

CONTROLE GENÉTICO DE CARACTERES AGRONÔMICOS E POTENCIALI
DADES DE CULTIVARES DE FEIJÃO (*Phaseolus vulgaris* L.) PA
RA O MELHORAMENTO GENÉTICO

JOAO BOSCO DOS SANTOS

Orientador: Prof. Dr. ROLAND VENCovsky

Tese apresentada à Escola Superior
de Agricultura "Luiz de Queiroz",
da Universidade de São Paulo, para
a obtenção do título de Doutor em
Agronomia. Área de Concentração:
Genética e Melhoramento de Plantas.

PIRACICABA
Estado de São Paulo-Brasil
Fevereiro, 1984

À minha esposa e filho,
Aos meus pais e irmão,

DEDICO.

AGRADECIMENTOS

A todos aqueles que contribuíram para a realização deste trabalho, os nossos agradecimentos. Em especial agradecemos às seguintes pessoas e instituições:

Professor Roland Vencovsky, pela orientação e ensinamentos recebidos;

Professor Magno Antônio Patto Ramalho, pelas valiosas sugestões durante toda execução do trabalho e amizade;

Professores Paulo César Lima e Ruben Delly Veiga, pelo auxílio nas análises estatísticas;

Professora Lisete Chamma Davide, pela revisão do texto;

aos demais professores e funcionários do Departamento de Genética da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), pelos ensinamentos e facilidades concedidas;

aos colegas do Curso de Pós-graduação pelo com
panheirismo;

ã minha esposa Vânia, pelo apoio e incentivo no
lar e no trabalho;

ãs Escola Superior de Agricultura de Lavras
(ESAL) e ESALQ, por possibilitarem a realização do curso;

ao Centro de Processamento de Dados da ESAL, pe
las análises estatísticas realizadas;

ã Empresa de Pesquisa Agropecuária do Estado de
Minas Gerais (EPAMIG), pelo auxílio na execução deste traba -
lho;

ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Cientí
fico e Tecnológico (CNPq), pela bolsa de estudo concedida.

ÍNDICE

| | Página |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------|--------|
| RESUMO | xxi |
| SUMMARY | xxv |
| 1. INTRODUÇÃO | 1 |
| 2. REVISÃO DE LITERATURA | 5 |
| 2.1. Controle genético dos caracteres | 5 |
| 2.2. Métodos utilizados para determinação do contro- le genético dos caracteres em feijão | 6 |
| 2.2.1. Avaliação de linhagens puras | 6 |
| 2.2.2. Avaliação de proporções fenotípicas em F ₂ e retrocruzamentos | 7 |
| 2.2.3. Componentes da variância genética | 8 |
| 2.2.4. Cruzamentos dialélicos | 9 |
| 2.3. Estimativas de parâmetros genéticos em feijão . | 22 |
| 2.3.1. Produção de grãos e seus componentes pri- mários | 22 |

| | |
|----------------------------------------------------------------------------------------|----|
| 2.3.2. Porte da planta, altura de inserção da primeira vagem e período para a floração | 26 |
| 2.3.3. Correlações entre caracteres | 32 |
| 2.4. Algumas considerações sobre genética do feijão no Brasil | 39 |
| 3. MATERIAL E MÉTODOS | 40 |
| 3.1. Procedimentos experimentais | 40 |
| 3.1.1. Experimento de Lavras | 43 |
| 3.1.2. Experimento de Patos de Minas | 45 |
| 3.2. Procedimentos das análises estatísticas e genéticas | 46 |
| 3.2.1. Análises das variâncias e covariâncias . | 46 |
| 3.2.2. Análise gráfica | 62 |
| 3.2.3. Correlações fenotípica e genéticas | 66 |
| 3.2.3.1. Correlação fenotípica | 66 |
| 3.2.3.2. Correlação genética aditiva (r_A) | 67 |
| 3.2.3.3. Correlação genética aditiva para cultivares (r_D) | 69 |
| 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO | 71 |
| 4.1. Análises da variância | 71 |
| 4.2. Testes das restrições do modelo genético | 76 |
| 4.2.1. Produção de grãos por planta e seus componentes primários | 76 |
| 4.2.1.1. Análises da variância de $(C_i - V_i)$, $(C_i + V_i)$, C_i e V_i | 76 |

| | |
|----------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 4.2.1.2. Interação de genótipos por ambientes | 82 |
| 4.2.2. Porte da planta, altura de inserção da primeira vagem e início do florescimento | 89 |
| 4.2.3. Regressão entre as covariâncias e variâncias da tabela dialélica | 92 |
| 4.3. Análise genética | 97 |
| 4.3.1. Componentes primários da produção | 97 |
| 4.3.2. Produção de grãos por planta | 131 |
| 4.3.3. Porte da planta | 147 |
| 4.3.4. Altura de inserção da primeira vagem ... | 160 |
| 4.3.5. Início do florescimento | 168 |
| 4.4. Correlações fenotípicas e genéticas | 176 |
| 5. CONCLUSÕES | 190 |
| 6. LITERATURA CITADA | 194 |
| ANEXOS | 214 |

LISTA DE TABELAS

| Tabela | | Página |
|--------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------|
| 1. | Estimativas da herdabilidade nos sentidos amplo (\bar{h}_a^2) e restrito (\bar{h}_r^2), da produção de grãos (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso da semente (Z), obtidas por diferentes métodos, populações, locais e anos..... | 23 |
| 2. | Algumas características das cultivares de feijão utilizadas..... | 41 |
| 3. | Meia tabela dialélica com n cultivares e n(n-1)/2 F ₂ | 47 |

| Tabela | Página |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------|
| 4 Resumo da análise da variância em blocos casuali <u>z</u> ados, com a respectiva decomposição da soma de quadrados de populações e resíduo em efeitos de cultivares, F_2 e cultivares versus F_2 , com base nas médias das parcelas em cada repetição..... | 48 |
| 5 Resumo da análise da variância em blocos casuali <u>z</u> ados, com a respectiva decomposição da soma de quadrados de populações e resíduo nos componen <u>-</u> tes aditivo e de dominância, com base nas médias de r repetições (segundo MORLEY JONES, 1965).... | 50 |
| 6 Resumo da análise conjunta da variância da esta <u>-</u> bilidade dos efeitos de dominância e epistáticos, dos tipos aditivo x dominância e dominância x do <u>u</u> minância, a partir das variâncias (V_i) e covari <u>-</u> âncias (C_i) da tabela dialélica (segundo ALLARD, 1956b)..... | 61 |

- 7 Resumo das análises da variância da produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y), peso de 100 sementes (Z), número de internódios da haste mais longa (A), comprimento médio dos internódios (B), altura de inserção da primeira vagem (C) e início do florescimento (F), com as respectivas decomposições de populações e resíduo em efeitos de cultivares, F_2 e cultivares versus F_2 , referente ao dialelo conduzido em Lavras, MG, em 1981. 73
- 8 Resumo das análises da 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 e resíduo em efeitos de cultivares, F_2 e cultivares versus F_2 , referente ao dialelo conduzido em Patos de Minas, MG, em 1981. 74
- 9 Resumo das análises da variância de $(C_i - V_i)$, $(C_i + V_i)$, C_i e V_i , referente 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), avaliados em Lavras, MG, em 1981.... 77

| Tabela | Página | |
|--------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| 10 | Resumo das análises da variância de $(C_i - V_i)$, $(C_i + V_i)$, C_i e V_i , referente 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), avaliados em Patos de Minas, MG, em 1981..... | 78 |
| 11 | Resumo das análises conjuntas da 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), avaliados em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981..... | 83 |
| 12 | Resumo das análises conjuntas da variância de C_i/V_c e V_i/V_c , referente 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), avaliados em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981..... | 84 |
| 13 | Resumo das análises da variância de $(C_i - V_i)$, $(C_i + V_i)$, C_i e V_i , referente ao número de internódios da haste mais longa (A), comprimento médio dos internódios (B), altura de inserção da primeira vagem (C) e início do florescimento (F), avaliados em Lavras, MG, em 1981..... | 90 |

Tabela

Página

- 14 Coeficientes de regressão (b), desvios da regressão (s_b) e coeficientes de determinação (r^2) entre C_i e V_i , para a produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y), peso de 100 sementes (Z), número de internódios da haste mais longa (A), comprimento médio dos internódios (B), altura de inserção da primeira vagem (C) e início do florescimento (F), avaliados em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981..... 93
- 15 Resumo das análises da variância do número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), com as respectivas decomposições de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente ao dialelo conduzido em Lavras, MG, em 1981.. 98
- 16 Resumo das análises da variância do número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), com as respectivas decomposições de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente ao dialelo conduzido em Patos de Minas, MG, em 1981..... 99

| Tabela | Página | |
|--------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 17 | Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para o número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliados em Lavras, MG, em 1981.... | 105 |
| 18 | Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para o número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliados em Patos de Minas, MG, em 1981..... | 106 |
| 19 | Coeficientes de correlação (r_d) e de determinação (r_d^2) entre \bar{Y}_{ij} e $(C_i + V_i)$, para o número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliados em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981..... | 128 |
| 20 | Resumo das análises da variância da produção de grãos por planta (W), com as respectivas decomposições de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente aos dialelos conduzidos em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981. | 132 |

| Tabela | Página |
|--------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 21 | Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para a produção de grãos por planta (W), avaliada em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981. 135 |
| 22 | Resumo das análises da variância do número médio de internódios da haste mais longa (A) e comprimento médio dos internódios (B), com as respectivas decomposições de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente ao dialelo conduzido em Lavras, MG, em 1981..... 148 |
| 23 | Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para o número médio de internódios da haste mais longa (A) e comprimento médio dos internódios (B), avaliados em Lavras, MG, em 1981..... 151 |
| 24 | Resumo da análise da variância da altura de inserção da primeira vagem, com a respectiva decomposição de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente ao dialelo conduzido em Lavras, MG, em 1981..... 161 |

| Tabela | Página | |
|--------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 25 | Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para a altura de inserção da primeira vagem (C), avaliada em Lavras, MG, em 1981..... . | 162 |
| 26 | Resumo da análise da variância do início médio do florescimento, com a respectiva decomposição de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente ao dialelo conduzido em Lavras, MG, em 1981..... | 169 |
| 27 | Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para o início médio do florescimento (F), avaliado em Lavras, MG, em 1981..... | 171 |
| 28 | Correlações fenotípicas (r_F) e genéticas aditivas (r_A), envolvendo as cultivares e suas F_2 e correlações genéticas aditivas (r_D), envolvendo somente as cultivares, entre a produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y), peso de 100 sementes (Z), número de internódios da haste mais longa (A), comprimento médio dos internódios (B), altura de inserção da primeira vagem (C) e início do florescimento (F), avaliados em Lavras, MG, em 1981... | 177 |

