

# Ajuste do rendimento para a variação do estande em experimentos de melhoramento genético do feijão

Clause Fátima de Brum Piana<sup>(1)</sup>, João Gilberto Corrêa da Silva<sup>(1)</sup> e Irajá Ferreira Antunes<sup>(2)</sup>

<sup>(1)</sup>Universidade Federal de Pelotas, Campus Universitário, s/nº, Caixa Postal 354, CEP 96010-900 Pelotas, RS. E-mail: clause@ufpel.edu.br, jgcs@ufpel.edu.br <sup>(2)</sup>Embrapa Clima Temperado, BR 392, Km 78, Campus Universitário, Caixa Postal 403, CEP 96001-970 Pelotas, RS. E-mail: iraja@cpact.embrapa.br

Resumo – O objetivo deste trabalho foi avaliar o ajuste do rendimento pela variação do estande em experimentos de feijão e propor procedimento para ajustamento por análise de co-variação. Utilizaram-se dados de 33 ambientes do Ensaio Estadual de Feijão do Rio Grande do Sul. Realizaram-se as análises de variação e de co-variação de rendimento e de estande em cada ambiente. Foram considerados quatro modelos de ajustamento alternativos: sem ajuste para a variação do estande; com ajuste para o estande médio geral; com ajuste para os estandes médios dos genótipos; e com ajuste para os estandes médios dos grupos de genótipos. Em 70% dos ambientes, ocorreu efeito linear ou quadrático significativo de estande sobre rendimento e em 85% efeito significativo de genótipo sobre estande. O efeito compensatório manifestou-se com diferentes intensidades nos ambientes. O ajuste do rendimento para a variação do estande, considerando o efeito de genótipos sobre o estande, é importante em ensaios de melhoramento do feijão. É necessário o registro de informações que permitam discriminar a origem da variação do estande.

Termos para indexação: *Phaseolus vulgaris*, análise de co-variação, precisão experimental, validade do experimento.

## Adjustment of the yield for the stand variation in common bean genetic breeding experiments

Abstract – The objective of this work was to evaluate the adjustment of the yield for the stand in common bean experiments and to propose a procedure for the adjustment through covariance analysis. Data from 33 environments of the Common Bean Assay of Rio Grande do Sul State, Brazil, were used. Variance and covariance analyses of yield and stand were proceeded for each environment. Four alternative models were considered: without adjustment for stand; with adjustment for the average stand; with adjustment for the genotypes average stand; and with adjustment for the groups of genotypes average stand. Significant linear or quadratic effects of stand on yield occurred in 70% of the environments and of genotype on stand in 85%. The compensatory effect was manifested with different intensities in the environments. The adjustment of the yield for stand, considering the effect of genotypes on stand, is important in common bean experiments. The record of information to discriminate the origins of the variation of stand is necessary.

Index terms: *Phaseolus vulgaris*, covariance analysis, experimental precision, validity of the experiment.

### Introdução

Em programas de melhoramento de plantas, a etapa de avaliação é a mais demorada e de maior custo. Por essa razão, experimentos de competição de cultivares devem ter precisão e validade apropriadas para que as diferenças fenotípicas representem os efeitos genotípicos e de ambiente. Um fator que afeta a qualidade de experimentos é a perda de plantas na parcela, com prejuízo para a precisão (Veronesi et al., 1995) e a validade (não tendenciosidade) das inferências.

Uma técnica que tem sido utilizada para contornar esse problema é a correção ou ajuste do rendimento de grãos para a variação do estande final.

Métodos de ajuste do rendimento para a variação do estande têm sido referidos na literatura. Entre eles, destacam-se: ajuste com base no estande ideal por regra de três simples; acréscimo de 70% do rendimento médio por planta para cada falha (Zuber, 1942); ajuste com base no estande médio; ajuste com base no estande ideal; e ajuste estratificado com base no agrupamento de genótipos segundo o estande. Os três últimos são feitos

por análise de co-variação (Vencovsky & Cruz, 1991; Veronesi et al., 1995; Storck et al., 2000; Schmildt et al., 2001; Cargnelutti Filho & Storck, 2004; Andrade et al., 2006).

Vencovsky & Cruz (1991) argumentam que o rendimento, em geral, não é proporcional ao número de plantas na parcela e que, para alcançar uma correção não tendenciosa, é necessário considerar tanto o decréscimo na produção pela presença de falhas como o acréscimo pelas plantas vizinhas às falhas, resultante da ausência de competição. Observam também que o propósito de identificar um método de ajuste superior aos demais, nas diversas situações experimentais, apresenta dificuldades em face do desconhecimento da capacidade compensatória média real dos genótipos avaliados.

Algumas espécies, entre elas o feijão, manifestam efeitos compensatórios dos componentes do rendimento, quando cultivadas com densidades menores que as recomendadas (Adams, 1967; Fernandes et al., 1989). Pesquisas têm sido realizadas a fim de compreender os efeitos da densidade de semeadura e do espaçamento entre linhas sobre o rendimento do feijão e seus componentes, algumas delas considerando, também, os efeitos do hábito de crescimento e do tipo de planta (Valério et al., 1999; Jadoski et al., 2000; Shimada et al., 2000; Teixeira et al., 2000; Didonet & Costa, 2004). Essas pesquisas têm evidenciado que alterações na população de plantas podem ser compensadas pelos componentes primários do rendimento (número de vagens por planta, número de grãos por vagem e massa de grãos).

Na avaliação da influência da perda de plantas sobre a produção em duas cultivares de feijão, CNF-005 (tipo II) e Pintado (tipo III), Fernandes et al. (1989) concluíram que não havia diferença entre os efeitos de falhas na parcela nesses dois tipos de planta, sobre as variáveis número de vagens por planta, produção de grãos por planta e produção de grãos por área. Observaram, também, que a regressão da produção de grãos em relação ao estande não foi significativa, mas a regressão do número de vagens em relação ao número de grãos por planta foi significativa, o que evidencia a existência de compensação da produção pelas plantas restantes. Segundo Adams (1967), maior competição entre plantas pode induzir maior competição dentro da planta para os assimilados, o que conduz a um efeito compensatório dos componentes de produtividade do feijão, que determina o rendimento de grãos.

Ribeiro et al. (2004a, 2004b) relatam experimentos com objetivo tanto de estudar a ocorrência de possíveis modificações fenológicas e morfológicas em caracteres importantes na seleção de genótipos superiores de feijão, oriundas de alterações na densidade de plantas, como também de identificar a porcentagem máxima possível de redução da densidade de plantas sem diminuição da precisão experimental. Ribeiro et al. (2004a) observaram que as cultivares de feijão têm seus caracteres fenológicos e morfológicos alterados de maneira diferenciada de acordo com a densidade de plantas. Concluíram que as plantas de feijão manifestam efeito compensatório dos componentes do rendimento de grãos e atribuíram essa compensação aos aumentos do número de vagens e do número de grãos por planta. Ribeiro et al. (2004b) verificaram que a precisão experimental foi alterada com as mudanças dos níveis de redução da densidade de plantas e que a maior precisão ocorreu em ensaios sem redução da densidade de plantas.

