

CONTROLE GENÉTICO DA PRODUÇÃO DE GRÃOS E DE SEUS COMPONENTES PRIMÁRIOS EM FEIJOEIRO¹

JOÃO BOSCO DOS SANTOS², ROLAND VENCovsky³ e MAGNO ANTONIO PATTO RAMALHO⁴

RESUMO - Avaliaram-se sete cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) e suas F₂ descendentes, para determinar o controle genético da produção de grãos e dos seus componentes primários. Utilizou-se o delineamento de blocos casualizados com três repetições e dois locais do Estado de Minas Gerais, em 1981. Foi usado o método dialélico desenvolvido originalmente por Jinks e Hayman, onde se verificou que a maioria dos dados adequou-se ao modelo genético empregado, exceto em três casos, em que foi necessário um ajustamento para adequação ao modelo. A ação gênica aditiva foi predominante em relação à dominância em todos os caracteres. Em consequência, deve-se considerar o comportamento médio das cultivares e das populações segregantes, para a seleção dos materiais a serem utilizados nos programas de melhoramento. Observaram-se acentuadas interações das ações gênicas com locais.

Termos para indexação: *Phaseolus vulgaris* L., análise dialélica.

GENETIC CONTROL OF GRAIN YIELD, AND ITS PRIMARY COMPONENTS IN BEAN PLANTS

ABSTRACT - Seven bean (*Phaseolus vulgaris* L.) cultivars were crossed following a half-diallel model and data were obtained from the parents and F₂ generation, in order to determine the genetic control of grain yield and its primary components. A randomized block design with three replications was used in two locations of Minas Gerais State, Brazil, in 1981. The method proposed by Jinks and Hayman for analyzing diallel crosses was used, and the data met the assumptions of the model, except in three cases, where an adjustment was necessary to fit the model. The additive gene action was predominant in relation to dominance for all traits. Consequently, one should consider the mean behavior of the cultivars and of the segregant populations to carry out a breeding program. There was a significant interaction between gene action and locations.

Index terms: *Phaseolus vulgaris* L., diallel analysis.

INTRODUÇÃO

O melhoramento do feijoeiro visando o aumento de produtividade vem sendo feito, no Brasil, quase de modo empírico, uma vez que são deficientes as informações sobre o controle genético da produção de grãos e de seus componentes primários, para a diversidade de condições ambientais onde se explora a cultura.

A determinação do controle genético dos caracteres constitui uma etapa inicial, que permite a escolha dos procedimentos adequados de melhoramento. Entre as diversas técnicas disponíveis que permitem determinar o controle genético, o método dialélico desenvolvido por Jinks & Hayman (1953), Hayman (1954, 1958) e Jones (1965) per-

mite conhecer os tipos de ações gênicas no modelo aditivo-dominante e avaliar o potencial genético das cultivares.

Outro aspecto importante a ser considerado é a influência do ambiente na expressão dos caracteres (Hamblin & Morton 1977), que pode alterar o controle genético nas populações segregantes e, conseqüentemente, os procedimentos de melhoramento a serem empregados.

A utilidade do método de Jinks & Hayman (1953) e de seus derivados, e a influência do ambiente na expressão dos caracteres não têm sido postas em evidência pelos melhoristas de feijão no País. Por este motivo, foi conduzido o presente trabalho, visando determinar o controle genético da produção de grãos do feijoeiro e de seus componentes primários, em dois ambientes, empregando o método dialélico.

MATERIAL E MÉTODOS

Utilizaram-se as sete cultivares de feijão, Diacol Calima, Goiano Precoce, Roxo, Small White, Manteigão Fosco 11, Pintado e Ricopardo 896 (Tabela 1), que foram cruzadas entre si em todas as combinações possíveis, sem considerar

¹ Aceito para publicação em 4 de julho de 1985.

² Eng. - Agr., - M.Sc., D.Sc. Prof. Adjunto, Dept. de Biologia, ESAL, Lavras, MG, Bolsista do CNPq.

³ Eng. - Agr., - M.Sc. e Ph.D. Prof. Adjunto, Dept. e Inst. de Genética, ESALQ, USP, Piracicaba, SP.

⁴ Eng. - Agr., - M.Sc., D.Sc. Prof. Titular, Dept. de Biologia, ESAL, Lavras, MG.

os recíprocos. As 21 F_1 obtidas foram autofecundadas e produziram as 21 populações F_2 utilizadas no estudo.

As 21 F_2 e as sete cultivares foram avaliadas no delineamento de blocos casualizados, com três repetições, em dois locais do Estado de Minas Gerais - Lavras e Patos de Minas -, no período da seca, em 1981. Cada parcela era constituída de uma linha com 40 plantas, distribuídas em 20 covas, espaçadas de 0,20 m e com duas plantas em cada-cova. O espaçamento entre linhas foi de 0,50 m. As adubações dos experimentos e os demais tratamentos culturais foram feitos de acordo com as recomendações para a cultura.