Tabela

Página

| | | |
|------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 29 | Correlações fenotípicas (r_F) e genéticas aditivas (r_A), envolvendo as cultivares e suas F_2 e correlações genéticas aditivas (r_D), envolvendo somente as cultivares, entre a produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliados em Patos de Minas, MG, em 1981..... | 178 |
| A.1. | Valores médios da produção de grãos por planta (W), em gramas, número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y), peso de 100 sementes (Z) em log (gramas) e teste de Tukey, para as sete cultivares e suas 21 F_2 descendentes, avaliadas em Lavras, MG, em 1981..... | 221 |
| A.2. | Valores médios da produção de grãos por planta (W) em gramas, número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y), peso de 100 sementes (Z) em gramas e teste de Tukey, para as sete cultivares e suas 21 F_2 descendentes, avaliadas em Patos de Minas, MG, em 1981..... | 222 |

Tabela

Página

| | |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| A.3. Valores médios do número de internódios da haste mais longa (A), comprimento médio dos internódios (B) em centímetros, altura de inserção da primeira vagem (C) em centímetros, início do florescimento (F) em dias e teste de Tukey, para as sete cultivares e suas 21 F ₂ descendentes, avaliadas em Lavras, MG, em 1981..... | 223 |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|

LISTA DE FIGURAS

| Figura | página |
|--------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 1 | Regressão entre C_i e V_i para o número de vagens por planta, avaliado em Lavras, MG, em 1981..... 115 |
| 2 | Regressão entre C_i e V_i para o número de vagens por planta, avaliado em Patos de Minas, MG, 1981. 116 |
| 3 | Regressão entre C_i e V_i para o número de sementes por vagem, avaliado em Lavras, MG, em 1981..... 120 |
| 4 | Regressão entre C_i e V_i para o número de sementes por vagem, avaliado em Patos de Minas, MG, em 1981..... 121 |
| 5 | Regressão entre C_i e V_i para o peso de 100 sementes (log), avaliado em Lavras, MG, em 1981.... 124 |
| 6 | Regressão entre C_i e V_i para o peso de 100 sementes, avaliado em Patos de Minas, MG, em 1981.... 125 |

| Figura | Página |
|--------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 7 | Regressão entre C_i e V_i para a produção de grãos por planta, avaliada em Lavras, MG, em 1981..... 139 |
| 8 | Regressão entre C_i e V_i , para a produção de grãos por planta, avaliada em Patos de Minas, MG, em 1981..... 140 |
| 9 | Regressão entre C_i e V_i para o número de internódios da haste mais longa, avaliado em Lavras, MG, em 1981..... 155 |
| 10 | Regressão entre C_i e V_i para o comprimento médio dos internódios, avaliado em Lavras, MG, em 1981. 156 |
| 11 | Regressão entre C_i e V_i para a altura de inserção da primeira vagem, avaliada em Lavras, MG, em 1981..... 165 |
| 12 | Regressão entre C_i e V_i para o início do florescimento, avaliado em Lavras, MG, em 1981..... 173 |
| A a F | Regressão entre C_i e V_i para diferentes valores de h e epistasia..... 218 |

CURRICULUM VITAE

JOÃO BOSCO DOS SANTOS, filho de Custódio Ferreira dos Santos e Hilda Aparecida de Andrade, nasceu em Ribeirão Vermelho, Estado de Minas Gerais em 2 de dezembro de 1951. Graduiu-se em Engenharia Agrônômica em 1975, pela Escola Superior de Agricultura de Lavras, ESAL, em Lavras, MG. Em 1976 ingressou na ESAL como professor Auxiliar de Ensino, onde ministrou cursos de Citologia Geral, Genética Geral e iniciou os trabalhos de pesquisa com a cultura do feijão. Em 1978, iniciou o curso de Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas, na Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", ESALQ, da Universidade de São Paulo, em Piracicaba, SP e o concluiu em 1980. Neste ano, iniciou o curso de Doutorado na mesma área de estudo e instituição. Em 1981, retornou à ESAL onde reiniciou as atividades didáticas e de pesquisa.

CONTROLE GENÉTICO DE CARACTERES AGRONÔMICOS E POTENCIALIDADES DE CULTIVARES DE FEIJÃO (*Phaseolus vulgaris* L.) PARA O MELHORAMENTO GENÉTICO

Autor: João Bosco dos Santos

Orientador: Prof. Dr. Roland Vencovsky

RESUMO

Para avaliar o controle genético de alguns caracteres de importância agronômica do feijão e determinar as potencialidades das cultivares promissoras para serem utilizadas no melhoramento, foi empregado o método dialélico envolvendo sete cultivares e suas F_2 descendentes, sem considerar os cruzamentos recíprocos. O delineamento experimental utilizado foi o de blocos casualizados com três repetições, em dois locais do Estado de Minas Gerais, Lavras e Patos de Minas, em 1981. Foram avaliadas a produção de grãos por planta e seus componentes primários, nos dois locais. O número de internódios da haste mais longa, o comprimento médio dos internódios, a altura de inserção da primeira vagem e o início do florescimento, foram considerados apenas em Lavras.

Para a análise do dialélico utilizou-se a metodologia proposta originalmente por Jinks e Hayman, que consi-

dera o modelo aditivo-dominante. Os dados obtidos nos dois locais ajustaram-se ao modelo, exceto a produção de grãos por planta, número de sementes por vagem e peso de 100 sementes, avaliados em Lavras, que necessitaram alguns ajustes, conforme proposto na literatura.

As condições experimentais de Patos de Minas foram mais desfavoráveis devido à deficiência de precipitação, estando refletidas principalmente nas reduções da produção média de grãos por planta e número médio de vagens por planta que foram, respectivamente, 11,53g e 9,55 em Lavras e 4,56g e 4,19 em Patos de Minas.

Observou-se uma predominância da ação aditiva em relação à de dominância, para todos os caracteres nos dois locais. Em consequência, as herdabilidades nos sentidos amplo e restrito foram de magnitudes semelhantes. Isso foi observado principalmente para o peso de 100 sementes e a altura de inserção da primeira vagem, que manifestaram as maiores contribuições da ação gênica aditiva. A superioridade desta ação gênica permitiu ainda concluir que o potencial genético das cultivares, seja determinado principalmente através da média de cada caráter, em condições experimentais semelhantes.

A produção de grãos exibiu valores de herdabilidade no sentido restrito de apenas 24% em Lavras e 52% em Patos de Minas, enquanto que para os demais caracteres, as herdabilidades variaram de 54% para o número de sementes por va-

gem a 99% para o peso de 100 sementes, indicando que para estes caracteres a seleção deve ser mais eficiente na F_2 do que para a produção de grãos.

Considerando o comportamento médio das cultivares, como indicador de seu potencial genético, verificou-se que os caracteres favoráveis foram apresentados por cultivares diferentes, o que indica a necessidade de se proceder o melhoramento parceladamente, visando a obtenção de um material superior.

Embora a ação aditiva tenha sido predominante, a dominância mostrou-se presente em todos os caracteres. Para o peso de 100 sementes, altura de inserção da primeira vagem e início do florescimento, seu efeito foi unidirecional, possibilitando estimar os limites seletivos. Para estes caracteres, os genes dominantes reduziram o valor fenotípico e os recessivos o aumentaram. Observou-se também que embora o efeito de dominância não tenha sido inteiramente unidirecional para a produção de grãos, número de vagens e número de sementes por vagem, a tendência foi de aumentar o valor fenotípico em Patos de Minas e de reduzir em Lavras, devido à acentuada interação da ação desses genes com locais.

De um modo geral, os resultados do presente trabalho mostraram que o controle genético da produção de grãos por planta e seus componentes primários, à exceção do peso de 100 sementes, foi particular em cada condição experimental.

Tal fato evidencia que os trabalhos de melhoramento genético devem ser mais efetivos, quando executados nas condições experimentais mais semelhantes às utilizadas em cultivo. Isso é particularmente importante para a cultura do feijão, que a nível do agricultor, em geral, é desenvolvida com tecnologia de média a baixa. Assim, pode-se questionar a eficácia de programas de melhoramento conduzido em condições de alta tecnologia, tendo em vista as interações detectadas entre as ações genéticas e os ambientes investigados.

A produção de grãos correlacionou-se fenotípica e geneticamente, apenas com o número de vagens em Patos de Minas e com o início do florescimento em Lavras, ambas positivas. Esta última pode dificultar o trabalho do melhorista se o objetivo for obter materiais precoces. Para as demais correlações estimadas, de um modo geral, as plantas que apresentaram os maiores números de vagens e de internódios da haste mais longa, produziram as sementes mais leves, com maior número de sementes por vagem e com a primeira vagem inserida nas posições inferiores. Tais plantas com sementes mais leves, exibiram maiores número de sementes por vagem e comprimento médio dos internódios. Existem também indicações de que as plantas portadoras de vagens com mais sementes, foram as mais tardias, apresentando maior comprimento médio dos internódios e a inserção inferior das vagens.

GENETIC CONTROL OF AGRONOMIC TRAITS AND POTENTIALITIES
OF DRY BEAN (*Phaseolus vulgaris* L.) CULTIVARS
FOR GENETIC IMPROVEMENT

AUTHOR: João Bosco dos Santos
MAJOR PROFESSOR: Dr. Roland Vencovsky

SUMMARY

Seven bean cultivars were crossed following a half-diallel model and data were obtained from the parents and F_2 generation, to evaluate the genetic control of some important agronomic traits and to determine the potentialities of bean cultivars to be used for genetic improvement. A randomized block design with three replications was used in two locations of Minas Gerais State, Lavras and Patos de Minas, in 1981. Grain yield and its primary components were evaluated in both locations, whereas number and length of internodes of the main stem, insertion height of the first pod and number of days to flowering were evaluated only at Lavras.

The method proposed by Jinks and Hayman for analyzing diallel crosses was used. The data of both locations met the assumptions of the model, except grain yield per plant,

number of seeds per pod, and weight of 100 seeds obtained in Lavras, which were transformed to fit the model.

The experimental conditions of Patos de Minas were less favorable than that of Lavras due to low precipitation, consequently causing reduction on grain yield per plant and number of pods per plant, respectively, 11,53 g and 9,55 at Lavras, and 4,56 g and 4,19 at Patos de Minas.

For all traits, in both locations, additive gene action was predominant in relation to dominance gene action. In consequence, broad and narrow sense heritability were similar in magnitude. This was verified mainly for the weight of 100 seeds and insertion height of the first pod, which had a higher contribution for the additive gene action, indicating that the genetic potential of the cultivars can be determined by the average of each trait in similar experimental conditions.

Narrow sense heritability for grain yield was only 24% at Lavras and 52% at Patos de Minas whereas for the other traits, heritability varied from 54% for number of seeds per pod to 99% for the weight of 100 seeds, indicating that for these traits selection in F_2 should be more efficient than that for grain yield.