O objetivo deste trabalho foi avaliar o ajuste do rendimento para a variação do estande em experimentos de melhoramento genético do feijão e propor procedimento para ajustamento por análise de co-variação.

## Material e Métodos

Foi utilizada parte dos dados relativos a um período de oito anos de execução do Ensaio Estadual de Feijão (EEF), coordenado pela Comissão Estadual de Pesquisa de Feijão (CEPEF) do Rio Grande do Sul. Esses dados provêm dos 33 ambientes, combinações de ano e local, onde o estande final por parcela foi registrado. Os ambientes compreendem 16 locais – Arroio do Tigre, Frederico Westphalen, Canguçu, Capão do Leão, Cruz Alta, Coronel Bicaco, Erechim, Iraí, Júlio de Castilhos, Osório, Passo Fundo, Pelotas, Santa Maria, Santo Augusto, Sarandi e Sobradinho – e oito anos, safras 1987/1988 a 1994/1995. Os conjuntos de genótipos variaram entre esses anos. Em cada ambiente, foi empregado o delineamento em blocos completos casualizados com quatro repetições. A condução dos experimentos seguiu as recomendações técnicas para o cultivo do feijão (Instituto de Pesquisas Agronômicas, 1986).

Na semeadura, procedida manualmente, foi adotada a densidade de 240 mil plantas por hectare, o que equivale a 12 plantas por metro linear com espaçamento de 0,5 m entre linhas. A área útil da parcela foi constituída por duas linhas de 3 m, correspondendo a 72 plantas. A fim

de alcançar a uniformidade do estande inicial, foi efetuado ajuste do número de sementes com base em teste de germinação.

Inicialmente, foi realizada análise da variação do rendimento em cada um dos ambientes, de acordo com o Modelo 1, sem ajuste do rendimento para o estande, com a seguinte equação:  $y_{ij} = \mu + b_j + g_i + e_{ij}$ ,  $i=1,2,\dots,g$ ;  $j = 1,2,\dots,b$ , em que  $y_{ij}$  é o rendimento observado na parcela do bloco  $j$  com o genótipo  $i$ ;  $\mu$  é a média geral esperada;  $b_j$  é o efeito aleatório do bloco  $j$ ;  $g_i$  é o efeito fixo do genótipo  $i$ ;  $e_{ij}$  é o desvio entre os rendimentos observado e esperado na parcela  $ij$ .

Foram realizadas as análises de co-variação, por ambiente, entre rendimento e estande final, a fim de verificar a existência de relação polinomial linear-quadrática entre essas variáveis e testar a hipótese de homogeneidade dos coeficientes de regressão dos genótipos. Os resultados dessas análises fundamentaram a decisão de ajustar ou não o rendimento pelo estande e orientaram a escolha do grau da função polinomial a ajustar em cada ambiente.

Considerando-se que a interação estande x genótipo foi significativa em um número de ambientes relativamente pequeno, foi adotado como procedimento geral para ajustamento do rendimento a análise de co-variação com coeficiente de regressão comum para os genótipos.

Em cada ambiente em que foi realizado o ajustamento, adotou-se um dos dois seguintes modelos alternativos: modelo linear (L) e modelo linear-quadrático (LQ). O primeiro foi adotado quando apenas o efeito linear do estande foi significativo e o segundo, quando o efeito quadrático do estande também foi significativo.

Quanto à decisão sobre o modelo de análise de co-variação específico a adotar em cada ambiente, foi realizada análise da variação do estande final, previamente submetido à transformação para raiz quadrada, para testar a significância da variação do estande entre genótipos, segundo equação semelhante à do Modelo 1. Essa variação expressa efeito de genótipos e, também, efeito do erro experimental confundido com efeito de genótipos. Assim, a significância desta fonte de variação pode decorrer tanto de efeito de genótipos propriamente quanto de efeito de erro experimental, resultante, por exemplo, de diferenças de estande inicial entre os genótipos.

Na seqüência, efetuou-se ajuste do rendimento para a média geral do estande, pelo procedimento usual de análise da co-variação, segundo o Modelo 2, com a seguinte equação: L:  $y_{ij} = \mu + b_j + g_i + \beta(x_{ij} - \bar{x}) + e'_{ij}$ , ou LQ:  $y_{ij} = \mu + b_j + g_i + \beta_1(x_{ij} - \bar{x}) + \beta_2(x_{ij} - \bar{x})^2 + e'_{ij}$ ,  $i = 1,2,\dots,g$ ;  $j = 1,2,\dots,b$ , em que  $\beta$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são coeficientes de regressão;  $x_{ij}$  é o estande na parcela do

bloco  $j$  com o genótipo  $i$ ;  $\bar{x}$  é a média geral do estande;  $e'_{ij}$  é o desvio entre os rendimentos observado e esperado na parcela  $ij$ .

Este ajuste remove a variação do rendimento devida ao estande das estimativas dos efeitos de genótipos ( $g_i$ ) e do erro experimental ( $e'_{ij}$ ). É apropriado quando a variação do estande final se deve exclusivamente ao erro experimental, como, por exemplo, às diferenças de estande inicial. Entretanto, ele não é adequado quando o estande é afetado por efeito de genótipos. Neste último caso, o ajustamento apropriado é proporcionado por análise de co-variação com base no Modelo 3, com ajuste do rendimento para as médias de estande dos genótipos, com a seguinte equação: L:  $y_{ij} = \mu + b_j + g_i + \beta(x_{ij} - \bar{x}_i) + e''_{ij}$ , ou LQ:  $y_{ij} = \mu + b_j + g_i + \beta_1(x_{ij} - \bar{x}_i) + \beta_2(x_{ij} - \bar{x}_i)^2 + e''_{ij}$ ,  $i = 1,2,\dots,g$ ;  $j = 1,2,\dots,b$ , em que  $\bar{x}_i$  é a média do estande do genótipo  $i$ ;  $e''_{ij}$  é o desvio entre os rendimentos observado e esperado na parcela  $ij$ .

Este ajuste remove a variação decorrente do estande da estimativa do erro experimental ( $e''_{ij}$ ), mas não da estimativa do efeito de genótipos ( $g_i$ ). É apropriado quando a variação do estande entre genótipos decorre exclusivamente de efeito de genótipos.

