), em g 10⁴, e coeficiente de variação (CV) para massa fresca de feijão-vagem (*Phaseolus vulgaris*), em diferentes ambientes, épocas de cultivo e tamanhos de parcela (plantas por parcela), sem ajuste (SA) e com ajuste realizado por meio das covariáveis estimadas pelo método de Papadakis (C1, C2 e C3)⁽¹⁾.

Covariável	1 planta		2 plantas		3 plantas		4 plantas		6 plantas		7 plantas		9 plantas	
	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)
Estufa (outono-inverno)														
SA	7,02	46,45	11,88	30,87	15,78	23,21	25,68	21,97	45,5	18,02	-	-	55,29	14,03
C1	5,44	40,62	7,06	24,34	7,61	16,6	16,36	17,62	27,02	12,39	-	-	39,38	11,69
C2	5,97	42,59	9,02	27,25	11,57	20,00	19,69	19,01	39,19	16,32	-	-	-	-
C3	6,09	43,61	10,21	28,63	12,01	19,84	21,44	19,67	-	-	-	-	-	-
Túnel (outono-inverno)														
SA	7,37	32,09	11,8	20,17	14,9	14,54	34,21	11,3	40,06	10,55	-	-	-	-
C1	6,33	29,77	9,04	17,71	7,66	10,12	23,96	9,48	30,06	9,14	-	-	-	-
C2	6,72	30,62	9,68	18,14	9,59	11,79	19,53	8,64	23,71	7,85	-	-	-	-
C3	6,62	30,39	10,00	18,56	12,00	13,30	29,42	10,33	-	-	-	-	-	-
Túnel (primavera-verão)														
SA	11,71	33,19	19,25	21,21	25,23	16,11	53,98	11,07	53,83	9,36	-	-	-	-
C1	8,98	28,53	11,59	16,4	15,64	12,79	36,81	8,97	35,4	7,77	-	-	-	-
C2	10,42	31,26	16,32	19,6	19,01	14,04	44,12	9,87	33,79	7,75	-	-	-	-
C3	10,05	30,66	16,95	19,95	20,85	14,75	33,25	8,62	-	-	-	-	-	-
Campo (outono-inverno)														
SA	6,80	40,75	18,33	33,07	38,04	31,82	-	-	122,87	28,40	161,23	27,14	-	-
C1	3,23	28,31	6,86	19,87	10,80	16,81	-	-	23,42	12,03	27,52	10,53	-	-
C2	3,65	29,71	7,17	20,68	16,50	20,55	-	-	40,54	15,95	48,03	13,63	-	-
C3	4,01	31,34	8,79	22,74	15,10	19,50	-	-	37,91	15,31	-	-	-	-
Campo (primavera-verão)														
SA	12,38	37,16	21,32	24,61	32,67	20,34	-	-	97,04	17,58	115,28	16,43	-	-
C1	10,19	33,49	11,38	17,57	12,82	12,44	-	-	47,66	12,14	66,59	12,23	-	-
C2	9,84	32,4	11,48	17,7	20,03	15,56	-	-	78,46	15,77	85,64	14,04	-	-
C3	10,46	33,71	13,75	19,38	22,44	16,59	-	-	69,23	14,66	-	-	-	-

⁽¹⁾C1 = $[R_{(i,j)} + R_{(i-1,j)} + R_{(i+1,j)}]/3$; C2 = $[R_{(i,j)} + R_{(i-1,j)} + R_{(i-2,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)}]/5$; C3 = $[R_{(i,j)} + R_{(i-1,j)} + R_{(i-2,j)} + R_{(i-3,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)} + R_{(i+3,j)}]/7$.

A maior redução nos valores do coeficiente de variação ocorreu quando o ajuste foi realizado pela covariável C1. A C1 possibilitou o melhor resultado em 80% dos casos, para a cultura do feijão-vagem, e em 100% dos casos, para as culturas da abobrinha italiana e do pimentão. As reduções nos valores do coeficiente de variação foram de 26, 17 e 13%, respectivamente, para os ajustes pelas covariáveis C1, C2 e C3 (Tabelas 1 e 2). Assim, em experimentos com tratamentos nas culturas de feijão-vagem, abobrinha italiana e pimentão, a covariável, para realização de análise de covariância, deve ser a C1, ou seja, considerar uma parcela vizinha de cada lado da parcela de referência no sentido da fileira de cultivo, para estimativa da covariável. Resultado similar foi obtido por Cargnelutti Filho et al. (2003) para a cultura do milho, em que a melhor forma de estimativa da covariável foi aquela que considerou a primeira parcela vizinha de cada lado da parcela de referência; porém, o autor estimou a covariável com extrapolação do limite do bloco, isto é, considerou parcelas vizinhas de blocos diferentes na estimativa da covariável.