Considering the mean behavior of the cultivars as the indicator of their genetic potential, it was verified

that the favorable traits were presented in different cultivars, indicating that in a breeding program, one must combine two or more cultivars to obtain a superior one.

Although additive gene action was predominant, dominance was also present in all traits. For the weight of 100 seeds, insertion height of the first pod and number of days to flowering the dominance effect was unidirectional, allowing to estimate the selection limits. For these traits, the phenotypic value was decreased by the dominant genes and increased by the recessive ones. Although the dominance effect was not entirely unidirectional for grain yield, number of pods and seeds per pod, the tendency was to increase the phenotypic value in Patos de Minas and to decrease in Lavras due to the interaction between gene action and location.

In general, the results showed that genetic control of grain yield per plant and its primary components, except weight of 100 seeds, was dependent of the experimental conditions, that is, there was a significant interaction between gene action and environmental conditions.

There were phenotypic and genetic positive correlations between grain yield and number of pods in Patos de Minas, and grain yield and number of days to flowering in Lavras. The latter can hampered the breeder if the breeding aim is for earliness. In general, for the other correlations, plants that showed higher number of pods and internodes of

the main stem, yielded lighter seeds with higher number of seeds per pod and lower insertion of the first pod. Plants with lighter seeds showed higher number of seeds per pod and longer internodes, and plants with more seeds per pod, showed lateness, longer internodes and lower pod insertion.

1. INTRODUÇÃO

O feijão é um dos principais alimentos do povo brasileiro, possui entre 20% e 25% de proteínas e constitui a principal fonte proteica para as classes menos favorecidas. A maior disponibilidade deste produto no mercado, em condições acessíveis a todos os consumidores, representa grande benefício para a comunidade como um todo e principalmente sob o ponto de vista social.

O Brasil coloca-se entre os maiores produtores e consumidores mundiais de feijão, embora a produtividade média da cultura seja em torno de 490 kg/ha, muito inferior às obtidas em outros países (MOURA, 1982). O mesmo autor salientou que a produtividade tem se mantido e até decrescido em alguns anos. Em consequência, toda a produção nacional é consumida e frequentemente é necessária a importação do produto para suprir a demanda interna.

A escassez do produto deve-se basicamente à o-

corrência de condições ambientais desfavoráveis e ao emprego de uma tecnologia inadequada de produção. A primeira causa resulta principalmente do excesso ou deficiência de água. A segunda, além das práticas culturais impróprias, inclui a utilização de cultivares com baixo potencial de rendimento e suscetíveis a doenças e pragas.

No Brasil, existe uma considerável variabilidade de genética para todos os caracteres agronomicamente importantes, presente num grande número de cultivares. Tal variabilidade, embora ainda não tenha sido quantificada e avaliada com rigor, é refletida pelo comportamento contrastante das cultivares colocadas em experimentos de competição.

No Estado de Minas Gerais, o segundo maior produtor de grãos do país (MOURA, 1982), não tem sido dada ênfase ao melhoramento genético, que visa aproveitar a variabilidade disponível para criar cultivares superiores. Apenas alguns trabalhos desta natureza vêm sendo realizados pelo Sistema Estadual de Pesquisa Agropecuária. No entanto, a maioria dos trabalhos de melhoramento constam apenas da avaliação em diversos ambientes, de cultivares nacionais e principalmente introduzidas.

Os métodos de melhoramento desenvolvidos para a hibridação em autógamas, têm sido empregados há longo tempo e serão utilizados pelo menos até que a variabilidade genética existente, seja toda utilizada (NEI, 1960). Para o feijão, a

variabilidade genética disponível pode ser recombinada através da hibridação, para produzir materiais agronomicamente superiores. Neste processo, a escolha dos melhores progenitores determina o sucesso para a seleção das linhagens superiores de um dado cruzamento.

Para os caracteres quantitativos, muito influenciados pelo ambiente, os melhoristas necessitam de informações sobre seus controles genéticos, que auxiliam na escolha dos melhores progenitores. Segundo WHITEHOUSE *et alii* (1958), é fundamental avaliar o potencial dos progenitores e das primeiras gerações descendentes, para permitir que o melhoramento concentre mais esforços nos materiais mais promissores. Para os autores, essa necessidade decorre da impossibilidade de se determinar o potencial dos progenitores, a partir da avaliação das linhagens tomadas ao acaso em cada cruzamento.

Para que o melhoramento genético possa ser feito de uma maneira mais rápida e efetiva, é necessário que seja criada variabilidade através de cruzamentos bem planejados. Isto implica na utilização de parentais com elevados potenciais genéticos e que possam fornecer descendentes com combinações gênicas que se complementem, para produzir fenótipos superiores. Assim, é essencial o conhecimento do potencial genético das cultivares parentais e também dos tipos principais de ações dos genes, que governam os caracteres de interesse, a fim de possibilitar a escolha do método de melhoramento mais

adequado.

Diante da falta de informações sobre o controle genético dos caracteres, para a multiplicidade de condições onde se pratica a cultura do feijão no Brasil, o presente trabalho teve os seguintes objetivos:

- a) Determinar os tipos principais de ações gênicas responsáveis por alguns caracteres de importância agronômica;
- b) estimar parâmetros genéticos que possam ser úteis para orientar os programas de melhoramento;
- c) avaliar as potencialidades genéticas das cultivares utilizadas; e
- d) estimar as correlações fenotípicas e genéticas aditivas entre os caracteres considerados.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Controle genético dos caracteres

As informações sobre o controle genético dos caracteres são deficientes para a maioria das espécies autógamas e em consequência, vêm sendo usados métodos empíricos no melhoramento dessas plantas (RAMALHO e VENCovsky, 1978).

Principalmente para os caracteres quantitativos, em geral muito influenciados pelo ambiente, é necessário conhecer quanto da variabilidade fenotípica é herdável e quais os tipos principais de ações gênicas envolvidas, para permitir a escolha do método de melhoramento mais adequado.

O controle genético dos caracteres torna-se conhecido a partir das estimativas de parâmetros genéticos. Entre eles, as herdabilidades nos sentidos amplo (\hat{h}_a^2) e restrito (\hat{h}_r^2) e o grau médio de dominância (\hat{gmd}), são os mais fre -

quentemente estimados e fornecem as informações necessárias para os procedimentos a serem adotados num programa de melhoramento.

O \hat{h}_r^2 é considerado um dos parâmetros genéticos mais importantes para os caracteres quantitativos, por indicar a proporção da variância fenotípica que é atribuída ao efeito médio dos genes e também pelo seu papel preditivo, por expressar a confiança do valor fenotípico como guia para selecionar um valor genético (FALCONER, 1981). Já o \hat{h}_a^2 , superestima o valor genético, através da seleção do valor fenotípico, quando a variância genética não aditiva está presente (ALLARD, 1971).

O $g\hat{m}d$ expressa as contribuições relativas dos efeitos aditivo e de dominância dos genes que controlam os caracteres. A estimativa deste parâmetro pode ficar viciada, quando obtida a partir das variâncias aditiva e de dominância da população e se desconhece a frequência gênica média (VENCOVSKY, 1969). No entanto, o $g\hat{m}d$ estimado através do procedimento desenvolvido por JINKS e HAYMAN (1953), independe da frequência gênica (HAYMAN, 1960a).

2.2. Métodos utilizados para determinação do controle genético dos caracteres em feijão

2.2.1. Avaliação de linhagens puras

Este procedimento só permite o conhecimento da

variância genética total e estimar o h_a^2 . Mesmo assim, é útil para orientar a seleção das linhagens superiores no final do programa de melhoramento e tem sido utilizado em diversos trabalhos com feijão (CAMACHO *et alii*, 1965; DENIS, 1967; AGGARWAL e SINGH, 1973; RAMALHO *et alii*, 1979a).

2.2.2. Avaliação de proporções fenotípicas em F_2 e retrocruzamentos

O presente método consiste, comumente, em avaliar a segregação fenotípica nas gerações F_2 e retrocruzamentos, determinando-se o controle genético dos caracteres com base nas leis mendelianas. Como o estudo se baseia nas proporções fenotípicas, em geral, os caracteres qualitativos que apresentam distribuição fenotípica descontínua, são os mais considerados (LAM-SÁNCHEZ e VIEIRA, 1964; MIRANDA, 1966; MORAIS e VIEIRA, 1968; BLISS, 1971; MIRANDA, 1976; COYNE, 1978; ALBERINI e MOHAN, 1979).

Apesar desta metodologia ser utilizada essencialmente para o estudo dos caracteres qualitativos, FRETZ (1951) verificou que o controle genético do peso das sementes é poligênico, avaliando somente as segregações fenotípicas nas gerações F_2 , F_3 e F_4 . No entanto, como os caracteres quantitativos, em geral, exibem os valores fenotípicos nas populações segregantes em distribuição contínua, fica impossível o estudo através da segregação fenotípica.

2.2.3. Componentes da variância genética

As variâncias genéticas aditiva e de dominância podem ser estimadas a partir das avaliações de populações não segregantes juntamente com as segregantes (ALLARD, 1971; MATHER e JINKS, 1971). As populações não segregantes correspondem aos progenitores (P_1 e P_2) e a F_1 . As segregantes, constam da F_2 e dos retrocruzamentos da F_1 com cada progenitor (RC_1 e RC_2), ou da F_2 e F_3 . A partir dessas populações, obtêm-se também estimativas das interações epistáticas (HAYMAN, 1958b).

As variâncias genéticas aditiva e de dominância permitem estimar \hat{h}_a^2 , \hat{h}_r^2 e o $g\hat{m}d$; o \hat{h}^2 é essencial para se prever o progresso genético que poderá ser conseguido com a seleção.

Esta metodologia tem sido muito utilizada no feijão para o conhecimento do controle genético dos caracteres (DUARTE e ADAMS, 1963; COYNE e MATTSON, 1964; IBARRA, 1966; PANIAGUA e PINCHINAT, 1976; LEIVA, 1977; SARAFI, 1978; MOTTO *et alii*, 1978; FREIRE FILHO, 1980; REIS *et alii*, 1981).

Apesar do amplo emprego do referido método, para cada cruzamento entre duas cultivares necessita-se obter as gerações F_1 , F_2 e os retrocruzamentos. A obtenção destas populações implica na realização de muitos cruzamentos artificiais, que constituem uma dificuldade para o feijão. Além desta dificuldade, as populações necessárias para o estudo devem

ser avaliadas numa mesma condição ambiental e os resultados obtidos referem-se somente às diferenças genéticas entre as cultivares utilizadas no cruzamento.

2.2.4. Cruzamentos dialélicos

Um sistema de cruzamentos dialélicos corresponde ao intercruzamento de n materiais, gerando n^2 combinações possíveis que correspondem aos n materiais, $n(n-1)/2$ híbridos simples e $n(n-1)/2$ recíprocos dos híbridos simples (JINKS e HAYMAN, 1953; GRIFFING, 1956).