Para levar em conta diferenças de genótipos que são devidas apenas ao erro experimental, pode-se proceder ao agrupamento dos genótipos quanto a seus efeitos sobre o estande e, então, à análise da co-variação, segundo o Modelo 4, com ajuste do rendimento para as médias de estande dos grupos de genótipos, com a equação: L:  $y_{ij} = \mu + b_j + g_i + \beta(x_{ij} - \bar{x}_k) + e'''_{ij}$ , ou LQ:  $y_{ij} = \mu + b_j + g_i + \beta_1(x_{ij} - \bar{x}_k) + \beta_2(x_{ij} - \bar{x}_k)^2 + e'''_{ij}$ ,  $i = 1,2,\dots,g$ ;  $j = 1,2,\dots,b$ , em que  $\bar{x}_k$  é a média do estande para o grupo de genótipos  $k$ ;  $e'''_{ij}$  é o desvio entre os rendimentos observado e esperado na parcela  $ij$ .

Este ajuste remove a variação decorrente do estande das estimativas do erro experimental e dos efeitos de genótipos de mesmo grupo, mas não das estimativas dos efeitos de grupos de genótipos. É apropriado quando a variação do estande entre genótipos decorre exclusivamente de efeito de grupos de genótipos.

O agrupamento dos genótipos, em cada um dos ambientes em que a variação do estande decorrente dos genótipos foi significativa, foi realizado com base no teste de Scott & Knott (1974). Esse teste é mais conservador do que o teste F, quanto à taxa de erro tipo 1. Para obter agrupamentos coerentes com os que seriam formados por teste F com nível de significância  $\alpha = 0,05$ , efetuou-se o teste de Scott-Knott com os níveis de significâncias  $\alpha = 0,05, 0,10$  e  $0,20$ , para escolher o nível de significância apropriado.

A escolha do modelo apropriado a cada ambiente é baseada nos resultados dos testes de significância dos

efeitos linear e quadrático do estande sobre o rendimento e da variação do estande causada por genótipos, e, no caso de significância dessa variação, no resultado do teste de Scott-Knott. No entanto, essa escolha deve ser fundamentada no conhecimento da origem da variação do estande entre genótipos, que pode ser os genótipos ou características estranhas associadas aos genótipos. Se a variação do estande entre genótipos decorre exclusivamente de efeito de características estranhas, deve-se optar pelo Modelo 2. Se a variação do estande entre genótipos decorre exclusivamente de efeito de genótipos, deve-se optar pelo Modelo 3 ou pelo Modelo 4.

As informações disponíveis sobre o conjunto de ambientes não permitem a identificação da origem da variação do estande entre os genótipos.

## Resultados e Discussão

As estatísticas descritivas do estande final e o resumo dos resultados da análise da variação desta variável são apresentados para cada um dos 33 ambientes (Tabela 1). A análise descritiva do estande revelou que as médias por ambiente variaram de 23 a 84 plantas por parcela, correspondendo, respectivamente, a 68,1% e -16,7% de redução em relação ao estande ideal (72 plantas por parcela). As médias de estande por genótipo mais extremas foram 14 (81,3% de redução) e 98 (-35,4% de redução) plantas por parcela. Segundo Ribeiro et al. (2004a), as cultivares de feijão podem compensar o rendimento de grãos quando há redução de até 60% na densidade de plantas. Levando em conta que foi adotado um método de ajuste da densidade de

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas do estande e principais resultados das análises da variação de estande transformado por raiz quadrada, para os 33 ambientes.

Ambiente <sup>(1)</sup> (ano-local)	Número de observações	Média	Estatísticas descritivas				Análise da variação		
			Valores extremos				F Genótipo	Prob. >F Genótipo	CV (%)
			Por genótipo		Por parcela				
			Inferior	Superior	Inferior	Superior			
1-1*	120	71	50	87	36	95	4,10	<0,0001	7,6
1-2	120	70	43	86	21	99	5,39	<0,0001	6,3
1-3*	120	48	26	59	15	76	1,66	0,0371	13,5
1-5*	120	84	64	98	51	112	3,44	<0,0001	5,0
1-6*	120	66	39	89	31	98	4,60	<0,0001	8,5
1-7*	120	51	64	98	9	82	2,31	0,0015	10,3
2-2*	120	39	31	49	14	62	0,91	0,5997	12,1
2-3*	102	60	35	64	34	85	1,76	0,0296	6,3
2-5*	120	67	38	89	14	95	2,43	0,0008	13,0
2-7	90	56	37	70	16	80	1,81	0,0274	9,8
2-8	111	54	39	75	34	82	2,26	0,0026	8,1
2-9*	120	65	48	79	32	89	1,53	0,0668	8,3
2-10	120	75	64	93	55	99	3,55	<0,0001	5,3
2-11*	114	58	41	76	18	92	1,69	0,0348	10,8
3-1	120	66	46	83	38	95	3,80	<0,0001	6,2
3-3	120	46	33	61	12	92	1,25	0,2109	12,3
3-4*	120	59	43	75	31	92	1,46	0,0916	12,0
3-5*	120	53	38	76	32	83	3,60	<0,0001	7,0
3-7*	120	54	45	71	30	82	2,43	0,0008	7,4
4-1*	104	73	61	94	48	100	3,02	0,0001	5,2
4-2	104	60	48	73	10	79	2,08	0,0081	6,8
4-12*	103	40	31	54	15	71	1,81	0,0263	9,7
4-13*	104	61	49	72	40	81	2,16	0,0057	5,5
4-14	104	58	50	66	36	79	2,04	0,0098	4,5
5-3*	96	23	14	39	3	48	2,13	0,0086	19,4
5-4	92	48	40	57	27	87	1,06	0,4115	9,5
5-10*	96	68	58	86	53	94	7,37	<0,0001	3,8
5-14*	96	51	39	68	19	74	2,85	0,0004	9,0
5-15*	92	58	45	70	11	80	1,98	0,0178	8,3
5-16*	96	29	20	41	14	53	2,02	0,0133	12,3
6-14	96	66	52	81	25	96	2,20	0,0063	7,5
7-14	96	70	48	96	28	118	5,46	<0,0001	6,3
8-15*	112	70	58	81	54	85	4,61	<0,0001	3,7

<sup>(1)</sup>Ano: 1, 1987/1988; 2, 1988/1989; 3, 1989/1990; 4, 1990/1991; 5, 1991/1992; 6, 1992/1993; 7, 1993/1994; 8, 1994/1995; Local: 1, Iraí; 2, Frederico Westphalen; 3, Canguçu; 4, Erechim; 5, Osório; 6, Sobradinho; 7, Pelotas; 8, Capão do Leão; 9, Cruz Alta; 10, Santa Maria; 11, Coronel Bicaco; 12, Arroio do Tigre; 13, Júlio de Castilhos; 14, Sarandi; 15, Passo Fundo; 16, Santo Augusto. \*Ambientes em que o efeito de estande sobre o rendimento foi significativo.

semeadura para alcançar uniformidade de estande inicial em torno de 72 plantas, a variação do estande final foi bastante elevada.