Diferentemente dos estudos realizados por Cargnelutti Filho et al. (2003) e Storck et al. (2008, 2009, 2010), no presente trabalho, optou-se por não extrapolar o limite do bloco na estimativa da covariável, pois, em culturas olerícolas, inúmeros trabalhos mostraram haver variabilidade significativa entre fileiras de cultivo (Souza et al., 2002; Lúcio et al., 2003; Lorentz et al., 2005), o que torna evidente a necessidade de uso de blocos quando da realização de experimentos. Dessa forma, ao se estimar a covariável sem extrapolar o limite de bloco, há a possibilidade de se usufruir das vantagens experimentais proporcionadas pelo uso de blocos e também pela análise de covariância com a estimativa da covariável via método de Papadakis.

Em todas as culturas e ambientes de cultivo avaliados, menores tamanhos de parcela foram possíveis quando se realizou o ajuste pelas covariáveis obtidas pelo método de Papadakis. Entre os ajustes, o que possibilitou o uso de menor tamanho de parcela foi o realizado com a covariável C1, e, ao se considerar um tamanho de parcela único por cultura,

Tabela 2. Variância (s^2), em g 10^{-5} , e coeficiente de variação (CV) para massa fresca de abobrinha italiana (*Cucurbita pepo*) e pimentão (*Capsicum annuum*) cultivados em estufa, em diferentes épocas e tamanho de parcela (plantas por parcela), sem ajuste (SA) e com ajuste realizado por meio das covariáveis estimadas pelo método de Papadakis (C1, C2 e C3)⁽¹⁾.

Covariável	1 planta		2 plantas		4 plantas		5 plantas		7 plantas		10 plantas		14 plantas	
	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)	s^2	CV (%)
Abobrinha italiana (verão-outono)														
SA	3,84	55,69	6,66	35,66	14,42	24,71	27,42	27,11	-	-	-	-	-	-
C1	2,85	48,28	3,96	26,96	8,31	18,72	15,86	20,35	-	-	-	-	-	-
C2	3,11	50,31	4,49	29,23	11,06	21,15	-	-	-	-	-	-	-	-
C3	3,28	51,67	5,18	31,29	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Abobrinha italiana (inverno-primavera)														
SA	22,26	25,86	41,48	17,48	85,56	11,71	127,03	11,49	-	-	-	-	-	-
C1	16,26	21,84	29,08	14,38	36,21	7,59	48,73	6,29	-	-	-	-	-	-
C2	17,32	22,68	28,75	14,65	54,08	9,29	-	-	-	-	-	-	-	-
C3	18,55	23,43	32,39	15,41	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Pimentão (primavera-verão)														
SA	3,16	44,28	5,87	29,91	-	-	14,49	18,59	18,77	14,76	28,35	12,68	33,96	10,06
C1	2,25	37,44	3,77	24,23	-	-	8,85	14,74	11,12	11,09	19,74	10,09	15,84	6,59
C2	2,47	39,31	4,99	27,60	-	-	11,90	16,69	14,09	12,48	19,58	10,43	23,29	7,98
C3	2,75	41,36	5,11	27,90	-	-	12,30	16,97	15,67	13,54	20,71	10,93	26,02	8,71
Pimentão (verão-outono)														
SA	2,12	41,01	4,13	28,84	-	-	11,17	18,60	16,08	15,70	19,00	11,81	28,83	10,36
C1	1,44	33,34	2,49	22,19	-	-	8,02	15,61	11,57	12,86	10,68	8,36	14,46	6,73
C2	1,70	36,09	3,20	25,42	-	-	8,91	16,46	11,70	13,10	12,57	9,66	23,42	8,72
C3	1,77	37,31	3,47	26,41	-	-	8,70	16,12	12,17	13,52	17,56	11,16	21,86	8,59