A metodologia desenvolvida pelo GRIFFING (1956) avalia as capacidades geral e específica de combinação dos materiais em cruzamentos. A partir das capacidades de combinação, pode-se determinar as variâncias aditiva e de dominância. Este método tem sido empregado principalmente no estudo de espécies alógamas, embora tenha sido utilizado em alguns trabalhos com autógamas e especificamente com o feijão (CHUNG e STEVENSON, 1973; FOOLAD e BASSIRI, 1983).

O método imaginado originalmente por JINKS e HAYMAN (1953), decompõe a variância genética, presente na tabela dialélica, em diversos componentes de variância. Através destes componentes estimam-se parâmetros que informam o controle genético dos caracteres e as potencialidades das cultivares para se conduzir um programa de melhoramento.

Esta metodologia foi ampliada por JINKS (1954), JINKS (1956) e MATHER e JINKS (1971) e se aplica às gerações F_1 , F_2 e aos retrocruzamentos. Um tratamento teórico alternativo e que leva aos mesmos resultados, foi desenvolvido por HAYMAN (1954a), para a geração F_1 e por HAYMAN (1958a), para a geração F_2 .

As n cultivares e as $n(n-1)$ combinações oriundas do intercruzamento entre as cultivares, constituem a tabela dialélica completa. Quando se excluem os $n(n-1)/2$ recíprocos dos híbridos simples, obtêm-se a meia tabela dialélica. A técnica para se fazer a análise da variância da tabela dialélica completa foi desenvolvida por HAYMAN (1954b), e, ampliada para a análise da variância da meia tabela dialélica por MORLEY JONES (1965).

Estas análises da variância são criticadas por basearem-se num modelo não ortogonal (KEMPTHORNE, 1956; GILBERT, 1958). Mesmo assim, WALTERS e GALE (1977) reconheceram que a análise desenvolvida por HAYMAN (1954b) é apropriada para detectar os vários efeitos genéticos. Enquanto MATHER e JINKS (1971), consideraram que ela é a mais adequada por fornecer testes apropriados de significância para os componentes genéticos aditivo e não aditivos, em relação aos demais métodos relatados na literatura.

Este método dialélico constitui um eficiente meio de se obter um entendimento rápido do controle genético

dos caracteres, de um conjunto de linhagens endógamas (JINKS, 1954; CRUMPACKER e ALLARD, 1962), além de ser um poderoso meio de investigar os sistemas poligênicos (HAYMAN, 1954a). No entanto, foi considerado pouco eficiente para o estudo de caracteres de baixa herdabilidade (ALLARD, 1956a; JANA, 1975; JANA, 1976).

As variâncias e covariâncias estimadas na tabela dialélica são utilizadas para se obter os componentes de variância, os parâmetros genéticos e também para se fazer uma análise gráfica através de regressão linear (JINKS e HAYMAN, 1953; HAYMAN, 1954a; JINKS, 1954; JINKS, 1956; HAYMAN, 1958a; MATHER e JINKS, 1971). Estas análises fornecem o controle genético dos caracteres e classificam as cultivares quanto a direção e ao grau de dominância, possibilitando estimar o limite teórico de seleção.

O método de JINKS e HAYMAN (1953), tem sido utilizado para o estudo do controle genético de diversos caracteres do feijão (DAVIS e FRAZIER, 1966; DICKSON, 1967; CHUNG e STEVENSON, 1973; PARK e DAVIS, 1976; TONGUTHAISRI, 1976). Tem sido também largamente empregado em outras espécies autógamas como em algodão (VERHALEN e MURRAY, 1967; VERHALEN e MURRAY, 1969; QUISENBERRY, 1977), em arroz (NANCHARAIHAH *et alii*, 1974a; NANCHARAIHAH *et alii*, 1974b), em cevada (AKSEL e JOHNSON, 1961; JOHNSON e AKSEL, 1964; JANA, 1975; JANA, 1976), em ervilha (SNOAD e ARTHUR, 1973a; SNOAD e ARTHUR, 1973b; SNOAD e ARTHUR, 1974), em fumo (TOJIB *et alii*, 1977), em grão de bico (ASAWA e TIWARI,

1976), em *Phaseolus lunatus* (ALLARD, 1956a), em *Phaseolus mungo* (DHALIWAL e SINGH, 1970; SINGH e DHALIWAL, 1971), em soja (LEFFEL e WEISS, 1958; TOLEDO e KIIHL, 1982), em sorgo (WILSON *et alii*, 1978), em tomate (AHUJA, 1968a; AHUJA, 1968b) e em trigo (WHITEHOUSE *et alii*, 1958; CRUMPACKER e ALLARD, 1962; GILL *et alii*, 1972; SHARMA *et alii*, 1975).

O método dialélico exige as seguintes restrições, para a validade do modelo genético: 1. segregação diplóide; 2. progenitores homozigóticos; 3. apenas diferenças ambientais entre as descendências de um cruzamento e seu recíproco; 4. ausência de alelismo múltiplo; 5. ausência de epistasia; 6. distribuição independente dos genes nos progenitores (HAYMAN, 1954a). A ausência da interação de genótipos por ambientes foi também considerada uma restrição por ALLARD (1956b) e CRUMPACKER e ALLARD (1962).

Diversos autores criticam a validade do presente modelo genético por causa das restrições impostas. Quanto à segregação, o feijão é uma espécie diplóide, com $2n = 22$ cromossomos, que exhibe meiose normal e forma gametas com n cromossomos (YARNELL, 1965; VIEIRA, 1967; HONMA, 1968; MIRANDA, 1973; CHENG *et alii*, 1981). Para o feijão e nas demais espécies autógamas diplóides ou equivalentes, esta restrição é obedecida (CHUNG e STEVENSON, 1973; SOKOL e BAKER, 1977).

Considerando a heterozigose nos progenitores, sua presença causa perturbação na análise e resulta na subesti

mação do grau médio de dominância, no excesso de assimetria na distribuição gênica e na superestimação da proporção de genes dominantes e recessivos (HAYMAN, 1954a; DICKINSON e JINKS, 1956).

Estudos visando determinar a taxa de alogamia do feijoeiro, nos Estados de Minas Gerais, Espírito Santo e São Paulo, mostraram que a hibridação natural ocorre com frequências entre 0,18% e 1,3%, embora, em certos locais chegue a 6% (VIEIRA, 1960; POMPEU, 1963; JUNQUEIRA NETO e LASMAR FILHO, 1971). Em todos os casos, os autores foram unânimes em atribuir aos insetos a responsabilidade dos cruzamentos naturais. Assim, o uso de inseticidas durante o período de florescimento deve impedir a ocorrência de cruzamentos, ou restringir sua frequência a valores insignificantes e como consequência, assegurar a obtenção de cultivares homozigóticas.

Contrariando o modelo genético, têm sido observadas diferenças entre os cruzamentos e seus recíprocos no feijoeiro, para a produção de grãos por planta, número de vagens por planta, número de sementes por planta, dias para a floração, altura da planta e comprimento médio dos internódios (DAVIS e FRAZIER, 1966; DAVIS, 1973; LEIVA, 1977; FOOLAD e BASSIRI, 1983). Porém, estas observações são inconsistentes.

HAMBLIN (1977) não observou diferenças entre os cruzamentos e seus recíprocos, para a produção de grãos, nas gerações F_3 a F_6 . Para o peso da semente do feijão, tem sido

verificado consistentemente a ausência de efeitos recíprocos (SARAFI, 1978; FOOLAD e BASSIRI, 1983), bem como em outras espécies relacionadas como em *Phaseolus lunatus* (ALLARD, 1956a) e soja (WILCOX e SIMPSON, 1977). Para CHUNG e STEVENSON (1973), as diferenças entre cruzamentos e recíprocos no feijão, se presentes, não têm comprometido as estimativas dos componentes genéticos.

A restrição que exige até dois alelos por loco, é contrariada para o hábito de crescimento do feijoeiro, que é um dos caracteres que exibiu uma série de cinco alelos, segundo MIRANDA (1966).

Para o dialélico em consideração, não se conhece um método para testar a presença de alelismo múltiplo (VERHALEN e MURRAY, 1967). Seus efeitos sobre os resultados das análises são pouco conhecidos (JANA, 1976) e extremamente complexos, embora, alguns sejam analisáveis pelo modelo aditivo-dominante (HAYMAN, 1954a).

O método dialélico foi considerado válido somente na ausência de epistasia (KEMPTHORNE, 1956; GILBERT, 1958). Um método alternativo, admitindo epistasia arbitrária, foi desenvolvido por KEMPTHORNE (1956) e é específico para o modelo genético aleatório, que admite como referência uma população de acasalamentos ao acaso. Um procedimento semelhante foi desenvolvido por HAYMAN (1960a), que sugeriu um número mínimo de 10 progenitores, para o dialelo fornecer estimativas representativas da população. Este autor, no entanto, salientou que

as estimativas dos dialelos menores são válidas, quando se trata do modelo genético fixo, onde os progenitores e seus híbridos constituem toda população estudada.

Considerando o modelo fixo, a epistasia inflaciona os componentes genéticos aditivo e de dominância (VERHALEN e MURRAY, 1967). A alteração na dominância é mais pronunciada e requer precauções na interpretação da sobredominância, que pode ser falsa (HAYMAN, 1960a). Quando alguns dos progenitores do dialelo geram combinações epistáticas nos híbridos descendentes, a dominância falsa pode ser detectada, reduzindo-se o tamanho do dialelo, com a eliminação dos referidos progenitores (JINKS, 1956).

O efeito da epistasia, que superestima a dominância, pode ser notado na análise gráfica, através das reduções do coeficiente de regressão e da linearidade (JINKS, 1954; JINKS, 1956; GOMES, 1958). Num dialelo simulado, considerando dois pares de alelos, MATHER e JINKS (1971) verificaram que as alterações na análise, através da regressão, depende do tipo de epistasia e das frequências alélicas. Segundo os autores, certos tipos de epistasia não alteram o coeficiente de regressão, enquanto outros tipos e com as frequências alélicas diferentes de 0,5, causam redução da linearidade. Salientaram, porém, que situações como estas são raras, por dependem de tipos específicos de epistasia num limitado intervalo de frequências alélicas. Os tipos clássicos de interações não

alélicas, como a complementar e a duplicada, fornecem regressões curvilineares típicas (HAYMAN, 1957; GOMES, 1958; MATHER e JINKS, 1971).

Os componentes genéticos aditivo e de dominância podem ser estimados mesmo para os caracteres que têm uma pequena contribuição da epistasia (HAYMAN, 1958b; HAYMAN, 1960b). Porém, segundo este autor, quando ela constitui-se na principal fonte de variação, não é possível estimar aqueles componentes genéticos.