Avaliaram-se a produção média de grãos por planta (W) e seus componentes primários, número médio de vagens por planta (X), número médio de sementes por vagem (Y) e peso médio de 100 sementes (Z), considerando todas as plantas da parcela.

Realizou-se a análise conjunta de variância desenvolvida por Allard (1956), que determina se os dados se ajustam ao modelo aditivo-dominante e também avalia as interações das ações gênicas com locais.

Utilizando as médias dos tratamentos, realizou-se a análise de variância desenvolvida por Jones (1965), que permite testar os efeitos genéticos aditivos e de dominância.

Estimaram-se os componentes da variância genética D, H_1 , \bar{H}_2 e F, de acordo com o procedimento relatado por Hayman (1958) e Mather & Jinks (1971). Os erros para os componentes foram obtidos como sugerido por Nelder (1953).

Utilizando os componentes genéticos, foram estimados os seguintes parâmetros:

- a. Herdabilidade no sentido amplo (h_a^2) e restrito (h_r^2), a partir das expressões propostas por Mather & Jinks (1971), após efetuados os ajustes para a F_2 :

$$h_r^2 = (D/2 + H_1/8 - H_2/8 - F/4)/(D/2 + H_1/8 - H_2/16 - F/4 + \sigma^2/r),$$

$$h_a^2 = (D/2 + H_1/8 - H_2/16 - F/4)/(D/2 + H_1/8 - H_2/16 - F/4 + \sigma^2/r),$$

onde, σ^2/r é o quadrado médio residual fornecido pela análise da variância (Jones 1965).

- b. Grau médio de dominância (g_{md}), através da expressão (Hayman 1954):
- $$g_{md} = (H_1/D)^{1/2}$$
- c. Grau de dominância por loco (g_{dl}), através da expressão (Mather & Jinks 1971):
- $$g_{dl} = (F/2)/[D(H_1 - H_2)]^{1/2}$$
- d. Produto das frequências médias dos alelos positivos e negativos nas cultivares ($\hat{p}\hat{q}$), através da expressão (Hayman 1954):

$$\hat{p}\hat{q} = H_2/4H_1$$

Determinaram-se as constituições genéticas relativas das cultivares através da análise gráfica de regressão, segundo Hayman (1954, 1958), Mather & Jinks (1971) e

Park & Davis (1976).

Foi estimada a correlação (r) entre o grau de dominância de cada cultivar (C_i e V_i) e o seu comportamento médio (Hayman 1954, Toledo & Kiihl 1982), em que C_i é a covariância fenotípica entre a i-ésima linha da tabela dialélica e a diagonal, representada pelas cultivares, ao passo que V_i é a variância fenotípica da i-ésima linha da tabela dialélica (Hayman 1954).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 estão relacionadas as sete cultivares de feijão utilizadas nos cruzamentos, com os respectivos valores médios da produção de grãos e seus componentes primários. Observa-se que as cultivares são contrastantes em todas as características, o que é essencial para o estudo de seus controles genéticos.

Inicialmente, verificou-se que o controle genético da produção de grãos e de seus componentes primários pode ser explicado pelo modelo aditivo-dominante, em virtude das ausências das interações dominância x linhas (H x L) e dominância x linhas x locais (H x L x S), registradas na Tabela 2, segundo Allard (1956) e Crumpacker & Allard (1962). Esses resultados, no entanto, somente foram conseguidos após a substituição da produção de grãos da F_2 Pintado x Ricopardo 896 e do número de sementes por vagem da F_2 Small White x Manteigão Fosco 11 por estimativas (Ahuja 1968) e também da conversão do peso de 100 sementes para a escala logarítmica. Essas alterações foram necessárias apenas nas avaliações obtidas em Lavras. A adequação dos dados ao modelo aditivo-dominante é uma condição essencial diante das restrições impostas para a validade do método dialélico utilizado (Hayman 1954, Crumpacker & Allard 1962, Mather & Jinks 1971).

Nota-se, ainda, na Tabela 2, que o efeito de dominância de todos os caracteres exibiu interações com locais, através da interação linhas x locais (L x S) e também o grau médio de dominância mostrou-se inconsistente nos dois locais, para o componente primários da produção, como mostra a interação dominância x locais (H x S). Essas interações sugerem que a análise genética dos caracteres devem ser realizadas por local (Allard 1956, Crumpacker & Allard 1962).

O método dialélico em consideração possibilita

TABELA 1. Valores médios da produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), relativos às sete cultivares de feijão.