⁽¹⁾C1 = $[R_{(i,j)} + R_{(i-1,j)} + R_{(i+1,j)}]/3$; C2 = $[R_{(i,j)} + R_{(i-1,j)} + R_{(i-2,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)}]/5$; C3 = $[R_{(i,j)} + R_{(i-1,j)} + R_{(i-2,j)} + R_{(i-3,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)} + R_{(i+3,j)}]/7$.

o tamanho de parcela obtido foi de dez plantas para feijão-vagem e de cinco plantas para abobrinha italiana e pimentão, o que equivale a uma abrangência na fileira de cultivo de 2,0 m para feijão-vagem, 4,5 m para abobrinha italiana e 1,5 m para pimentão. Esses tamanhos de parcela, quando comparados aos obtidos para os dados não ajustados, foram reduzidos, em termos de número de plantas, em 23% na cultura do feijão-vagem e da abobrinha italiana e em 27% na do pimentão (Tabela 3).

A possibilidade de redução do tamanho de parcela é interessante, pois permite a avaliação de um número maior de tratamentos dentro de cada bloco (fileira de cultivo), o que maximiza a utilização da área experimental utilizada para a realização de experimentos com culturas olerícolas. Nesses ambientes, em razão da limitação de espaço físico, o uso do tamanho ideal de parcela não permite que o pesquisador avalie um maior número de tratamentos.

Tabela 3. Tamanho ótimo de parcela (X_o), em número de plantas, e coeficiente de variação de X_o ($CV_{(X_o)}$), em %, para massa fresca de feijão-vagem (*Phaseolus vulgaris*), abobrinha italiana (*Cucurbita pepo*) e pimentão (*Capsicum annum*), em diferentes ambientes e épocas de cultivo, sem ajuste (SA) e com ajuste realizado por meio das covariáveis estimadas pelo método de Papadakis (C1, C2 e C3)⁽¹⁾.

Cultura, ambiente	Tamanho parcela	SA	Covariável		
			C1	C2	C3
Feijão-vagem 1	X_o	15	12	14	14
(estufa, outono-inverno)	$CV_{(X_o)}$	16,67	12,91	15,09	15,53
Feijão-vagem 2	X_o	11	10	11	11
(túnel, outono-inverno)	$CV_{(X_o)}$	12,82	10,70	12,08	12,10
Feijão-vagem 3	X_o	12	9	11	11
(túnel, primavera-verão)	$CV_{(X_o)}$	13,16	10,60	12,28	12,34
Feijão-vagem 4	X_o	13	10	11	11
(campo, primavera-verão)	$CV_{(X_o)}$	14,36	11,03	12,39	12,64
Feijão-vagem 5	X_o	13	9	11	11
(campo, outono-inverno)	$CV_{(X_o)}$	14,99	9,79	12,02	12,64
Abobrinha italiana 1	X_o	8	6	8	8
(estufa, verão-outono)	$CV_{(X_o)}$	18,66	14,51	16,96	17,49
Abobrinha italiana 2	X_o	5	4	4	5
(estufa, inverno-primavera)	$CV_{(X_o)}$	11,11	8,55	9,94	10,31
Pimentão 1	X_o	7	5	6	7
(estufa, primavera-verão)	$CV_{(X_o)}$	16,20	11,95	14,48	15,25
Pimentão 2	X_o	7	5	6	6
(estufa, verão-outono)	$CV_{(X_o)}$	15,39	11,14	13,67	14,27

⁽¹⁾C1 = $[R_{(i,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+1,j)}]/3$; C2 = $[R_{(i,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)}]/5$; C3 = $[R_{(i,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)} + R_{(i+3,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)} + R_{(i+3,j)}]/7$.

Há casos em que o dimensionamento dos tamanhos de parcela é realizado com base na área disponível e no número de tratamentos utilizado. No entanto, esse procedimento não é adequado, uma vez que o uso de um tamanho de parcela ajustado para a variabilidade que ocorre na área experimental é uma importante forma de controlar o erro experimental (Storck et al., 2006). Diante disso, o emprego de um tamanho de parcela que preveja a utilização de análise de covariância, com covariável calculada pelo método de Papadakis (Tabela 3), torna-se estratégia fundamental, pois, além dos benefícios dessa análise, os experimentos tornam-se mais flexíveis, o que aumenta as situações nas quais será possível utilizar o tamanho ótimo de parcela.

Além da redução nos tamanhos de parcela, em todas as situações, os coeficientes de variação dos tamanhos de parcela foram menores quando houve ajuste pelo método de Papadakis (Tabela 3). Portanto, o uso do método possibilita a redução do tamanho de parcela e melhora a precisão proporcionada pelos tamanhos de parcela.