A epistasia tem sido detectada em diversos caracteres do feijoeiro. Tais informações, porém, são contraditórias (DICKSON, 1967; BLISS, 1971; VOYSEST, 1972; HAMBLIN e MORTON, 1977; FREIRE FILHO, 1980). Estes autores verificaram, para os mesmos caracteres estudados, que as contribuições das ações gênicas aditiva e de dominância são predominantes. Segundo MOLL e STUBER (1974), a maioria dos caracteres agronomicamente importantes, nas espécies autógamas e alógamas, são em geral, controlados essencialmente por genes aditivos.

Juntamente com a epistasia, a distribuição dependente dos genes nos progenitores ou a correlação entre os genes, tem sido a restrição mais criticada para a validade do modelo genético.

Uma correlação gênica nos progenitores, refere-se à diferença de distribuição observada de pares de alelos,

em relação à esperada com base na frequência de cada gene (GOMES, 1958). Segundo este autor, as causas genéticas da correlação gênica são a seleção e a ligação.

A correlação gênica determina a associação gênica ou a dispersão (HAYMAN, 1954a; JINKS, 1956). Quando ocorre associação gênica, os desvios aditivos dos pares de alelos são mais frequentes para um sentido, positivo ou negativo, em relação ao esperado; enquanto que com a dispersão, os efeitos gênicos positivos e negativos se cancelam com maior frequência do que o esperado (GOMES, 1958; COUGHTREY e MATHER, 1970).

A associação gênica sempre inflaciona a variância dos progenitores, enquanto a dispersão causa sua redução (MATHER e JINKS, 1971). Segundo os autores, as demais variâncias e covariâncias estimadas na tabela dialélica, em geral são inflacionadas pela associação e reduzidas pela dispersão. Os autores ainda concluíram que essas influências se resumem em alterações nas estimativas dos componentes genéticos aditivo e de dominância.

A correlação entre genes, devida à distribuição, somente pode ser eliminada quando os progenitores do dialélio são produzidos a partir de acasalamentos ao acaso, seguidos por uma endogamia não seletiva (KEMPTHORNE, 1956; BAKER, 1978). Segundo SOKOL e BAKER (1977), nas espécies autógamas é difícil admitir a distribuição independente dos genes nos

progenitores, porque eles raramente representam uma amostra ao acaso das linhagens endogamas, uma vez que a maioria dos materiais de interesse dos melhoristas é escolhida pelos seus caracteres de importância econômica. No entanto, quando entre os progenitores ocorrem várias diferenças gênicas, a presente restrição é obedecida (HAYMAN, 1957).

Com a redução do tamanho do dialelo, aumentam os efeitos da correlação gênica, devida à distribuição, resultando num acréscimo de falsa sobredominância (NASSAR, 1965; BAKER, 1978). Porém, com o aumento do número de progenitores, a correlação gênica torna-se menos importante (JOHNSON, 1963). Segundo JANA (1975), mesmo em dialelos com 4 progenitores, esta restrição foi considerada uma causa pouco comum para perturbar a análise genética através do gráfico.

São feitos diversos testes para verificar se o modelo genético atende às restrições impostas. Como na análise gráfica o não atendimento às restrições geralmente altera o coeficiente de regressão e a linearidade da regressão, tais alterações são consideradas para indicar que o modelo genético não se ajusta aos dados.

Estudos teóricos demonstraram que a epistasia, e a correlação gênica nos progenitores, produzem alterações específicas e distintas na regressão (HAYMAN, 1957; MATHER e JINKS, 1971). No entanto, as análises de resultados experimentais têm indicado que apenas o gráfico não permite identi-

ficar os efeitos de diferentes restrições (JANA, 1975; JANA, 1976). Outros autores acreditam que a análise gráfica não se mostra eficaz, quando se trata de herança poligênica, porque os efeitos de várias restrições podem se cancelar (SOKOL e BAKER, 1977).

Apesar dessas críticas, o gráfico vem sendo amplamente usado para testar as restrições e frequentemente detecta o seu não atendimento, como em diversos caracteres do feijoeiro (DICKSON, 1967; CHUNG e STEVENSON, 1973), em outras espécies de plantas (JINKS, 1954; JINKS, 1956; ALLARD, 1956a; WHITEHOUSE *et alii*, 1958; AKSEL e JOHNSON, 1961; VERHALEN e MURRAY, 1967; VERHALEN e MURRAY, 1969; NANCHARAI AH *et alii*, 1974a; NANCHARAI AH *et alii*, 1974b; JANA, 1975; JANA, 1976) e também em *Drosophila* (GOMES, 1958).

Outros testes para avaliar a validade do modelo genético, foram desenvolvidos por HAYMAN (1954a), ALLARD (1956a), ALLARD (1956b), MATHER e JINKS (1971) e consistem em se fazer análise da variância a partir das variâncias e covariâncias estimadas na tabela dialélica.

Hã casos em que as restrições não atendidas afetam apenas alguns resultados do dialelo. Para contornar situações como estas, reduz-se a tabela dialélica, eliminando-se os progenitores e seus descendentes responsáveis pelos distúrbios (HAYMAN, 1954a; JINKS, 1954). Um procedimento alternativo consiste em substituir os híbridos responsáveis pelo

não atendimento às restrições, por estimativas, como se o resultado experimental fosse perdido (HAYMAN, 1954a; AHUJA, 1968a).

Segundo KEMPTHORNE (1956) e GILBERT (1958), a redução do dialelo ou a substituição de certos híbridos por valores estimados, fornecem resultados sem amplitude, exceto para o material analisado. HAYMAN (1963) considerou justificável o emprego dessas técnicas, quando os progenitores e seus descendentes constituem a população investigada.

Várias críticas colocam dúvidas sobre a utilidade da presente metodologia para o melhorista interessado em conhecer o controle genético de caracteres quantitativos, por causa das suposições em que se baseia o modelo genético (KEMPTHORNE, 1956; GILBERT, 1958; NASSAR, 1965; ARUNACHALAM, 1976; SOKOL e BAKER, 1977; BAKER, 1978). A maioria das críticas surgiram quando se considerou outros métodos de análise genética.

Diversos trabalhos compararam o método dialélico de JINKS e HAYMAN (1953), com o desenvolvido por GRIFFING (1956). ARUNACHALAM (1976), a partir desta comparação, considerou que o método proposto por JINKS e HAYMAN (1953), reduz-se num dialelo onde age um único gene com dois alelos. O autor fez esta crítica para o emprego generalizado do método, em espécies alógamas e autógamas, porém reconheceu que nas autógamas existe alta probabilidade das suposições serem atendidas.

Da comparação dos dois métodos dialélicos em autógamas, resultados parcialmente concordantes foram encontrados em soja, por LEFFEL e WEISS (1958), em *Phaseolus mungo* por DHALIWAL e SINGH (1970) e em trigo por GILL *et alii* (1972). Para SINGH e DHALIWAL (1971), os dois métodos foram igualmente eficientes para detectar as ações gênicas principais para o tempo de florescimento em *Phaseolus mungo*. Resultados concordantes foram obtidos em trigo por SHARMA *et alii* (1975), em fumo por TOJIB *et alii* (1977) e em sorgo por WILSON *et alii* (1978). CHUNG e STEVENSON (1973) trabalhando com feijão e TOLEDO e KIIHL (1982) trabalhando com soja, também obtiveram resultados confirmativos, além de considerarem o método de HAYMAN (1954a) mais informativo.

Apesar das críticas sobre o método dialélico em consideração, as comparações com outros métodos têm mostrado resultados semelhantes. As sugestões que indicam sua maior validade para as espécies autógamas, além da inconseqüência devido ao atendimento parcial das restrições do modelo (HAYMAN, 1960b; CRUMPACKER e ALLARD, 1962), torna claro que seu emprego no feijão, deve permitir obter informações úteis para o melhorista, sobre o controle genético dos caracteres.

2.3. Estimativas de parâmetros genéticos em feijão

2.3.1. Produção de grãos e seus componentes primários

Vários trabalhos com o feijoeiro são relatados na literatura e mostram o controle genético da produção de grãos e seus componentes primários. Na Tabela 1 (pág. 23) estão relacionadas as estimativas de herdabilidade nos sentidos amplo (\tilde{h}_a^2) e restrito (\tilde{h}_r^2), obtidas por diferentes métodos e populações, em diversos locais e anos.

Os valores de herdabilidade apresentados para a produção de grãos e seus componentes primários são muito variáveis. Entre os fatores responsáveis por essa variação, estão a unidade experimental que serviu de base para a estimativa, a variabilidade genética disponível nos materiais avaliados e o grau de influência dos fatores ambientais. Estes fatores foram, provavelmente, particulares na influência dos resultados de cada trabalho registrado na Tabela 1 (pág. 23). Constataram-se diferentes variabilidades genéticas das populações, quando elas foram avaliadas nas mesmas condições experimentais e forneceram herdabilidades diferentes (CAMACHO *et alii*, 1965; PANIAGUA e PINCHINAT, 1976; SARAFI, 1978; RAMALHO *et alii*, 1979a; RAMALHO *et alii*, 1979b; REIS *et alii*, 1981).

Diante das variações da herdabilidade, torna-se clara a dificuldade para as comparações das estimativas en

Tabela 1. Estimativas da herdabilidade nos sentidos amplo (\hat{h}_a^2) e restrito (\hat{h}_r^2), da produção de grãos (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso da semente (Z), obtidas por diferentes métodos, populações, locais e anos.

| Local | Método utilizado | \hat{h}_a^2 (%) | | | | \hat{h}_r^2 (%) | | | | Autor(es) (ano) |
|----------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------|---------|---------|---------|-------------------|---------|---------|---------|------------------------------|
| | | W | X | Y | Z | W | X | Y | Z | |
| Colômbia | Linhas F ₅ | 17 e 56 | 65 e 66 | 41 e 47 | 51 e 73 | - | - | - | - | CAMACHO <i>et al</i> (1965) |
| Estados Unidos | Regressão (F ₂ /F ₃) | 11 | 8 | 3 | 3 | - | - | - | - | COYNE (1968) |
| Índia | Linhas puras | 60 | 88 | 66 | 94 | - | - | - | - | AGGARWAL e SINGH (1973) |
| Nova Zelândia | Dialélico | - | - | - | - | 1 | 12 | - | 58 | CHUNG e STEVENSON (1973) |
| Costa Rica | P ₁ , P ₂ , F ₁ , F ₂ , RC ₁ , RC ₂ | - | - | - | - | 25 e 30 | 32 e 42 | 73 e 76 | 64 e 81 | PANIAGUA e PINCHINAT (1976) |
| Estados Unidos | Dialélico | - | - | 90 | 81 | - | - | - | - | TONGUTHAISRI (1976) |
| Inglaterra | Linhas F ₄ | 34 | 43 | 64 | - | - | - | - | - | DAVIS e EVANS (1977) |
| Itália | P ₁ , P ₂ , F ₁ , F ₂ , RC ₁ , RC ₂ | - | - | - | - | - | - | - | 86 | MOTTO <i>et al</i> (1978) |
| Iran | P ₁ , P ₂ , F ₁ , F ₂ , F ₃ | - | - | - | - | - | 29 | 38 e 42 | 33 e 37 | SARAFI (1978) |
| Lavras, MG | Linhas puras | 4 a 46 | 22 a 36 | 11 a 44 | - | - | - | - | - | RAMALHO <i>et al</i> (1979a) |
| Lavras, MG | Linhas puras | 28 a 45 | 32 a 48 | 44 a 55 | 29 a 62 | - | - | - | - | RAMALHO <i>et al</i> (1979b) |
| Lavras, MG | P ₁ , P ₂ , F ₁ , F ₂ , RC ₁ , RC ₂ | - | - | - | - | - | - | - | 17 e 54 | REIS <i>et al</i> (1981) |

tre os caracteres. Porém, pode-se notar que as herdabilidades da produção de grãos foram sempre inferiores às estimativas dos componentes primários, sugerindo a maior influência dos fatores ambientais na variação da produção. Herdabilidades ligeiramente superiores observaram-se para o número de vagens por planta, enquanto a tendência para os maiores valores, foram para o número de sementes por vagem e o peso da semente.