Cultivares	Lavras				Patos de Minas			
	W(g)	X	Y	Z log (g)	W(g)	X	Y	Z(g)
1. Diacol Calima	12,48	8,39	2,77	72,49	5,67	3,78	2,44	61,67
2. Goiano Precoce	8,40	7,27	3,23	54,28	2,23	2,20	2,36	43,89
3. Roxo	8,71	6,14	3,84	55,12	5,82	4,81	3,23	37,34
4. Small White	11,79	19,02	4,36	14,86	3,91	5,35	4,28	19,15
5. Manteigão Fosco 11	12,84	6,18	4,00	70,06	4,21	2,55	3,58	47,84
6. Pintado	14,30	8,65	3,85	62,92	4,83	3,84	3,28	38,57
7. Ricopardo 896	14,09	13,14	4,77	34,75	4,05	4,24	4,04	23,76
Tukey (5%)	6,66	4,58	0,52	6,27	2,25	3,33	1,77	7,53

TABELA 2. Resumo das análises conjuntas da variância, referentes à estabilidade dos efeitos de dominância e epistasia, da produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z).

Fontes de variação	GL	Quadrados médios			
		W	X	Y(X10)	Z(X10 ²)
Linhas (L)	6	0,10	0,12 **	2,06**	15,53**
Locais (S)	1	0,01	1,39**	1,66**	4,32**
Dominância (H)	1	3,22**	0,96**	0,06	85,02**
Blocos/S	4	0,38**	0,14**	1,16**	0,46**
L x S	6	0,32**	0,20**	0,66**	2,48**
H x S	1	0,11	1,54**	1,73**	1,69**
H x L	6	0,03	0,06*	0,31	0,04
H x L x S	6	0,04	0,02	0,31	0,04
L x Blocos/S	24	0,17**	0,19**	0,55**	1,35**
H x Blocos/S	4	0,05	0,68**	0,53*	0,06
H x L x Blocos/S	24	0,04	0,02	0,14	0,04
Total	83	0,16	0,18	0,57	2,83

* Significância ao nível de 5% de probabilidade

** Significância ao nível de 1% de probabilidade.

analisar os dados, basicamente, de três maneiras alternativas, que correspondem à análise de variância apresentada na Tabela 3, às estimativas dos componentes de variância genética e ambiental e dos parâmetros genéticos registrados na Tabela 4, e a análise gráfica mostrada nas Fig. 1 e 2. A utilidade desses procedimentos de análise é permitir que seus resultados sejam confirmados, e sobretudo sejam complementados.

As variâncias genéticas aditivas e de dominân-

cia, presentes entre as cultivares e F₂, são avaliadas respectivamente pelas fontes de variação a e b da Tabela 3 (Hayman 1954, Jones 1965, Mather & Jinks 1971). A decomposição da variância de dominância fornece as fontes b₁ - que avalia a diferença entre a média das cultivares e a média das F₂ -; b₂ - que determina se a proporção de genes dominantes e recessivos difere nas cultivares -; e b₃ - que avalia a presença de dominância específica em cada F₂.

Observa-se a predominância da ação gênica aditiva em relação à de dominância na expressão de todos os caracteres nos dois locais (Tabela 3). Em acordo, a variância oriunda somente dos desvios aditivos dos genes, \hat{D} , é também mais pronunciada do que as variâncias de dominância, \hat{H}_1 e \hat{H}_2 , em

TABELA 3. Resumo das análises de variância da produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), com as respectivas decomposições de populações nos componentes aditivos e de dominância.

Fontes de variação	GL	Quadrados médios - Lavras				Quadrados médios - Patos de Minas			
		W	X	Y($\times 10^{-2}$)	Z(log)	W	X	Y($\times 10^{-1}$)	Z
Blocos	2	6,89*	2,43	0,01	20,91**	1,18*	1,38*	0,34	4,29
Populações	27(26) [†]	3,36	9,73**	24,15**	234,69**	0,85**	1,72**	2,38**	128,27**
a	6	7,76**	39,09**	96,68**	1036,25**	2,36**	5,51**	7,08**	547,07**
b	21	2,09	1,34	3,42**	5,67**	0,42	0,63**	1,04*	8,61**
b ₁	1	1,52	1,58	8,87*	0,28	0,63	2,88**	5,19**	8,58
b ₂	6	2,50	1,80	2,82	6,41**	0,48	0,87*	1,53*	13,17**
b ₃	14	1,96	1,13	3,29*	5,74**	0,38	0,37	0,54	6,66*
Resíduo	54(52) [†]	2,19	1,24	1,48	1,15	0,24	0,28	0,58	3,02
Total	83(80) [†]	2,73	4,03	8,97	77,60	0,46	0,78	1,16	43,79
CV (%)		22,57	20,53	5,64	3,55	18,45	21,06	13,56	7,93
Médias	Cultivares	11,80	9,83	3,83	52,06	4,39	3,82	3,32	38,89
	F ₂	11,26	9,28	3,70	52,29	4,73	4,56	3,00	37,61

* Significância ao nível de 5% de probabilidade

** Significância ao nível de 1% de probabilidade.

† Graus de liberdade usados no teste F para a produção de grãos e número de sementes por vagem avaliados em Lavras.