Houve efeito significativo da covariável quando se realizou análise de covariância C1; com isso, mostrou-se que é correto o uso da análise de covariância com essa covariável. Dessa forma, a covariável obtida pelo uso das médias das parcelas vizinhas pode ser utilizada na análise de covariância em experimentos com culturas olerícolas, pois está significativamente relacionada à variável (Tabela 4). Cargnelutti Filho et al. (2003) e Storck et al. (2008, 2009, 2010) também constataram que houve efeito significativo da covariável obtida pelo método de Papadakis nas análises realizadas em outras culturas.

Diferentemente do ocorrido na análise de covariância C1, não houve efeito significativo da covariável C2; portanto, não é correto o uso da análise a partir da C2 (Tabela 4). Isso ocorreu porque, na estimativa dessa covariável, foi utilizada maior abrangência espacial do que para a covariável C1. Assim, algumas covariáveis foram obtidas por meio da soma de todos os resíduos disponíveis na fileira de cultivo, o que acarretou o mesmo valor para os resíduos.

O uso de análise de covariância melhora a qualidade do experimento com pimentão, quando comparado ao da análise de variância. Houve redução no coeficiente de variação e nas diferenças mínimas significativas entre dois tratamentos pelo teste de Tukey, bem como aumento do $F_{\text{calculado}}$ (Tabela 5).

Uma das interpretações para esse resultado é que, em culturas olerícolas, algumas particularidades, como ponto de colheita subjetivo, realização de múltiplas colheitas e uso de manejo cultural mais intensivo (Lorentz et al., 2005; Lúcio et al., 2008), aumentam a variabilidade e, com isso, as chances de um método de ajuste de variabilidade espacial, como o Papadakis, ser efetivo.

Tabela 4. Resumo das análises de variância e de covariância com as covariáveis estimadas pelo método de Papadakis, pelas formas C1 e C2⁽¹⁾, para a variável massa fresca de pimentão (*Capsicum annuum*), em estufa de plástico.

Fonte de variação	GL	QM	nms
Análise de variância			
Bloco	7	60253,882	0,017
Tratamento	3	23898,519	0,304
Erro	21	18544,241	-
Análise de covariância 1			
Tratamento	3	23898,519	0,183
C1	1	121404,870	0,007
Erro	20	13401,209	-
Análise de covariância 2			
Tratamento	3	23898,519	0,321
C2	1	4287,642	0,642
Erro	20	19257,071	-

⁽¹⁾C1 = $[R_{(i,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+1,j)}]/3$; C2 = $[R_{(i,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)} + R_{(i+1,j)} + R_{(i+2,j)}]/5$. FV, fonte de variação; GL, graus de liberdade; QM, quadrado médio; nms, nível mínimo de significância associado ao teste F.

Tabela 5. Coeficiente de variação (CV), valor de F calculado para efeito de tratamento ($F_{\text{calculado}}$), diferença mínima significativa entre dois tratamentos pelo teste de Tukey (Δ) e diferença mínima significativa pelo teste de Tukey em percentagem da média (DMS), das análises de variância e de covariância realizadas com a covariável estimada pelo método de Papadakis, pela forma C1⁽¹⁾, com os respectivos aumentos ou reduções em relação à análise de variância, para a variável massa fresca de pimentão (*Capsicum annuum*), em estufa de plástico.

Estatística	Análise de variância	Análise de covariância 1
CV (%)	15,20	12,90 (-15%)
$F_{\text{calculado}}$	1,29	1,78 (+38%)
Δ	189,70	162,08 (-15%)
DMS	21,17	18,09 (-15%)

⁽¹⁾C1 = $[R_{(i,j)} + R_{(i-1,j)} + R_{(i+1,j)}]/3$.

Conclusões

1. O uso de análise de covariância com o método de Papadakis aumenta a qualidade de experimentos com culturas olerícolas de múltiplas colheitas e viabiliza o uso de menores tamanhos de parcela.

2. A forma de estimativa da covariável que proporciona a maior eficiência da análise de covariância é aquela que considera uma parcela vizinha de cada lado da parcela de referência no sentido da fileira de cultivo, ou seja, a C1.