Considerando-se o estande por unidade experimental, num total de 3.608 parcelas, a variação da redução em relação ao estande ideal foi ainda mais acentuada, com extremos de 95,8% (3 plantas) e -63,9% (118 plantas). Entretanto, em apenas 5,5% das parcelas, a redução foi superior a 60%, enquanto 21% das parcelas apresentaram estande final acima do ideal. Ainda que este valor seja bastante inferior ao percentual de parcelas com estande abaixo do ideal (76%), a redução do estande pode ter origem no erro experimental, como efeito de características estranhas associadas à semente (vigor, sanidade), e em diferenças de adaptabilidade dos genótipos. O considerável percentual de parcelas com estande acima do ideal pode ter duas explicações: a primeira, o método de ajuste do número de sementes,

baseado no teste de germinação em laboratório, não é eficiente para alcançar a uniformidade do estande inicial, por não ser um bom preditor da germinação no campo, e a segunda, esse método é eficiente, mas não foi empregado de modo correto em todos os ambientes. Em qualquer dessas situações, são evidenciadas a necessidade e a importância de identificar e eliminar as causas da desuniformidade do estande inicial em experimentos de feijão, que podem comprometer a validade das inferências sobre os genótipos. Com relação às análises da variação do estande, observou-se que, em 28 ambientes (85% do total), o efeito de genótipos sobre o estande foi significativo.

Na Tabela 2, são apresentados os resultados da análise de co-variação entre rendimento e estande final para cada ambiente, considerando a interação genótipo x estande. Verificou-se que em 10 (30%) dos 33 ambientes os efeitos linear e quadrático do estande sobre o

**Tabela 2.** Principais resultados das análises de co-variação entre rendimento e estande final, considerando as interações entre genótipo e os efeitos linear e quadrático do estande, para os 33 ambientes.

Ambiente <sup>(1)</sup> (ano-local)	Rend. médio (gramas por parcela)	Estande médio	Efeito linear Prob. >F	Efeito quadrático Prob. > F	Gen. x Linear Prob. >F	Gen. x Quadrático Prob. >F
1-1*	561	71	0,0144	0,6251	0,0460	0,4336
1-2*	323	70	0,4719	0,0739	0,0141	0,0076
1-3*	437	48	0,4883	0,0415	0,1120	0,1015
1-5*	748	84	0,0002	0,6377	0,2272	0,4974
1-6*	342	66	0,0029	0,5460	0,7252	0,7056
1-7*	503	51	0,0154	0,6983	0,3846	0,1028
2-2	300	39	<0,0001	0,0943	0,4952	0,5549
2-3*	99	60	0,0058	0,7604	0,2144	0,3433
2-5*	629	67	0,7204	0,0056	0,7354	0,6537
2-7*	490	56	0,8892	0,9307	0,1398	- <sup>(2)</sup>
2-8*	336	54	0,0704	0,1796	0,8546	0,4133
2-9	319	65	<0,0001	0,1664	0,6318	0,6917
2-10*	720	75	0,7623	0,7518	0,2369	0,2328
2-11*	626	58	<0,0001	0,5559	0,0460	0,2864
3-1*	500	66	0,4319	0,9423	0,0755	0,2234
3-3	230	46	0,5278	0,4466	0,8059	0,6730
3-4	727	59	0,0238	0,0218	0,1169	0,6418
3-5*	726	53	0,0232	0,9890	0,6761	0,1618
3-7*	491	54	0,0204	0,0612	0,8171	0,3792
4-1*	460	73	<0,0001	0,0021	0,2011	0,7313
4-2*	478	60	0,2672	0,5506	0,2998	0,7481
4-12*	449	40	0,0004	0,2997	0,2115	0,5789
4-13*	321	61	<0,0001	0,1886	0,5278	0,4527
4-14*	369	58	0,2056	0,7551	0,8083	0,7652
5-3*	501	23	<0,0001	0,0017	0,3349	0,7830
5-4	841	48	0,0471	0,9630	0,0074	0,1069
5-10*	736	68	0,0078	0,4925	0,7909	0,5696
5-14*	641	51	0,0001	0,1842	0,3672	0,4118
5-15*	738	58	0,0100	0,5373	0,6248	0,7704
5-16*	411	29	0,0007	0,0128	0,1733	0,0779
6-14*	553	66	0,3102	0,6294	0,7641	0,6671
7-14*	524	70	0,3161	0,3461	0,3325	0,1661
8-15*	583	70	0,0100	0,7531	0,8502	0,7962

<sup>(1)</sup>Ano: 1, 1987/1988; 2, 1988/1989; 3, 1989/1990; 4, 1990/1991; 5, 1991/1992; 6, 1992/1993; 7, 1993/1994; 8, 1994/1995; Local: 1, Iraí; 2, Frederico Westphalen; 3, Canguçu; 4, Erechim; 5, Osório; 6, Sobradinho; 7, Pelotas; 8, Capão do Leão; 9, Cruz Alta; 10, Santa Maria; 11, Coronel Bicaco; 12, Arroio do Tigre; 13, Júlio de Castilhos; 14, Sarandi; 15, Passo Fundo; 16, Santo Augusto. <sup>(2)</sup>Ambiente com número de observações insuficiente para testar a interação. \*Ambientes em que o efeito de genótipos sobre o estande foi significativos.

rendimento foram não-significativos; em 17 ambientes (52%), apenas o efeito linear do estande foi significativo; em dois ambientes (6%), apenas o efeito quadrático do estande foi significativo; e em quatro ambientes (12%), os efeitos linear e quadrático foram significativos. Contrariando os resultados de Ribeiro et al. (2004a), foi observado nos ambientes em que o efeito de estande foi significativo, uma redução média de plantas em relação ao estande ideal, variando de -16,7 a 68,1%; isto sugere que, em qualquer nível de redução de plantas, o rendimento de grãos pode ser afetado pelo estande. Com relação à hipótese de homogeneidade dos coeficientes de regressão, em apenas quatro ambientes (12%) a interação estande x genótipo foi significativa. Nos seis ambientes (1-3, 2-5, 3-4, 4-1, 5-3 e 5-16) em que o efeito quadrático ou ambos os efeitos, linear e quadrático, foram significativos, os ajustamentos foram realizados segundo o modelo linear-quadrático.