TABELA 4. Estimativas dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, relativos à produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z).

Componentes de variância	Lavras				Patos de Minas			
	W	X	Y	Z	W	X	Y	Z
\hat{D}	6,67 ± 1,06	22,96 ± 9,83	0,45 ± 0,02	429,33 ± 49,45	1,28 ± 0,96	0,84 ± 1,08	0,41 ± 0,67	205,19 ± 12,23
\hat{H}_1	13,64 ± 14,22	13,02 ± 23,20	0,27 ± 0,14	90,15 ± 9,86	3,87 ± 6,24	4,90 ± 11,17	1,05 ± 2,82	96,02 ± 64,04
\hat{H}_2	13,98 ± 5,48	11,63 ± 18,36	0,24 ± 0,18	69,67 ± 12,41	2,55 ± 3,44	3,84 ± 7,27	0,68 ± 1,38	69,38 ± 38,32
\hat{F}	9,33 ± 11,04	15,86 ± 12,65	0,07 ± 0,28	-72,29 ± 52,14	1,48 ± 1,71	-2,61 ± 2,29	0,53 ± 1,83	-83,74 ± 44,18
\hat{E}	5,30	1,60	0,02	5,03	0,62	1,36	0,38	6,94
\hat{E}_1	5,91	3,64	0,05	2,93	0,75	0,70	0,11	10,07
Parâmetros Genéticos								
\hat{h}_a^2	0,24	0,80	0,88	0,98	0,52	0,73	0,64	0,94
\hat{h}_e^2	0,46	0,87	0,94	0,99	0,71	0,85	0,73	0,98
gdl	-	1,40	0,33	0,38	0,57	0,72	0,68	0,57
grnd	1,43	0,75	0,76	0,46	1,74	2,80	1,60	0,68
$\frac{\hat{D}}{\hat{F}}$	0,26	0,22	0,23	0,19	0,16	0,20	0,16	0,18
r	0,64	0,42	-0,47	0,79*	-0,19	-0,46	0,46	0,97**