3. O tamanho de parcela na fileira de cultivo, ajustado para uso de análise de covariância com o método de Papadakis, ao se considerar a covariável C1, é de dez plantas (2,0 m) para feijão-vagem (*Phaseolus vulgaris*), de cinco plantas (4,5 m) para abobrinha italiana (*Cucurbita pepo*) e de cinco plantas (1,5 m) para pimentão (*Capsicum annuum*).

Agradecimentos

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio Grande do Sul (Fapergs), pelo auxílio financeiro para a realização dos experimentos e pelas bolsas de pesquisa e iniciação científica.

Referências

- AMBIENTE de software NTIA: manual do usuário – ferramental estatístico. Versão 4.2.2. Campinas: Centro Nacional de Pesquisa Tecnológica em Informática para a Agricultura, 1997. 258p.
- CARGNELUTTI FILHO, 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**, v.38, p.467-473, 2003. DOI: 10.1590/S0100-204X2003000400004.
- CARPES, R.H.; LÚCIO, A.D.; LOPES, S.J.; BENZ, V.; HAESBAERT, F.; SANTOS, D. Variabilidade produtiva e agrupamentos de colheitas de abobrinha italiana cultivada em ambiente protegido. **Ciência Rural**, v.40, p.294-301, 2010. DOI: 10.1590/S0103-84782010005000007.
- CARPES, R.H.; LÚCIO, A.D.; STORCK, L.; LOPES, S.J.; ZANARDO, B.; PALUDO, A.L. Ausência de frutos colhidos e suas interferências na variabilidade da fitomassa de frutos de abobrinha italiana cultivada em diferentes sistemas de irrigação. **Revista Ceres**, v.55, p.590-595, 2008.
- COSTA, J.R.; BUENO FILHO, J.S. de S.; RAMALHO, M.A.P. Análise espacial e de vizinhança no melhoramento genético de plantas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.40, p.1073-1079, 2005. DOI: 10.1590/S0100-204X2005001100004.