Quanto ao processo de agrupamento dos genótipos, nos ambientes em que o efeito de genótipos sobre o estande foi significativo, observou-se que o teste de Scott-Knott com nível de significância 0,05 formou grupos em 79% dos ambientes; com nível de significância 0,10, em 90% dos ambientes; e com nível de significância 0,20, em todos os 28 ambientes. Os agrupamentos formados no nível de significância 0,20 foram validados em 97% dos ambientes, pela comparação com resultados do teste F para efeitos de grupos, que foram significativos, e de genótipos dentro de grupos, que foram não-significativos.

Na análise do rendimento, deve-se distinguir a variação entre genótipos que decorre dos efeitos diretos dos genótipos da variação que resulta do efeito dos genótipos sobre o estande. Os modelos propostos para ajustamento do rendimento têm o propósito de levar em conta o efeito do genótipo sobre o estande. Na Tabela 3, são apresentados os resultados obtidos, para todos os ambientes, pelas análises segundo cada um dos quatro modelos propostos, exceto para o Modelo 4 nos ambientes em que não houve formação de grupos.

Esses resultados revelam que a precisão dos experimentos (expressa pelo CV) aumentou em 82% dos ambientes, quando procedido ao ajuste do rendimento pelo estande. Verifica-se também que no modelo linear, a precisão não se alterou entre as três formas de ajustamentos (Modelos 2, 3 e 4). Esse fato é consequência da propriedade de que os resíduos desses ajustamentos são iguais. Com relação ao efeito dos genótipos sobre o rendimento de grãos, verifica-se que, em geral, não ocorreram alterações expressivas de níveis de significâncias (expressos pelos valores p) entre os

quatro procedimentos de análise. Embora na maioria dos ambientes (61%) todos os ajustamentos do rendimento para a variação do estande tenham aumentado o valor da estatística F, em apenas um ambiente (1-6), essa alteração tornou significativo ( $p = 0,0417$ ) o efeito de genótipo que era não-significativo ( $p = 0,1248$ ) na análise sem ajuste.

Um dos quatro modelos apresentados (Tabela 1) é o mais apropriado para cada ambiente particular. Nos dez ambientes em que os efeitos linear e quadrático do estande sobre o rendimento foram não-significativos (1-2, 2-7, 2-10, 3-1, 3-3, 4-2, 4-14, 5-4, 6-14 e 7-14), o Modelo 1 é apropriado. Nos três ambientes em que pelo menos um dos efeitos, linear ou quadrático, do estande sobre o rendimento foi significativo, mas o efeito de genótipos sobre o estande foi não-significativo (2-2, 2-9 e 3-4), o Modelo 2 é adequado. Todavia, nos 20 ambientes em que a variação do estande entre genótipos e o efeito linear ou quadrático do estande sobre o rendimento foi significativo (1-1, 1-3, 1-5, 1-6, 1-7, 2-3, 2-5, 2-8, 2-11, 3-5, 3-7, 4-1, 4-12, 4-13, 5-3, 5-10, 5-14, 5-15, 5-16 e 8-15), não há como decidir entre o ajuste do rendimento para a média geral de estande (Modelo 2) e o ajuste para as médias de genótipos (Modelo 3) ou de grupos de genótipos (Modelo 4). Observe-se, entretanto, que, caso houvesse certeza de que essa variação do estande se devesse exclusivamente ao efeito de genótipos, a formação de grupos de genótipos para todos esses ambientes conduziria à escolha do Modelo 4.

A Tabela 4 contém o resumo dos resultados das análises realizadas no ambiente 1-1 (1987/1988 – Iraí), escolhido para ilustrar a situação observada com maior frequência no conjunto total de ambientes: significância dos efeitos de estande sobre o rendimento e de genótipos sobre o estande. Nesse ambiente, o efeito linear do estande sobre o rendimento foi significativo ( $p = 0,0256$ ) e o efeito de genótipo sobre o estande foi altamente significativo ( $p = 0,0086$ ). Ele apresentou um dos estandes médios mais altos: 71 plantas; entretanto, seu rendimento médio não foi tão alto (561 gramas por parcela), ocupando a 12ª posição entre os 33 ambientes.

Os valores extremos para a redução do estande médio de genótipo em relação ao estande ideal foram 35,4% (50 plantas) e -20,8% (87 plantas); entretanto, 53% das médias de estande situaram-se dentro do intervalo  $72 \pm 10\%$  plantas. Com relação ao rendimento, o ajuste pela média geral do estande provocou alterações nas médias de genótipos que variaram de -7,8 a 10,0%. Essas alterações fizeram com que o efeito de genótipo, que

era não-significativo na análise sem ajuste, se tornasse significativo com o ajustamento. Foi observado, também, que esse ajustamento modificou a ordenação de 78,8% dos genótipos. Considerando os resultados relativos ao ajuste pelos estandes médios de grupos, as alterações nos rendimentos médios foram menos acentuadas, variando de -4,4 a 5,6%. Esse ajustamento alterou a ordem de 54,4% dos genótipos, mas o efeito de genótipo sobre o rendimento permaneceu não-significativo após o ajuste.

A significância do efeito linear do estande indica que algum ajuste do rendimento pela variação do estande deve ser efetuado. Entretanto, a falta de informação

sobre a origem da variação do estande entre genótipos não permite identificar qual modelo é mais apropriado. Observa-se, na análise sem ajuste, que os genótipos com estandes mais baixos apresentaram rendimentos relativamente altos. Isto pode ser decorrente do fato de a relação linear entre rendimento e estande não ter sido muito significativa, e parece ser uma evidência do efeito compensatório do feijão.

A fim de ilustrar o impacto que o ajustamento do rendimento para o estande pode provocar nas inferências sobre genótipos, foi realizado, no ambiente 5-3 (1991/1992 – Canguçu), o agrupamento dos genótipos segundo seus rendimentos pelo teste de Scott-Knott, que é

**Tabela 3.** Resultados das análises da variação do rendimento (em gramas por parcela) e da co-variação do rendimento em relação ao estande, para os 33 ambientes.