* Significância ao nível de 5% de probabilidade

** Significância ao nível de 1% de probabilidade

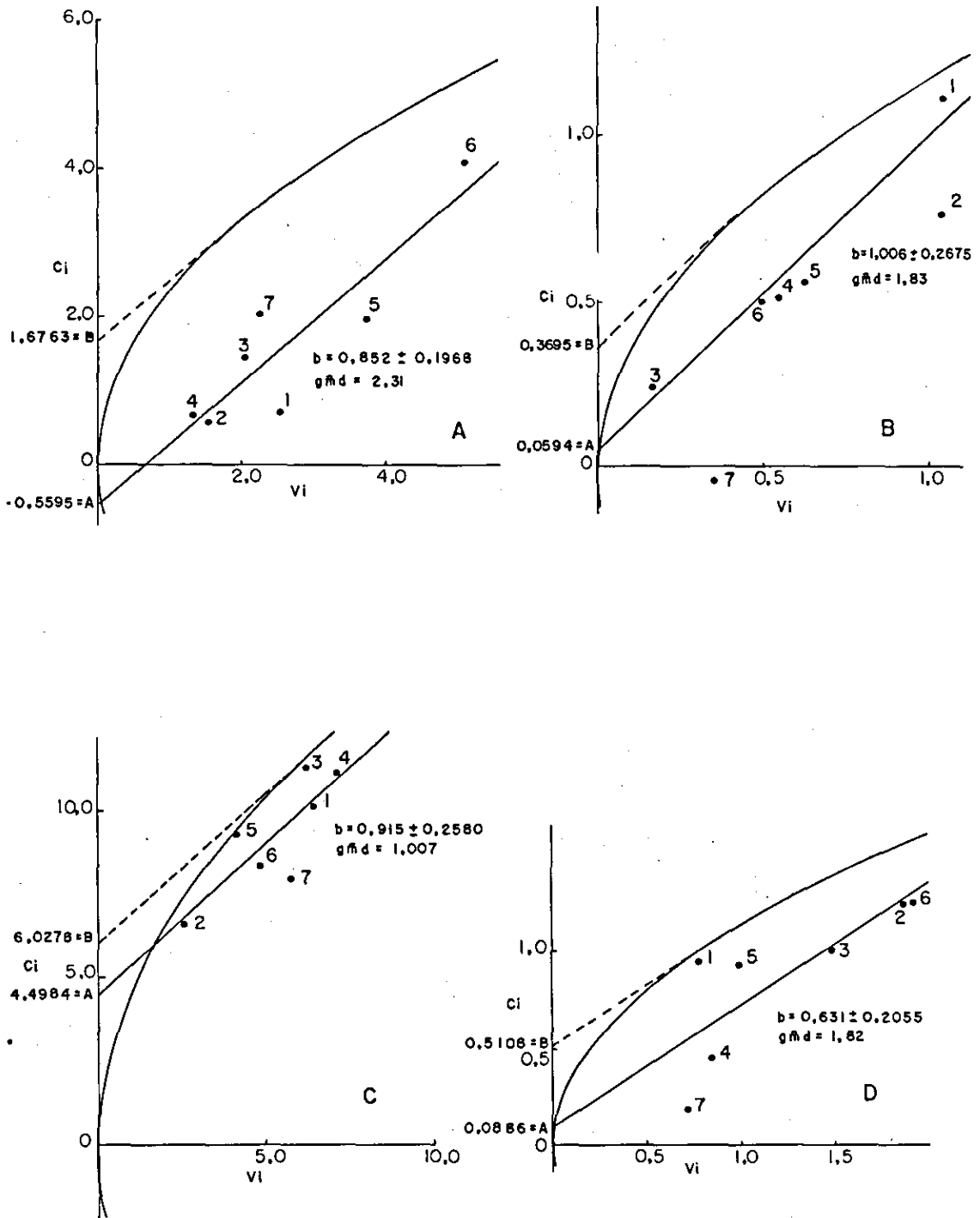


FIG. 1. Regressões entre C_i e V_i referentes à produção de grãos por planta em Lavras (A) e Patos de Minas (B) e ao número de vagens por planta em Lavras (C) e Patos de Minas (D).