Apesar de nenhum trabalho ter apresentado, simultaneamente, os \hat{h}_a^2 e \hat{h}_r^2 para um dado caráter e da imprudência em se comparar resultados de trabalhos diferentes, a tendência geral foi os menores valores para os \hat{h}_r^2 . Isto sugere que a variância genética não aditiva participa do controle genético da produção de grãos e seus componentes primários, aumentando assim os valores de \hat{h}_a^2 .

Com relação às ações gênicas principais, responsáveis pela produção de grãos e seus componentes primários, notam-se resultados discordantes na literatura. Para o peso de 100 sementes a ação aditiva é preponderante (DICKSON, 1967; COYNE, 1968; VOYSEST, 1972; TONGUTHAISRI, 1976; MOTTO *et alii*, 1978; REIS *et alii*, 1981; FOOLAD e BASSIRI, 1983), apesar de alguns resultados terem indicado participação pronunciada da dominância (CHUNG e STEVENSON, 1973; SARAFI, 1978).

Para a produção de grãos, o efeito de dominância é o principal componente genético (CHUNG e STEVENSON, 1973; FOOLAD e BASSIRI, 1983). No entanto, a prevalência do

componente genético aditivo foi ressaltada por HAMBLIN e MORTON (1977). Os valores de \hat{h}_a^2 , relativamente elevados, quando se avaliaram linhagens puras e também de \hat{h}_r^2 (Tabela 1, pág. 23), sugerem uma participação significativa da ação gênica aditiva.

O componente genético aditivo foi considerado o mais importante para o número de vagens por planta por DICKSON (1967), VOYSEST (1972), HAMBLIN e MORTON (1977) e SARAFI (1978) e, a ação de dominância sobressaiu segundo COYNE (1968), CHUNG e STEVENSON (1973), TONGUTHAISRI (1976) e FOOLAD e BASSIRI (1983).

O controle genético do número de sementes por vagem é liderado pela ação gênica aditiva segundo DICKSON (1967), HAMBLIN e MORTON (1977) e pela ação de dominância conforme constataram TONGUTHAISRI (1976) e FOOLAD e BASSIRI (1983). Já SARAFI (1978), verificou que os dois tipos de ações gênicas são igualmente importantes na expressão deste componente da produção.

Uma das causas dos resultados discordantes da literatura, para o controle genético da produção de grãos e seus componentes primários, são as interações das ações gênicas com os diversos fatores ambientais. A prevalência da ação gênica aditiva tem sido verificada, quando o plantio é feito na densidade normal da cultura, onde a competição entre plantas é maior (HAMBLIN e EVANS, 1976; HAMBLIN e MORTON, 1977).

Nesta condição experimental, o efeito de dominância, quando presente, foi negativo e oposto em relação ao aditivo. Porém, em plantios com menores densidades e competições entre plantas, o efeito de dominância foi saliente e positivo (CHUNG e STEVENSON, 1973; HAMBLIN e MORTON, 1977; SARAFI, 1978; FOOLAD e BASSIRI, 1983).

A interação da ação de dominância com os fatores ambientais deve ser uma das causas de variação acentuada na heterose, exibida por diversos caracteres do feijoeiro. Valores de heterose positivos são frequentes nos plantios em baixa densidade (VOYSEST, 1972; ALBUQUERQUE e VIEIRA, 1974; FOOLAD e BASSIRI, 1983), enquanto que até valores negativos foram observados em plantio com maior densidade (HAMBLIN e MORTON, 1977).

Além dos efeitos da competição entre plantas na expressão gênica, a interação da ação aditiva com locais diferentes foi também observada para o peso de 100 sementes, por CHUNG e STEVENSON (1973).

2.3.2. Porte da planta, altura de inserção da vagem e período para a floração

O porte da planta tem sido frequentemente considerado nos programas de melhoramento, pois está relacionado à capacidade de produção das cultivares nas diversas condições

ambientais onde se explora a cultura. Os resultados experimentais sobre seu controle genético não são inteiramente concordantes.

VIEIRA (1978) classificou o hábito de crescimento do feijoeiro em determinado e indeterminado. Segundo o autor, a planta de hábito determinado é ereta e as hastes principal e secundárias terminam numa inflorescência; o hábito indeterminado corresponde às plantas que possuem maior número de nós, podem ser ereta, semitrepadora ou trepadora e as hastes terminam numa gema vegetativa. No entanto, a classificação de hábitos de crescimento que vem sendo mais utilizada (BARROS, 1980; SILVA, 1981), é a proposta pelo CIAT (1974), que considera as plantas tipo I, de crescimento determinado; II, indeterminado com hastes curtas; III, indeterminado com hastes compridas; e IV, indeterminado trepador. Esta classificação foi utilizada por SILVA (1981) para identificar os diferentes hábitos de crescimento, enquanto que para caracterizar o porte da planta, esta autora utilizou os tipos de plantas ereto, prostrado e trepador.

Como o porte da planta é um caráter complexo, seu controle genético tem sido determinado através dos diversos caracteres relacionados. Entre eles, os mais frequentemente estudados são o hábito determinado ou indeterminado e, na haste principal da planta, o comprimento médio dos internódios e o número de internódios ou o número de nós (DAVIS e

FRAZIER, 1966; DAVIS, 1973; TONGUTHAISRI, 1976; BARROS, 1980; FREIRE FILHO, 1980; SILVA, 1981).

Quanto ao hábito, o indeterminado é controlado por um único gene dominante e seu alelo recessivo é responsável pelo hábito determinado (SAX, 1926; VIEIRA, 1967; BLISS, 1971; MIRANDA, 1973; FREIRE FILHO, 1980), enquanto que MIRANDA (1966), constatou uma série de cinco alelos. BLISS (1971) verificou também a presença de epistasia, através da ação de dois genes, já DAVIS (1973), constatou que o controle genético do presente caráter é devido principalmente aos genes aditivos.

O comprimento médio dos internódios mostrou ser controlado por genes não aditivos (DAVIS, 1973; TONGUTHAISRI, 1976).

Os genes aditivos foram os principais responsáveis pelo controle genético do número de internódios da haste principal (DAVIS e FRAZIER, 1966; DAVIS, 1973), apesar de ALBUQUERQUE e VIEIRA (1974) terem relatado heterose positiva, indicando a participação da dominância. Já para o número de nós da haste principal e da planta, foi verificada a expressão somente de genes não aditivos e a herdabilidade foi considerada baixa (TONGUTHAISRI, 1976). Porém, PANIAGUA e PINCHINAT (1976) obtiveram para o número de nós por planta, valores de \tilde{h}_r^2 de 63% e 65%, sugerindo uma participação pronunciada da ação genética aditiva.

Outros caracteres têm sido considerados na de terminação do controle genético do porte da planta. Entre eles, o comprimento da haste principal é devido principalmente a genes não aditivos (IBARRA, 1966; BLISS, 1971; DAVIS, 1973), enquanto que ALBUQUERQUE e VIEIRA (1974) relataram a presença de heterose positiva, salientando a participação da dominância. Para o diâmetro da haste principal, PANIAGUA e PINCHINAT (1976) obtiveram valores de \hat{h}_r^2 de 39% e 65%, indicando a presença marcante da ação gênica aditiva. O número de hastes secundárias na haste principal mostrou influências das ações gênicas aditiva e de dominância, que interagiram fortemente com o ambiente (DAVIS e FRAZIER, 1966).

A altura da planta mostrou ser controlada por genes não aditivos (DAVIS e FRAZIER, 1966). Para DICKISON (1967), a herança da altura e largura da planta foram explicadas principalmente pelas ações gênicas epistáticas.

KRETCHMER *et alii* (1977) verificaram que as cul tivares de hábito indeterminado se comportam como trepadoras ou arbustivas, dependendo da qualidade de luz que a planta recebe. Esta instabilidade é devida a um único gene dominante, que controla o hábito indeterminado, pois, o determina do, devido ao recessivo, apresenta um comportamento constante (KRETCHMER e WALLACE, 1978). Segundo MASAYA e WALLACE (1978), os números de nós e de ramificações são devidos a poucos genes e suas ações são fortemente modificadas pela temperatura

média, pela diferença entre as temperaturas do dia e da noite e pelo comprimento do dia.

As influências de diferentes fatores ambientais, sobre os caracteres relacionados ao porte da planta, foram também verificadas por DAVIS e FRAZIER (1966), DAVIS (1973), SILVA (1982) e HOSTALÁCIO (1983).

A maior altura de inserção das primeiras vagens de uma cultivar, determina a manutenção da qualidade da semente, por evitar o contato com o solo e indica a possibilidade de colheita mecânica. Daí a relevância em se considerar este caráter num programa de melhoramento da arquitetura da planta.

Contribuindo para a maior altura de inserção das vagens, ALBERINI e MOHAN (1979) relataram a presença de um mutante espontâneo, responsável pela altura do hipocótilo + epicótilo, em cerca de três vezes maior do que os materiais normalmente cultivados. Verificaram que esta maior altura basal é devida a um único gene recessivo. No entanto, outros estudos têm mostrado que a altura de inserção da primeira vagem é controlada essencialmente por genes aditivos (DAVIS e FRAZIER, 1966; DAVIS, 1973).

Parte das discordâncias dos resultados experimentais relatados provavelmente ocorreram, por causa das interações dos genes que controlam os caracteres relacionados ao porte, com as condições ambientais particulares de cada estu-

do. Diante de tais interações, a caracterização das cultivares quanto ao hábito de crescimento torna-se útil somente para ambientes específicos (CIAT, 1982).

O período para a floração é uma característica frequentemente considerada pelos melhoristas, por ser um fiel indicador do ciclo das cultivares (QUINONES, 1965; AGGARWAL e SINGH, 1973). Assim, informações sobre seu controle genético são úteis, pois, as existentes são frequentemente discordantes.