Ambiente <sup>(1)</sup> (ano-local)	Sem ajuste			Com ajuste para								
	CV (%)	Genótipo		Estande médio geral			Estande médio de genótipo			Estande médio de grupo		
		F	Prob>F	CV (%)	F	Prob>F	CV (%)	F	Prob>F	CV (%)	F	Prob>F
1-1**	22,6	1,49	0,0820	22,1	1,73	0,0273	22,1	1,56	0,0604	22,1	1,55	0,0633
1-2	27,3	1,82	0,0179	27,4	1,76	0,0236	27,4	1,80	0,0194	27,4	1,80	0,0193
1-3**	14,0	3,17	<0,0001	13,9	3,31	<0,0001	13,6	3,52	<0,0001	13,7	3,44	<0,0001
1-5**	16,1	4,87	<0,0001	14,9	5,52	<0,0001	14,9	5,75	<0,0001	14,9	5,72	<0,0001
1-6**	19,5	1,39	0,1248	18,3	1,37	0,1342	18,3	1,57	0,0571	18,3	1,64	0,0417
1-7**	22,2	2,03	0,0063	21,6	1,91	0,0113	21,6	2,13	0,0038	21,6	2,09	0,0048
2-2*	34,4	1,92	0,0110	31,0	1,96	0,0088	31,0	2,36	0,0012	(2)	-	-
2-3**	32,0	3,64	<0,0001	30,5	4,17	<0,0001	30,5	4,06	<0,0001	30,5	4,17	<0,0001
2-5**	18,2	1,78	0,0213	17,4	1,59	0,0516	17,6	1,88	0,0132	18,2	1,67	0,0363
2-7	21,1	2,40	0,0023	21,3	2,36	0,0028	21,3	2,36	0,0028	21,3	2,36	0,0028
2-8	17,8	3,86	<0,0001	17,4	3,89	<0,0001	17,4	4,01	<0,0001	17,4	3,91	<0,0001
2-9*	18,7	6,53	<0,0001	15,2	10,30	<0,0001	15,2	9,86	<0,0001	15,2	10,94	<0,0001
2-10	19,1	4,43	<0,0001	19,2	4,37	<0,0001	19,2	4,38	<0,0001	19,2	4,36	<0,0001
2-11**	21,8	5,10	<0,0001	19,0	6,59	<0,0001	19,0	6,76	<0,0001	19,3	6,62	<0,0001
3-1	20,4	2,89	<0,0001	20,4	2,48	0,0006	20,4	2,87	<0,0001	20,4	2,81	0,0001
3-3	20,0	2,01	0,0069	20,1	1,98	0,0080	20,1	2,00	0,0074	-	-	-
3-4*	13,6	4,55	<0,0001	13,1	4,90	<0,0001	12,2	5,99	<0,0001	12,7	5,27	<0,0001
3-5**	13,8	2,81	0,0001	13,5	2,67	0,0002	13,5	2,95	<0,0001	13,5	2,97	<0,0001
3-7**	25,1	1,10	0,3526	24,4	1,12	0,3408	24,4	1,17	0,2836	24,4	1,19	0,2556
4-1**	17,7	4,82	<0,0001	14,5	6,21	<0,0001	15,1	6,47	<0,0001	15,3	5,18	<0,0001
4-2	19,5	2,55	0,0010	19,4	2,55	0,0010	19,4	2,56	0,0010	19,4	2,58	0,0009
4-12**	24,3	2,08	0,0082	22,2	2,26	0,0037	22,2	2,52	0,0012	22,3	2,26	0,0038
4-13**	26,2	1,38	0,1419	21,5	2,75	0,0004	21,5	2,05	0,0092	21,5	2,21	0,0047
4-14	21,3	2,26	0,0036	21,1	2,23	0,0043	21,1	2,29	0,0032	21,1	2,23	0,0042
5-3**	26,0	2,12	0,0090	17,1	2,80	0,0006	18,0	4,58	<0,0001	17,2	5,67	<0,0001
5-4	22,1	0,76	0,7562	21,9	0,78	0,7411	21,9	0,78	0,7388	-	-	-
5-10**	19,8	2,58	0,0013	18,6	2,26	0,0051	18,6	2,91	0,0003	18,6	2,92	0,0003
5-14**	25,5	2,23	0,0067	22,1	3,01	0,0002	22,1	3,24	<0,0001	22,1	3,65	<0,0001
5-15**	16,6	3,18	0,0001	15,7	3,11	0,0002	15,7	3,59	<0,0001	15,7	3,22	0,0001
5-16**	20,4	2,31	0,0039	18,6	2,46	0,0023	19,1	2,71	0,0008	19,2	2,62	0,0012
6-14	23,7	4,09	<0,0001	23,6	3,66	<0,0001	23,6	4,11	<0,0001	23,6	3,89	<0,0001
7-14	21,6	1,90	0,0216	21,6	1,58	0,0763	21,6	1,90	0,0222	21,6	1,84	0,0282
8-15**	13,4	5,76	<0,0001	12,7	5,82	<0,0001	12,7	6,38	<0,0001	12,7	6,07	<0,0001
Média	21,1	2,91		19,7	3,20		19,8	3,43		19,4	3,56	
Mínimo	13,4	0,76		12,7	0,78		12,2	0,78		12,7	1,19	
Máximo	34,4	6,53		31,0	10,30		31,0	9,86		30,5	10,94	

(1) Ano: 1, 1987/1988; 2, 1988/1989; 3, 1989/1990; 4, 1990/1991; 5, 1991/1992; 6, 1992/1993; 7, 1993/1994; 8, 1994/1995; Local: 1, Irajá; 2, Frederico Westphalen; 3, Canguçu; 4, Erechim; 5, Osório; 6, Sobradinho; 7, Pelotas; 8, Capão do Leão; 9, Cruz Alta; 10, Santa Maria; 11, Coronel Bicaco; 12, Arroio do Tigre; 13, Júlio de Castilhos; 14, Sarandi; 15, Passo Fundo; 16, Santo Augusto. (2) Ambientes em que não houve formação de grupos pelo teste de Scott-Knott ( $\alpha = 0,20$ ). \*Ambientes com efeito significativo de estande sobre o rendimento. \*\*Ambientes com efeito significativo de estande sobre rendimento e de genótipo sobre estande.

utilizado com frequência em ensaios de comparação de médias de genótipos. Nesse ambiente, os efeitos linear e quadrático do estande sobre o rendimento e o efeito de genótipo sobre o estande foram todos altamente significativos. Na Tabela 5, são apresentados os resultados dos testes de agrupamento dos rendimentos médios de genótipos, segundo os modelos Modelos 1, 2 e 4, considerando o efeito linear-quadrático do estande. O Modelo 2 diferiu pouco do Modelo 1 quanto à discriminação dos genótipos, pois ambos permitiram a

formação de dois grupos de constituições muito semelhantes, embora a classificação dos genótipos dentro dos grupos tenha variado entre os modelos. Entretanto, com o ajuste do rendimento segundo o Modelo 4, foram formados cinco grupos, o que significa maior discriminação dos genótipos. Esse ajuste remove o efeito de estande nas parcelas com mesmo genótipo, mas não nas parcelas com genótipos diferentes cujos efeitos sobre o estande não diferem. As diferenças entre os resultados referentes aos Modelos 2 e 4 indicam a

**Tabela 4.** Resultados das análises do ambiente 1-1 (1987/1988 – Iraí), em que o efeito linear do estande sobre o rendimento e o efeito de genótipo sobre o estande foram significativos.