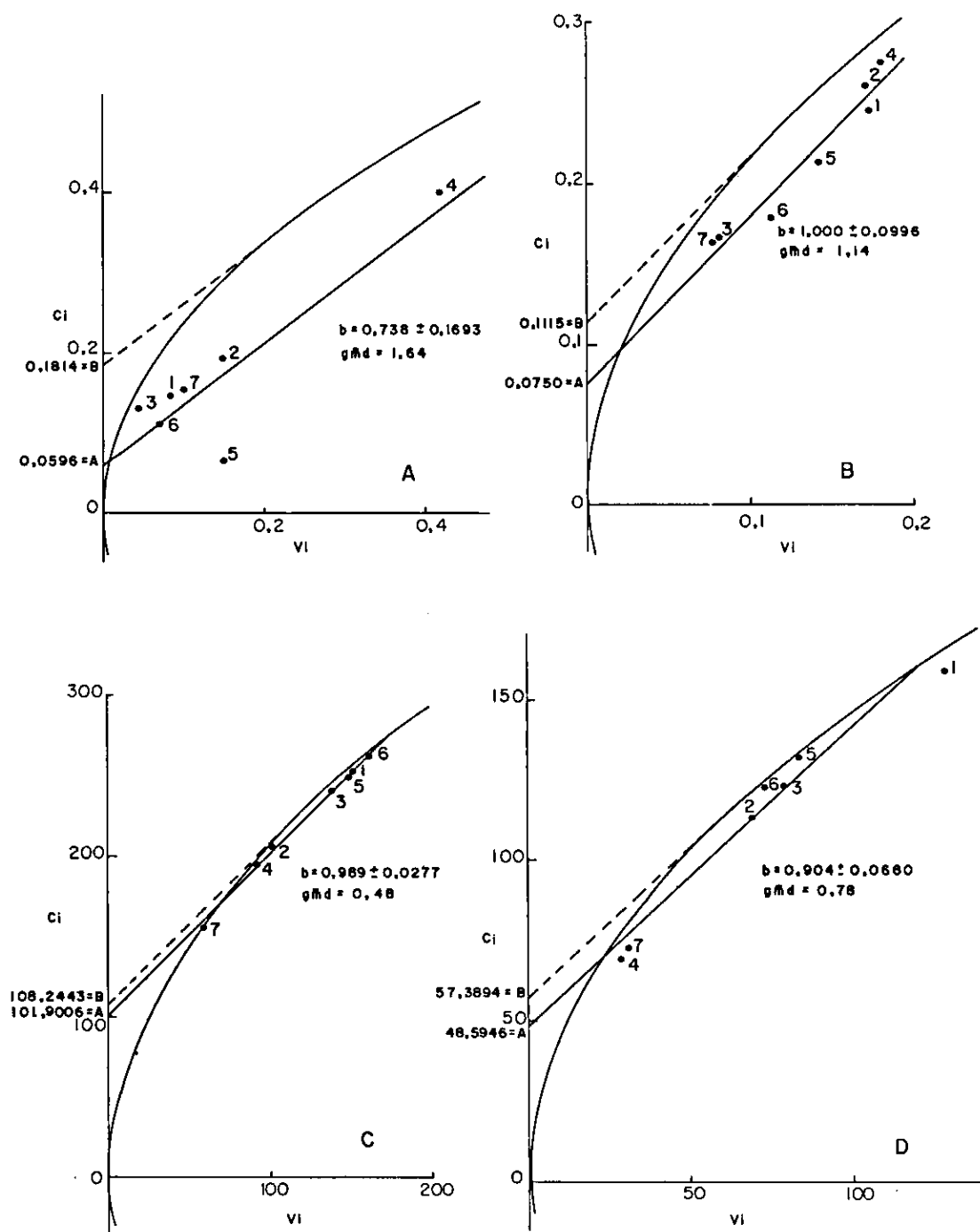


FIG. 2. Regressões entre C_i e V_i referentes ao número de sementes por viagem em Lavras (A) e Patos de Minas (B) e ao peso de 100 sementes em Lavras (C-log) e Patos de Minas (D).

quase todos os casos (Tabela 4). Como salienta a Tabela 3, a variância aditiva foi exclusiva no controle da produção de grãos e do número de vagens avaliado em Lavras, enquanto em Patos de Minas houve apenas tendência de presença de dominância no controle da produção de grãos.

A predominância da ação gênica aditiva no controle da produção de grãos e de seus componentes primários foi também verificada por Dickson (1967), Voysest (1972) e Paniagua & Pinchinat (1976). Existem evidências de que a variância aditiva é o principal componente da variância genética, quando a avaliação dos materiais é feita sob condições de maior competição entre plantas, numa densidade de plantio semelhante à utilizada em cultura (Quiñones 1969, Hamblin & Evans 1976, Hamblin & Morton 1977). Em plantios com menor densidade, têm sido observados a predominância do efeito de dominância no controle da produção de grãos, o número de vagens e o número de sementes por vagens (Chung & Stevenson 1973, Albuquerque & Vieira 1974, Foolad & Basiri 1983).

Nota-se que quando se decompôs a variância de dominância detectada na Tabela 3, apenas para o número de sementes por vagens a dominância média reduziu a média das F_2 em relação à das cultivares e, inversamente, para o número de vagens por planta, em Patos de Minas, aumentou a média das F_2 em relação à das cultivares. Já a parcela da dominância específica para cada F_2 foi detectada apenas na expressão do peso de 100 sementes e no número de sementes por vagens, quando avaliados em Lavras.

Observa-se, ainda, na Tabela 3, que as diferentes proporções de genes dominantes e recessivos nas cultivares foram exibidas pelos componentes primários da produção em Patos de Minas e apenas pelo peso de 100 sementes em Lavras. Em acordo, os valores de \overline{pq} foram menores do que 0,25, o que implica que \hat{H}_1 seja maior do que \hat{H}_2 e \hat{F} diferente de zero (Tabela 4). Os sinais de \hat{F} sugerem um excesso de genes recessivos nas cultivares para o número de vagens e peso de 100 sementes e um excesso de dominantes para o número de sementes por vagem. Esta assimetria na distribuição gênica indica, também, que a variância aditiva observada na Tabela 3 não é oriunda somente dos desvios adi-

tivos dos genes, mas contém uma contribuição dos desvios de dominância (Mather & Jinks 1971).

Os elevados erros dos componentes da variância genética (Tabela 4) se deveram às acentuadas interações das ações gênicas com repetições, principalmente envolvendo os efeitos de dominância, como salientam as interações linhas x blocos dentro de locais (L x Blocos/S) e dominância x blocos dentro de locais (H x Blocos/S) na Tabela 2. Em consequência, nota-se que certos parâmetros genéticos ficaram inflacionados por erros, como o grau médio de dominância (g_{md}), especialmente os relativos à produção de grãos e o número de vagens, que são os caracteres mais sensíveis às influências ambientais, e também os estimados em Patos de Minas que, em geral, assumiram valores maiores do que 1, apesar da prevalência da ação gênica aditiva. Os valores dos graus de dominância por loco (g_{dl}) inferiores a 1 sugerem uma contribuição desuniforme dos locos gênicos para o g_{md} (Mather & Jinks 1971). No entanto, o valor anormal estimado para o número de vagens e a impossibilidade de se obter a estimativa para a produção de grãos, ambas em Lavras, são também devidos à interação das ações gênicas com repetições.