SAX (1926) verificou que o período para a floração depende de fatores múltiplos. Os efeitos gênicos aditivo e de dominância foram considerados importantes por DICKSON (1967) e FOOLAD e BASSIRI (1983), enquanto CHUNG e STEVENSON (1973), verificaram a prevalência do efeito de dominância, diante do \hat{h}_r^2 ter sido apenas 14%. Para TONGUTHAISRI (1976), apenas os genes não aditivos foram responsáveis pelo caráter.

O efeito dos genes dominantes, condicionando maior precocidade para a floração, foi verificado por CHUNG e STEVENSON (1973) e FOOLAND e BASSIRI (1983) e, inversamente, maior período para maturação, conforme ALBUQUERQUE e VIEIRA (1974).

Outros resultados têm indicado a presença de um ou poucos genes controlando o período para a floração. COYNE e MATTSON (1964) verificaram, a partir de três cruzamentos en

tre cultivares precoces e tardias, que a precocidade é devida a um único gene recessivo num cruzamento, a dois dominantes num segundo, enquanto que num terceiro cruzamento, é devida a três genes que interagem, dois dos quais, quando recessivos. Em cruzamentos semelhantes, LEIVA (1977) detectou os efeitos de um gene dominante mais os de genes modificadores, para as precocidades de floração e maturação, enquanto FREIRE FILHO (1980), verificou a presença de um a dois genes com dominância parcial para a floração tardia.

Segundo MASAYA e WALLACE (1978), os períodos para floração e maturação são controlados por poucos genes e seus efeitos são muito influenciados por fatores ambientais.

2.3.3. Correlações entre caracteres

As correlações entre caracteres são importantes, pois em geral o objetivo é melhorar cultivares para um conjunto de caracteres simultaneamente (VENCOVSKY, 1978), além de auxiliar o melhorista na escolha do procedimento mais eficiente para a condução de um programa de melhoramento (CAMACHO *et alii*, 1964; RAMALHO *et alii*, 1979b).

Os estudos da correlação entre caracteres do feijoeiro têm sido feitos extensivamente, porém, os resultados nem sempre são concordantes.

As correlações genéticas e fenotípicas, entre

a produção de grãos e o número de vagens por planta, foram positivas e elevadas, sugerindo que as maiores produções poderão ser obtidas selecionando-se os maiores números de vagens por planta (PINCHINAT e ADAMS, 1966; COYNE, 1968; DUARTE e ADAMS, 1972; AGGARWAL e SINGH, 1973; PANIAGUA e PINCHINAT, 1976; RAMALHO *et alii*, 1979b). No entanto, estas correlações foram praticamente nulas segundo CAMACHO *et alii* (1964), WALLACE e MUNGER (1966) e DAVIS e EVANS (1977).

Correlações positivas entre a produção de grãos com o número de sementes por vagem e com o peso da semente, foram observadas por CAMACHO *et alii* (1964), AGGARWAL e SINGH (1973), PANIAGUA e PINCHINAT (1976) e RAMALHO *et alii* (1979b). A produção de grãos não mostrou correlação com o número de sementes por vagens, segundo DAVIS e EVANS (1977), e com o peso da semente, como observado por DUARTE e ADAMS (1972). Porém, PINCHINAT e ADAMS (1966) verificaram que essas correlações foram positivas apenas nas gerações F_1 e F_2 e nulas nas cultivares.

Entre os componentes primários da produção, RAMALHO *et alii* (1979b) observaram correlações genéticas e fenotípicas, positivas e elevadas, considerando as linhagens de uma cultivar, e nulas, para as linhagens de uma segunda cultivar. A ausência de correlação foi também verificada por DICKSON (1967) e PANIAGUA e PINCHINAT (1976). Correlações positivas, nulas e negativas foram obtidas em várias populações avaliadas por PINCHINAT e ADAMS (1966), COYNE (1968) e AGGARWAL e SINGH (1973); enquanto que os valores essencialmente negativos foram observados por CAMACHO *et alii* (1964), ADAMS (1967)

e DENIS (1967).

ADAMS (1967) comentou que as correlações negativas são normais entre os componentes da produção da maioria das plantas cultivadas. Sugeriu que tais correlações são explicadas mais pelo desenvolvimento do que por associações genéticas, particularmente sob diversos tipos de competição, pois, as plantas na ausência de competição não mostram correlações entre os componentes da produção. Baseado nestes argumentos, o autor postulou que os componentes da produção são geneticamente independentes e se desenvolvem em sequência na planta, estando livres para variarem em função da limitação dos recursos metabólicos, disponíveis nos estágios críticos do desenvolvimento. Em consequência, segundo o mesmo autor, ocorre uma variação compensatória entre os componentes, cujo produto determina o nível de produção, à semelhança da determinação do volume de uma figura geométrica, como proposto originalmente por GRAFIUS (1956) em aveia. A partir de tais considerações, argumentou que o melhorista quando faz seleção, não impõe um limite genético para cada componente, mas promove uma construção geométrica ótima para a produção.

GRAFIUS (1964) explicou a heterose da área foliar do feijoeiro através do produto de seus componentes. Argumentou que a heterose dos caracteres complexos é um fenômeno comum, gerada a partir das interações multiplicativas entre os seus componentes, em vez de uma interação gênica no sen

tido clássico.

Analisando a competição entre os componentes da produção em aveia, para os recursos do ambiente, GRAFIUS (1972) concluiu que, quando um componente compete mais severamente com ele mesmo do que com outros, um equilíbrio estável será atingido, enquanto que com uma maior competição entre os componentes, tal equilíbrio não será atingido. Segundo o autor, isto sugere que os componentes usam um conjunto comum de recursos do ambiente, além de certos recursos específicos para cada componente.

WESTERMANN e CROTHERS (1977) avaliaram cultivares de hábitos determinado e indeterminado em diferentes densidades de plantio e verificaram que o número de vagens por planta aumentou linearmente com a redução da densidade e mostrou uma correlação positiva e elevada com a produção por planta. O número de sementes por vagem e o peso da semente também aumentaram com a redução da densidade, nas cultivares indeterminadas e permaneceram relativamente constantes nas determinadas. Em consequência, o rendimento foi relativamente constante numa grande amplitude de densidades para as cultivares indeterminadas, mas reduziu com o decréscimo da densidade nas determinadas. Diante destes resultados, os autores sugeriram que as cultivares determinadas sofrem menor competição pelos recursos do ambiente, nas altas densidades, do que as indeterminadas.

O número de vagens por planta, considerado o principal componente da produção, foi analisado por BENNETT *et alii* (1977), através de seus componentes, em quatro densidades de plantio. Estes autores verificaram que apenas o número de ramos por planta e o número de ramos por planta reduziram-se nas altas densidades.

Correlações entre outros caracteres do feijoeiro são também úteis para o melhorista e estão disponíveis na literatura. O período para a floração mostrou correlações positivas e elevadas com o período para a maturação e o número de sementes por vagem, enquanto valores positivos, nulos e negativos foram observados com a produção de grãos (QUINONES, 1965; AGGARWAL e SINGH, 1973). Segundo BLISS (1971) e FREIRE FILHO (1980), as plantas de hábito determinado apresentaram no máximo floração intermediária, ficando os ciclos mais tardios para o indeterminado. Já KRETCHMER e WALLACE (1978) não encontraram correlação entre o período para a floração e os hábitos de crescimento da planta, pois, estes caracteres são controlados por dois sistemas de fitocromos independentes.

Segundo DAVIS e FRAZIER (1966), o pequeno número de internódios foi altamente correlacionado com o hábito de crescimento arbustivo e com a baixa inserção das vagens. Resultados semelhantes foram obtidos por DAVIS (1973), tendo concluído que o número de internódios foi mais importante do que seu comprimento, para a altura de inserção da vagem. Verifi-

cou. também que o número de internódios nem sempre se correlaciona positivamente com a altura da planta, porque seu comprimento foi proporcionalmente maior nas plantas com menos internódios, quando cultivadas em condições de alta umidade.

De acordo com PANIAGUA e PINCHINAT (1976), o maior número de nós foi encontrado nas hastes principais com maiores diâmetros. Estes dois caracteres, por sua vez, foram correlacionados positivamente com o comprimento da vagem, produção de grãos e seus componentes primários, com exceção do peso da semente. Em oposição, DAVIS e EVANS (1977) verificaram que a produção de grãos se correlacionou negativamente com o número de nós e o comprimento da haste principal. O número de nós por planta mostrou correlação positiva com o número de folhas e de vagens, que emergem dos nós (DUARTE e ADAMS, 1972). Estes autores verificaram também, que o tamanho da folha é altamente correlacionado com o tamanho da semente, porque as maiores folhas que se diferenciam em ovários, geram vagens grandes onde desenvolvem as maiores sementes. Estas observações foram confirmadas por PANIAGUA e PINCHINAT (1976).

As discordâncias das correlações entre os diversos caracteres do feijoeiro, são salientadas pelos resultados examinados, especialmente para a produção de grãos e seus componentes primários. Tais discordâncias são compreensíveis, pois foram consideradas as correlações fenotípicas e genéticas, estimadas por diferentes métodos, populações, locais e a

nos. As influências destes fatores sobre a correlação, justificam a necessidade de novas estimativas, principalmente porque a variabilidade genética e a influência ambiental, são particulares em cada estudo.

Com base nas correlações entre caracteres, são feitas sugestões sobre a seleção de componentes da produção, que resulte em maior progresso no rendimento de grãos (CAMACHO *et alii*, 1964; PINCHINAT e ADAMS, 1966; DENIS, 1967; COYNE, 1968; DUARTE e ADAMS, 1972; SARAFI, 1978; RAMALHO *et alii*, 1979b). Existem também sugestões para a recombinação e seleção de caracteres, visando à obtenção de tipos ideais de plantas para o feijão (VIEIRA, 1967; ADAMS, 1973; BENNETT *et alii*, 1977; DAVIS e EVANS, 1977; DENIS e ADAMS, 1978). No entanto, ADAMS (1973) reconheceu a dificuldade que o melhorista poderá ter na construção de um ideotipo, devido às correlações genéticas e evolucionistas, pois, um genótipo estável e bem adaptado, representa um conjunto de genes funcionalmente balanceados. O autor comentou que para obter um ideotipo, que difere do estado normal em equilíbrio, é necessário alcançar um novo estado de equilíbrio através da seleção, acreditando porém, na possibilidade de se selecionar um ideotipo para o feijão, em vista de trabalhos semelhantes terem sido bem sucedidos em alguns cereais.