Grupo <sup>(1)</sup>	Genótipo <sup>(2)</sup>	Estande médio	Rendimento (gramas por parcela) <sup>(3)</sup>			
			Sem ajuste	Com ajuste		
				Estande médio geral	Estande médio de genótipo	Estande médio de grupo
1	Turrialba 4	87	601 (10)	555 (15)	601 (10)	575 (12)
1	Iraí	86	613 (9)	570 (12)	613 (9)	591 (10)
1	Tahyu	84	488 (25)	450 (28)	488 (25)	470 (27)
1	RAI-72	82	560 (15)	529 (18)	560 (15)	549 (16)
1	A-227	82	553 (16)	521 (20)	553 (16)	541 (18)
1	CNF 0158	81	533 (19)	503 (22)	533 (19)	523 (20)
1	CNF 5494	80	707 (1)	681 (6)	707 (1)	701 (2)
1	BAT 429	79	520 (21)	498 (23)	520 (21)	518 (21)
1	Capixaba Precoce	79	471 (27)	449 (29)	471 (27)	469 (28)
1	EEP-527	78	483 (26)	462 (25)	483 (26)	482 (25)
1	A-236	78	512 (22)	490 (24)	512 (22)	510 (22)
1	Guateian 6662	76	425 (30)	410 (30)	425 (30)	430 (30)
1	EMPASC 201	74	528 (20)	519 (21)	528 (20)	539 (19)
1	FT 83-25	74	536 (18)	527 (19)	536 (18)	547 (17)
1	CNF 3993	72	547 (17)	545 (17)	547 (17)	565 (14)
1	LM 30074	72	648 (5)	646 (7)	648 (5)	666 (5)
1	FT 84-398	71	576 (12)	577 (11)	576 (12)	597 (9)
1	FT Tarumã	69	448 (28)	453 (26)	448 (28)	473 (26)
Média do grupo		78	-	-	-	-
2	CNF 5493	69	563 (14)	569 (13)	563 (14)	555 (15)
2	Maquiné	68	584 (11)	594 (9)	584 (11)	579 (11)
2	FT 120	67	618 (8)	629 (8)	618 (8)	615 (8)
2	CNF 3465	66	671 (4)	686 (3)	671 (4)	672 (4)
2	FT 84-158	66	573 (13)	588 (10)	573 (13)	574 (13)
2	CNF 5483	64	696 (2)	716 (2)	696 (2)	702 (1)
2	Rio Tibagi	63	429 (29)	452 (27)	429 (29)	438 (29)
Média do grupo		66	-	-	-	-
3	FT 84-86	55	510 (23)	555 (14)	510 (23)	503 (23)
3	LM 20785	54	497 (24)	546 (16)	497 (24)	494 (24)
3	Rio Negro	53	630 (6)	682 (5)	630 (6)	629 (7)
3	LM 30063	52	687 (3)	741 (1)	687 (3)	688 (3)
3	Carioca	50	622 (7)	684 (4)	622 (7)	632 (6)
Média do grupo		53	-	-	-	-
Média geral		71	561	561	561	561
CV (%)		7,6	22,6	22,1	22,1	22,1
QM Erro		0,4043	16,124	15,388	15,388	15,388
QM genótipo		1,6579	23,964	26,623	23,964	23,800
F genótipo		4,10	1,49	1,73	1,56	1,55
P genótipo		<0,0001	0,0820	0,0273	0,0604	0,0633
QM co-variável		-	-	79,426	79,426	79,426
F co-variável		-	-	5,16	5,16	5,16
P co-variável		-	-	0,0256	0,0256	0,0256

<sup>(1)</sup>Grupos de genótipos formados segundo seus estandes médios, pelo teste de Scott-Knott ( $\alpha = 0,20$ ). <sup>(2)</sup>Os genótipos CNF 5494 e CNF 5493 tornaram-se cultivares (Macanudo e Pampa, respectivamente) em 1989. <sup>(3)</sup>Valores entre parênteses expressam a classificação relativa de cada genótipo.

**Tabela 5.** Resultados dos testes de agrupamento dos rendimentos médios de genótipos para três ajustamentos, segundo o modelo linear-quadrático, para o ambiente 5-3 (1991/1992 – Canguçu).

Genótipo <sup>(1)</sup>	Cor do grão	Tipo de planta	Rendimento (gramas por parcela) <sup>(2)</sup>					
			Sem ajuste		Com ajuste			
					Estande médio geral	Estande médio de grupos de genótipos		
IAPAR 31	De cor	II	723a	(1)	668a	(1)	746a	(1)
CNF 5490	Preto	III	625a	(2)	568a	(5)	647b	(2)
CNF 5491	Preto	II	574a	(5)	550a	(7)	641b	(3)
FT 85-206	De cor	II	603a	(4)	555a	(6)	639b	(4)
FT 86-206	Preto	II	608a	(3)	542a	(9)	619b	(5)
FT 89-103	Preto	II	542a	(8)	471b	(16)	544c	(6)
C 87-2198	Preto	III	492a	(16)	457b	(18)	540c	(7)
Rio Tibagi (T)	Preto	II	520a	(11)	460b	(17)	540c	(8)
Minuano	Preto	III	543a	(7)	592a	(2)	536c	(9)
EMPASC 201 (T)	Preto	II-III	510a	(15)	572a	(3)	513d	(10)
Carioca (T)	De cor	III	513a	(14)	569a	(4)	507d	(11)
86-533	De cor	III	541a	(9)	546a	(8)	502d	(12)
Capixaba precoce (T)	Preto	II	533a	(10)	536a	(11)	490d	(13)
Tahyu	De cor	II-III	520a	(12)	541a	(10)	488d	(14)
MP 8971	Preto	II	554a	(6)	428b	(19)	480d	(15)
LA 720230	Preto	II	513a	(13)	408b	(22)	470d	(16)
FT 120	Preto	II	421b	(18)	498b	(12)	447d	(17)
Macanudo	Preto	III	403b	(19)	488b	(14)	425e	(18)
Barriga verde	Preto	II-III	376b	(22)	496b	(13)	423e	(19)
Pampa	Preto	II	422b	(17)	474b	(15)	417e	(20)
Irai	De cor	I	395b	(20)	415b	(20)	364e	(21)
Guateian 6662 (T)	Preto	II-III	393b	(21)	410b	(21)	361e	(22)
86-1210	Preto	III	368b	(23)	398b	(23)	353e	(23)
IAPAR 44	Preto	II	338b	(24)	388b	(24)	339e	(24)

<sup>(1)</sup>T: cultivar testemunha. <sup>(2)</sup>Valores entre parênteses expressam a classificação relativa de cada genótipo; médias seguidas por letras distintas constituem grupos diferentes, pelo teste de Scott-Knott ( $\alpha = 0,20$ ).

importância da escolha correta do ajustamento para cada ambiente, só possível mediante conhecimento seguro da origem da variação do estande entre genótipos. Esse fato salienta a importância do registro de todas as ocorrências relevantes durante a execução do experimento, e, particularmente, o registro do estande inicial.