As classificações relativas das cultivares quanto à proporção de genes dominantes e recessivos estão apresentadas nas Fig. 1 e 2. Segundo Hayman (1954) e Mather & Jinks (1971), a cultivar portadora da maior proporção de genes dominantes é a que exibiu os menores valores de C_i e V_i , e a maior proporção de recessivos corresponde à cultivar com os maiores valores de C_i e V_i .

Os valores de correlação (r) entre os graus de dominância das cultivares e os seus comportamentos médios estão apresentados na Tabela 4. Segundo Hayman (1954) e Toledo & Kühn (1982), a existência de correlação entre essas variáveis sugere que o efeito de dominância é unidirecional, o que permite estimar os limites de seleção dos genes dominantes presentes nas cultivares. Nesse aspecto, apenas o peso de 100 sementes exibiu efeitos unidirecionais de dominância e no sentido de reduzir o peso. Para este componente da produção, estimou-se ser possível selecionar, nas F_2 , materiais que apresentem pesos de 100 sementes entre 18,86 g e 50,73 g em Lavras, e em Patos de Minas, com pesos entre 15,61 g e 54,45 g. Co-

mo se observa na Fig. 2 C e D, a cultivar 1, Diacol Calima é a portadora da maior proporção de genes recessivos e a que apresenta maior potencial como progenitora, quando se pretende aumentar o peso da semente. Por outro lado, as cultivares Small White e Ricopardo 896 mostraram o maior potencial para reduzir o peso das sementes, por serem as portadoras da maior proporção de genes dominantes.

Os valores de f referentes à produção de grãos em Lavras e ao número de vagens e número de sementes por vagem, nos dois locais, mostraram tendências de efeitos unidirecionais de dominância (Tabela 4). Nota-se, ainda, que esses efeitos se inverteram nos dois locais, concordando com as interações dos efeitos de dominância com locais, linhas \times locais (L \times S) e dominância \times locais (H \times S), apresentadas na Tabela 2.

É necessário salientar que as duas condições experimentais foram nitidamente diferentes, principalmente em decorrência da falta de água no início da cultura em Patos de Minas, o que deve ter restringido a disponibilidade dos nutrientes do solo, resultando num pequeno desenvolvimento vegetativo das plantas. Em Lavras, as plantas atingiram grandes portes e aumentaram principalmente a produção de grãos e o número de vagens (Tabela 1).

Em diversos caracteres do feijoeiro, quando ocorre menor competição entre plantas, nos plantios com menor densidade, tem sido observado que o efeito de dominância é positivo, no sentido de aumentar o valor fenotípico (Chung & Stevenson 1973, Albuquerque & Vieira 1974, Foolad & Basiri 1983). Em densidade intermediária, o efeito de dominância se reduz até à sua nulidade (Voysest 1972) e, nas maiores densidades, torna-se negativo (Hamblin & Morton 1977).

Considerando o número de vagens, observa-se que as cultivares Goiano Precoce e Small White exibiram uma inversão nas proporções de genes dominantes e recessivos nos dois locais (Fig. 1 C e D). A Small White é cultivar de hábito de crescimento tipo III, que sofreu acentuado acamamento em Lavras e exibiu a maior proporção de genes recessivos, ao passo que em Patos de Minas apresentou um porte reduzido e uma das maiores proporções

de genes dominantes. Já a cultivar Goiano Precoce, de hábito de crescimento tipo I, não acamou mesmo em Lavras, e expressou uma proporção de genes dominantes e recessivos nos dois locais, o inverso da que foi observada para a 'Small White'.

Observações semelhantes podem ser feitas para a produção de grãos (Fig. 1 A e B) e o número de sementes por vagem (Fig. 2 A e B). Essa inversão na proporção gênica foi também notada por Jana (1975) em cevada.

Os presentes resultados sugerem que em Lavras houve maior competição entre plantas de maior porte, provavelmente por luz, e que deve ter inibido e até invertido o efeito de dominância, que se expressou na produção de grãos e no número de vagens, em comparação com os resultados obtidos em Patos de Minas. Para o número de sementes por vagem, observou-se que o efeito de dominância foi o inverso nos dois locais, em relação à produção de grãos e ao número de vagens, possivelmente em decorrência da maior competição por água, em Patos de Minas. Essas interações gênicas salientam, em mais esta oportunidade, a necessidade de os melhoristas utilizarem as condições experimentais mais semelhantes às empregadas em cultura, que poderão tornar mais eficientes os programas de melhoramento.