- COUTO, M.R.M.; LÚCIO, A.D.; LOPES, S.J.; CARPES, R.H. Transformações de dados em experimentos com abobrinha italiana em ambiente protegido. **Ciência Rural**, v.39, p.1701-1707, 2009. DOI: 10.1590/S0103-84782009005000110.
- FEIJÓ, S.; STORCK, L.; LÚCIO, A.D.; LOPES, S.J. Heterogeneidade do solo e de tamanho de amostra antes e após cultivos com abobrinha italiana em estufa plástica. **Ciência Rural**, v.36, p.1744-1748, 2006. DOI: 10.1590/S0103-84782006000600012.
- FEIJÓ, S.; STORCK, L.; LÚCIO, A.D.; LOPES, S.J.; GARCIA, D.C.; CARPES, R.C. Heterogeneity index of zucchini yield on a protected environment and experimental planning. **Horticultura Brasileira**, v.26, p.35-39, 2008. DOI: 10.1590/S0102-05362008000100007.
- FOX, J.C.; BI, H.; ADES, P.K. Spatial dependence and individual-tree growth models: II. Modelling spatial dependence. **Forest Ecology and Management**, v.245, p.20-30, 2007. DOI: 10.1016/j.foreco.2007.01.085.
- HAESBAERT, F.M.; SANTOS, D.; LÚCIO, A.D.; BENZ, V.; ANTONELLO, B.I.; RIBEIRO, A.L. de P. Tamanho de amostra para experimentos com feijão-de-vagem em diferentes ambientes. **Ciência Rural**, v.41, p.38-44, 2011. DOI: 10.1590/S0103-84782011000100007.
- LORENTZ, L.H.; LÚCIO, A.D. Tamanho e forma de parcela para pimentão em estufa plástica. **Ciência Rural**, v.39, p.2380-2387, 2009. DOI: 10.1590/S0103-84782009005000202.
- LORENTZ, L.H.; LÚCIO, A.D.; BOLIGON, A.A.; LOPES, S.J.; STORCK, L. Variabilidade da produção de frutos de pimentão em estufa plástica. **Ciência Rural**, v.35, p.316-323, 2005. DOI: 10.1590/S0103-84782005000200011.
- LÚCIO, A.D.; CARPES, R.H.; STORCK, L.; LOPES, S.J.; LORENTZ, L.H.; PALUDO, A.L. Variância e média da massa de frutos de abobrinha-italiana em múltiplas colheitas. **Horticultura Brasileira**, v.26, p.335-341, 2008. DOI: 10.1590/S0102-05362008000300009.
- LÚCIO, A.D.; LORENTZ, L.H.; BOLIGON, A.A.; LOPES, S.J.; STORCK, L.; CARPES, R.H. Variação temporal da produção de pimentão influenciada pela posição e características morfológicas das plantas em ambiente protegido. **Horticultura Brasileira**, v.24, p.31-35, 2006. DOI: 10.1590/S0102-05362006000100007.
- LÚCIO, A.D.; MELLO, R.M.; STORCK, L.; CARPES, R.H.; BOLIGON, A.A.; ZANARDO, B. Estimativa de parâmetros para o planejamento de experimentos com a cultura do pimentão em área restrita. **Horticultura Brasileira**, v.22, p.766-770, 2004. DOI: 10.1590/S0102-05362004000400020.
- LÚCIO, A.D.; SOUZA, M.F.; HELDWEIN, A.B.; LIEBERKNECHT, D.; CARPES, R.H.; CARVALHO, M.P. Tamanho da amostra e método de amostragem para avaliação de características do pimentão em estufa plástica. **Horticultura Brasileira**, v.21, p.180-184, 2003. DOI: 10.1590/S0102-05362003000200012.
- MORENO, J.A. **Clima no Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: Secretaria da Agricultura, 1961. 41p.
- PAPADAKIS, J.S. **Méthode statistique pour des expériences sur champ**. Thessalonike: Institut d'Amélioration des Plantes à Salonique, 1937. 30p. (Bulletin, 23).
- PARANAIBA, P.F.; FERREIRA, D.F.; MORAIS, A.R. Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimação. **Revista Brasileira de Biometria**, v.27, p.255-268, 2009.
- SAEG: sistema para análises estatísticas. Versão 9.1. Viçosa: Fundação Arthur Bernardes; UFV, 2007.
- SANTOS, D.; HAESBAERT, F.M.; LÚCIO, A.D.; STORCK, L.; CARGNELUTTI FILHO, A. Tamanho ótimo de parcela para a cultura do feijão-vagem. **Revista Ciência Agronômica**, v.43, p.119-128, 2012. DOI: 10.1590/S1806-66902012000100015.
- SANTOS, H.G. dos; JACOMINE, P.K.T.; ANJOS, L.H.C. dos; OLIVEIRA, V.A. de; OLIVEIRA, J.B. de; COELHO, M.R.; LUMBRERAS, J.F.; CUNHA, T.J.F. (Ed.). **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 2.ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2006. 306p.
- SOUZA, E.A. de; GERALDI, I.O.; RAMALHO, M.A.P.; BERTOLUCCI, F. de L.G. Experimental alternatives for evaluation of progenies and clones in eucalyptus breeding programs. **Revista Árvore**, v.27, p.427-434, 2003. DOI: 10.1590/S0100-67622003000400002.
- SOUZA, M.F.; LÚCIO, A.D.; STORCK, L.; CARPIES, R.H.; SANTOS, P.M.; SIQUEIRA, L.F. Tamanho da amostra para peso de massa de frutos, na cultura da abóbora italiana em estufa plástica. **Revista Brasileira de Agrociência**, v.8, p.123-128, 2002.
- STORCK, L.; CARGNELUTTI FILHO, A.; LÚCIO, A.D.; LOPES, S.J. Método de Papadakis e número de repetições em experimentos de soja. **Ciência Rural**, v.39, p.977-982, 2009. DOI: 10.1590/S0103-84782009005000027.
- STORCK, L.; GARCIA, D.C.; LOPES, S.J.; ESTEFANEL, V. **Experimentação vegetal**. 2.ed. Santa Maria: Ed. da UFSM, 2006. 198p.
- STORCK, L.; LOPES, S.J.; CARGNELUTTI FILHO, A.; LÚCIO, A.D.; TOEBE, M. Experimental precision in corn trials using the Papadakis method. **Ciência e Agrotecnologia**, v.34, p.1458-1464, 2010. DOI: 10.1590/S1413-70542010000600015.
- STORCK, L.; STECKLING, C.; ROVERSI, T.; LOPES, S.J. Utilização do método de Papadakis na melhoria da qualidade experimental de ensaios com soja. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.43, p.581-587, 2008. DOI: 10.1590/S0100-204X2008000500005.

Recebido em 2 de dezembro de 2013 e aprovado em 28 de março de 2014