Os resultados evidenciam que a consideração do estande e particularmente o ajustamento do rendimento para a variação do estande podem aperfeiçoar o processo de avaliação nos programas de melhoramento de feijão. Por sua vez, a não-significância do efeito de estande sobre o rendimento em alguns ambientes sugere que existe um efeito compensatório do feijão quando a redução do estande não é extrema, o que já havia sido relatado por vários autores (Adams, 1967; Fernandes et al., 1989; Valério et al., 1999; Shimada, 2000; Teixeira et al., 2000; Ribeiro et al., 2004a, 2004b). Nesses casos, não há necessidade do ajuste.

## Conclusões

1. O rendimento de grãos de genótipos de feijão pode ser afetado por variações do estande final e o estande final manifesta variação entre genótipos.

2. O estande deve ser considerado no planejamento e na análise de experimentos regionais de melhoramento genético do feijão.

3. Devem ser adotadas técnicas de pesquisa que evitem confundimento tendencioso de efeito de genótipos sobre o estande com efeito de erro experimental.

4. É necessário o registro de informações que permitam identificar e discriminar a origem da variação sistemática do estande.

5. O ajuste do rendimento para a variação do estande final é importante e os efeitos de genótipos sobre o estande final devem ser considerados neste ajuste.

## Agradecimentos

À Capes e ao CNPq, pela concessão de bolsas; à Fundação de Apoio a Pesquisa e Desenvolvimento Agropecuário Edmundo Gastal (Fapeg), pelo apoio financeiro.

## Referências

ADAMS, M.W. Basis of yield component compensation in crop plants with special reference to the field bean, *Phaseolus vulgaris* L. **Crop Science**, v.7, p.505-510, 1967.

- ANDRADE, H.B.; RAMALHO, M.A.P.; BUENO FILHO, J.S. de S.; RESENDE, M.D.V. de; XAVIER, A.; SCOLFORO, J.R.S. Alternativas para atenuar a diferença de estande nos experimentos de avaliação de clones de *Eucalyptus urophylla*. **Revista Árvore**, v.30, p.11-18, 2006.
- CARGNELUTTI FILHO, A.; STORCK, L. Métodos de correção da produtividade de grãos de milho relacionados à adaptabilidade e estabilidade de cultivares. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.39, p.857-864, 2004.
- DIDONET, A.D.; COSTA, J.G.C. População de plantas e rendimento de grãos em feijoeiro comum de ciclo precoce. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v.34, p.105-109, 2004.
- FERNANDES, M.I.P.S.; RAMALHO, M.A.P.; LIMA, P.C. Comparação de métodos de correção em estandes de feijão. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.24, p.997-1002, 1989.
- INSTITUTO DE PESQUISAS AGRONÔMICAS. **Recomendações para a cultura do feijão**. Porto Alegre: Secretaria da Agricultura, 1986. 46p.
- JADOSKI, S.O.; CARLESSO, R.; WOISCHICK, D.; PETRY, M.T.; FRIZZO, Z. População de plantas e espaçamento entre linhas do feijoeiro irrigado. II: Rendimento de grãos e componentes do rendimento. **Ciência Rural**, v.30, p.567-573, 2000.
- RIBEIRO, N.D.; CARGNELUTTI FILHO, A.; HOFFMANN JÚNIOR, L.; POSSEBON, S.B. Precisão experimental na avaliação de cultivares de feijão de diferentes hábitos de crescimento. **Ciência Rural**, v.34, p.1371-1377, 2004b.
- RIBEIRO, N.D.; CARGNELUTTI FILHO, A.; JOST, E.; POERSCH, N.L.; TRENTIN, M. Alterações em caracteres agromorfológicos em função da densidade de plantas em cultivares de feijão. **Revista Brasileira de Agrociência**, v.10, p.167-173, 2004a.
- SCHMILDT, E.R.; CRUZ, C.D.; ZANUNCIO, J.C.; PEREIRA, P.R.G.; FERRÃO, R.G. Avaliação de métodos de correção de estande para estimar a produtividade em milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.36, p.1011-1018, 2001.
- SCOTT, A.J.; KNOTT, M.A. A cluster analysis method for grouping means in the analysis of variance. **Biometrics**, v.30, p.507-512, 1974.
- SHIMADA, M.M.; ARF, O.; SÁ, M.E. Componentes do rendimento e desenvolvimento do feijoeiro de porte ereto sob diferentes densidades populacionais. **Bragantia**, v.59, p.181-187, 2000.
- STORCK, L.; LOPES, S.J.; MARQUES, D.G.; TISSOT, C.A.; ROS, C.A. da. Análise de co-variância para melhoria da capacidade de discriminação em ensaios de cultivares de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.35, p.1311-1316, 2000.
- TEIXEIRA, I.R.; ANDRADE, M.J.B. de; CARVALHO, J.G. de; MORAIS, A.R. de; CORRÊA, J.B.D. Resposta do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L. cv. Pérola) a diferentes densidades de semeadura e doses de nitrogênio. **Ciência e Agrotecnologia**, v.24, p.399-408, 2000.
- VALÉRIO, C.R.; ANDRADE, M.J.B.; FERREIRA, D.F. Comportamento das cultivares de feijão aporé, carioca e pérola em diferentes populações de plantas e espaçamentos entre linhas. **Ciência e Agrotecnologia**, v.23, p.515-528, 1999.
- VENCOVSKY, R.; CRUZ, C.D. Comparação de métodos de correção do rendimento de parcelas com estandes variados: I. Dados simulados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.26, p.647-657, 1991.
- VERONESI, J.A.; CRUZ, C.D.; CORRÊA, L.A.; SCAPIM, C.A. Comparação de métodos de ajuste do rendimento de parcelas com estandes variados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.30, p.169-174, 1995.
- ZUBER, M.S. Relative efficiency of incomplete block designs using corn uniform trial data. **Journal of the American Society of Agronomy**, v.34, p.30-47, 1942.

---

Recebido em 16 de agosto de 2007 e aprovado em 19 de novembro de 2007