Apesar da presença da dominância e da sua interação com locais, o efeito aditivo dos genes foi o predominante em todos os caracteres (Tabela 3 e 4), o que indica que o comportamento médio das cultivares (Tabela 1) constitui o melhor indicador do potencial de cada uma para o melhoramento genético. Em acordo, os valores de herdabilidade nos sentidos amplo e restrito em geral foram semelhantes e elevados (Tabela 4), mostrando também que as populações segregantes mais promissoras para o melhoramento podem ser selecionadas na geração F_2 , com base em sua média. Uma observação adicional que deve facilitar a escolha dos melhoristas, além da média, é determinar as populações F_2 que exibem maior variabilidade entre plantas, as quais, evidentemente, devem oferecer melhores perspectivas de seleção de materiais recombinantes superiores.

CONCLUSÕES

1. A ação gênica aditiva foi predominante em

relação à de dominância na expressão de todos os caracteres. Em consequência, o comportamento médio das cultivares e das populações segregantes corresponde ao melhor indicador do potencial de cada uma, para orientar a condução de um programa de melhoramento.

2. A presença de interação das ações gênicas com o ambiente sugere que o melhoramento do feijoeiro deva ser praticado nas condições mais semelhantes às utilizadas normalmente pelos agricultores.

REFERÊNCIAS

AHUJA, V.R. Estimation of missing values in a diallel cross. *Indian J. Genet. Plant Breed.*, 28(3):305-12, 1968.

ALBUQUERQUE, M.M. & VIEIRA, C. Manifestações da heterose em *Phaseolus vulgaris* L. R. *Ceres*, 21(114): 148-66, 1974.

ALLARD, R.W. The analysis of genetic-environmental interactions by means of diallel crosses. *Genetics*, 41:305-18, 1956.

CHUNG, J.H. & STEVENSON, E. Diallel analysis of the genetic variation in some quantitative traits in dry beans. *N.Z.J. Agric. Res.*, 16: 223-31, 1973.

CRUMPACKER, D.W. & ALLARD, R.W. A diallel cross analysis of heading date in wheat. *Hilgardia*, 32(6): 275-319, 1962.

DICKSON, M.H. Diallel analysis of seven economic characters in snap beans. *Crop Sci.*, 7(2):121-4, 1967.

FOOLAD, M.R. & BASSIRI, A. Estimates of combining ability reciprocal effects and heterosis for yield and yield components in a common bean diallel cross. *J. Agric. Sci.*, 100(1): 103-8, 1983.

HAMBLIN, J. & EVANS, A.M. The estimation of cross yield using early generation and parental yields in dry beans (*Phaseolus vulgaris* L.). *Euphytica*, 25(2): 515-20, 1976.

HAMBLIN, J. & MORTON, J.R. Genetic interpretations of the effects of bulk breeding on four populations of beans (*Phaseolus vulgaris* L.). *Euphytica*, 26(1): 75-83, 1977.

HAYMAN, B.I. The theory and analysis of diallel crosses. *Genetics*, 39: 789-809, 1954.

HAYMAN, B.I. The theory and analysis of diallel crosses, II. *Genetics*, 43:63-85, 1958.

JANA, S. Genetic analysis by means of diallel graph. *Heredity*, 35(1): 1-19, 1975.

JINKS, J.L. & HAYMAN, B.I. The analysis of diallel crosses. *Maize Genet. Coop. Newsl.*, 27:48-54, 1953.

JONES, R.M. Analysis of variance of the half diallel table. *Heredity*, 20: 117-21, 1965.

MATHER, K. & JINKS, J.L. *Biometrical genetics*. 2. ed. London, Chapman and Hall, 1971. 382p.

NELDER, J.A. Statistical models in biometrical genetics. *Heredity*, 7:111-9, 1953.

PANIAGUA, C.V. & PINCHINAT, A.M. Criterios de selección para mejorar el rendimiento de grano en frijol (*Phaseolus vulgaris* L.). *Turrialba*, 26(2):126-31, 1976.

PARK, H.G. & DAVIS, D.W. Inheritance of interocular cavitation in a six-parent diallel cross in snap beans (*Phaseolus vulgaris* L.). *J. Am. Soc. Hortic. Sci.*, 101(2):184-9, 1976.

QUIÑONES, F.A. Relationships between parents and selections in crosses of dry beans. *Crop Sci.*, 9(5): 673-5, 1969.

TOLEDO, J.F.F. de & KIIHL, R.A. de S. Métodos de análise dialélica do modelo genético em controle das características dias para floração e número de folhas trifolioladas em soja. *Pesq. agropec. bras.*, Brasília, 17(5): 745-55, maio, 1982.

VOYSEST, O.V. Efecto de heterosis en rendimiento y sus componentes primarios en frijol, *Phaseolus vulgaris* L. *Invest. Agropecu. Peru*, 3(1):10-6, 1972.