2.4. Algumas considerações sobre genética do feijão no Brasil

No Brasil, a grande maioria dos trabalhos, sobre genética e melhoramento do feijão, resume-se nas comparações dos comportamentos de cultivares em diversas condições ambientais (VIEIRA *et alii*, 1972; MENEZES *et alii*, 1982). Em apenas uma pequena parcela dos trabalhos foi determinado o controle genético de caracteres de importância agronômica, alguns através do cruzamento de cultivares contrastantes e outros, avaliando-se linhagens selecionadas em cultivares heterogêneas (VIEIRA, 1967; VIEIRA *et alii*, 1972; VIEIRA, 1978; RAMALHO *et alii*, 1979a; MENEZES *et alii*, 1982; RAMALHO e SANTOS, 1982).

Conseqüentemente, as informações sobre genética do feijão são carentes no país, pois alguns caracteres relevantes para o melhoramento ainda não foram estudados, enquanto os já considerados, frequentemente não se conhece sua herança com maiores detalhes. Este conhecimento implica na determinação dos tipos de ações gênicas predominantes, na magnitude da influência ambiental e nas interações principais dos genes com os diferentes ambientes.

Diante da multiplicidade de cultivares existentes e das condições ambientais onde se explora a cultura, torna-se patente a escassez de informações necessárias para a condução de programas de melhoramento mais efetivos.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Procedimentos experimentais

Os materiais experimentais utilizados no presente estudo, foram avaliados no campus da Escola Superior de Agricultura de Lavras (ESAL) e na Estação Experimental de Patos de Minas, da Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG), em 1981.

Foram utilizadas sete cultivares de feijão e algumas de suas características estão registradas na Tabela 2 (pág. 41). Estas cultivares são adaptadas no Brasil, com exceção da 'Small White', cuja adaptação não está bem definida, por ter participado em poucos experimentos de competição.

Para assegurar a homozigose das cultivares, antes dos cruzamentos elas foram plantadas por uma geração, no espaçamento de 1,00m entre linhas e 0,30m entre covas, com uma

Tabela 2. Algumas características das cultivares de feijão utilizadas.

| Cultivares | Características | | | | |
|-----------------------|----------------------|--------------|----------------------|--------------|----------------------------|
| | Origem ^{1/} | Porte | Hábito ^{2/} | Ciclo (dias) | Cor da semente |
| 1. Diacol Calima | Colômbia | Ereto | I | 80 | Vermelha com pintas cremes |
| 2. Goiano Precoce | SP | Ereto | I | 75 - 80 | Amarela |
| 3. Roxo | SP | Semitrepador | II | 90 - 95 | Roxa |
| 4. Small White | EUA | Semitrepador | III | 95 | Branca |
| 5. Manteigão Fosco 11 | UFV | Ereto | I | 78 - 99 | Creme |
| 6. Pintado | ESAL | Semitrepador | III | 82 - 98 | Creme com pintas vermelhas |
| 7. Ricopardo 896 | Costa Rica | Semitrepador | III | 82 - 105 | Parda |

^{1/} As siglas significam: SP. Estado de São Paulo; EUA. Estados Unidos da América; UFV. Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais; ESAL. Escola Superior de Agricultura de Lavras, Minas Gerais.

^{2/} Os algarismos identificam os hábitos de crescimento e correspondem: I. Crescimento determinado; II. Crescimento indeterminado com hastes curtas; III. Crescimento indeterminado com hastes compridas.

Fonte: CIAT (1974), VIEIRA (1978), BARROS (1980), SILVA (1981).

planta por cova. Deste plantio selecionou-se uma única planta, com as características típicas de cada cultivar e suas sementes foram utilizadas para os cruzamentos.

As cultivares foram cruzadas entre si, duas a duas, em todas as combinações possíveis sem os recíprocos. Os cruzamentos foram feitos de acordo com a metodologia proposta por VIEIRA (1967). Dos cruzamentos, obtiveram-se 21 híbridos F_1 que foram autofecundados e geraram 21 populações F_2 .

Embora não tenham sido considerados os recíprocos separadamente, em cada par de cultivares, ambas foram utilizadas como pai e mãe, devido à dificuldade de se obter sementes híbridas em quantidades suficientes. Este procedimento pode também ter sido útil, se o efeito materno estiver presente no controle da herança de algum caráter avaliado (HAYMAN, 1954a).

Como não se dispunha de caracteres marcadores, que se expressassem no estágio juvenil, para identificar todos os híbridos, a utilização da geração F_2 permitiu que fossem descartadas as sementes autofecundadas, através do exame da cor do tegumento e tamanho das sementes F_1 , que expressam no final da geração.

As cultivares e as F_2 foram avaliadas no delineamento de blocos casualizados com três repetições. Cada parcela experimental possuía 1 linha de 4,00m de comprimento, onde foram deixadas 40 plantas após o desbaste, dispostas em co

vas espaçadas de 0,20m, com duas plantas em cada. O espaçamento entre linhas foi de 0,50m. Em torno do ensaio foi colocada uma bordadura, utilizando-se a cultivar 'Carioca 1030'.

3.1.1. Experimento de Lavras

O experimento foi instalado no período das "secas", no final de fevereiro. A adubação feita na semeadura foi com 30kg de N, 200kg de P_2O_5 e 30kg de K_2O por hectare e utilizadas como fontes, respectivamente, o sulfato de amônio, superfosfato simples e cloreto de potássio. Aos 25 dias após a emergência, foi feita uma cobertura com 20kg de N por hectare, logo após o desbaste. Esta adubação pesada, principalmente com o fósforo, visou corrigir as deficiências nutricionais do solo, que é pobre especialmente para o referido elemento e permitir que as plantas expressassem todo seu potencial genético.

Foram feitas 5 irrigações complementares por aspersão nos períodos mais secos. Os demais tratamentos culturais foram os normais para a cultura.

Avaliaram-se as seguintes características por parcela:

- a) Número médio de dias para o início do florescimento. A partir de 25 plantas competitivas de cada F_2 e 5 de cada cultivar, onde anotou-se o número de dias para o florescimento, planta por planta e depois determinou-se a média.

- b) Número médio de internódios da haste mais longa. A partir de 20 plantas competitivas de cada F_2 e 5 de cada cultivar, onde contou-se o número de internódios da haste mais longa, do colo da planta até o último apical. Esta contagem foi feita a 10 dias após o florescimento.
- c) Comprimento médio dos internódios. Determinado a partir do comprimento da haste mais longa, dividido pelo número de internódios, utilizando-se as mesmas plantas relatadas no item b.
- d) Altura média de inserção da primeira vagem. A partir também das mesmas plantas relatadas no item b, onde mediu-se o comprimento do colo da planta até a inserção da vagem mais próxima do solo.
- e) Produção média de grãos por planta. Determinou-se a produção de grãos de toda a parcela. Após corrigida para 13% de umidade, dividiu-se a mesma pelo número de plantas da parcela.
- f) Número médio de vagens por planta. Contou-se o número de vagens de toda a parcela e dividiu-se pelo número de plantas da parcela.
- g) Número médio de sementes por vagem. Determinado a partir do número de sementes dividido pelo número de vagens, considerando-se toda a parcela.

h) Peso médio de 100 sementes. Determinado a partir da produção de grãos e do número de sementes, considerando-se toda a parcela.

No presente estudo, consideraram-se o número médio de vagens por planta, número médio de sementes por vagem e peso médio de 100 sementes, ou seja os componentes primários da produção de grãos. O número médio de internódios da haste mais longa e o comprimento médio dos internódios, foram considerados como componentes do porte da planta.

Neste local, cada cultivar foi avaliada em duas parcelas por repetição, enquanto que para cada F_2 , utilizou-se uma única parcela.

3.1.2. Experimento de Patos de Minas

O experimento foi instalado também no período das "secas", no início de março. A adubação utilizada na sementeira foi à base de 20kg de N, 60kg de P_2O_5 e 20kg de K_2O por hectare, obtidos, respectivamente, do sulfato de amônio, superfosfato simples e cloreto de potássio. Aos 25 dias após a emergência, foi feita uma cobertura com 30kg de N por hectare, logo após o desbaste. Esta adubação foi menos pesada em relação a utilizada em Lavras, porque o solo do presente local é mais fértil.

Os demais tratamentos culturais foram os normais pa

ra a cultura.

Neste local, avaliaram-se somente a produção média de grãos por planta e seus componentes primários. Para as avaliações, utilizou-se o mesmo procedimento empregado em Lavras.

Neste experimento, para cada cultivar ou F_2 , utilizou-se uma única parcela por repetição, devido a pequena disponibilidade de sementes.

3.2. Procedimentos das análises estatísticas e genéticas

3.2.1. Análises das variâncias e covariâncias

Os dados experimentais, utilizados nas análises estatísticas e genéticas, foram oriundos de cruzamentos no esquema dialélico, como especificado na Tabela 3. (pág. 47).

Com os dados médios por planta obtidos por repetição procedeu-se a uma análise da variância para cada carãter, sendo que foi realizada a decomposição de populações e resíduo segundo o esquema apresentado na Tabela 4 (pág. 48).

Efetou-se a decomposição do resíduo porque as cultivares são representadas por genótipos homozigóticos, enquanto as F_2 , por homozigotos e heterozigotos. Em consequência, o resíduo específico para cultivares foi oriundo somente

de efeitos ambientais e para as F_2 , surgiu por influências ambientais e genéticas. Esta decomposição também deve ter sido útil para a análise dos dados de Lavras, porque utilizou-se a média de duas parcelas por repetição, para as avaliações de cada cultivar e de uma única parcela, para as avaliações de cada F_2 .

Tabela 3. Meia tabela dialética com n cultivares e $n(n-1)/2$ F_2 ^{1/}.

| Cultivares(i) | Cultivares(j) | | | |
|---------------|---------------|----------|-----|----------|
| | 1 | 2 | ... | n |
| 1 | Y_{11} | Y_{12} | ... | Y_{1n} |
| 2 | | Y_{22} | ... | Y_{2n} |
| . | | | | . |
| . | | | | . |
| . | | | | . |
| n | | | | Y_{nn} |

^{1/} Y_{ij} para $i = j$. Indica o comportamento médio de cada cultivar.

Y_{ij} para $i < j$. Indica o comportamento médio de cada F_2 .

Consideraram-se os efeitos de repetições e resíduo como aleatórios e os de populações e locais como fixos.

Os testes F , para as fontes de variação oriundas da decomposição de populações, foram feitos como indicado

na Tabela 4, quando os resíduos específicos destas fontes foram homogêneos, ou as fontes foram testadas através de seus resíduos específicos, quando eles se mostraram heterogêneos. Utilizou-se o teste de homogeneidade de variâncias de Bartlett (STEEL e TORRIE, 1980), para verificar se os resíduos de cultivares, F_2 e (C vs F_2) eram homogêneos.

Tabela 4. Resumo da análise da variância em blocos casualizados, com a respectiva decomposição da soma de quadrados de populações e resíduo em efeitos de cultivares, F_2 e cultivares versus F_2 , com base nas médias das parcelas em cada repetição.

$n=3$

| Fontes de variação | GL | QM | F | |
|--------------------|---------------------------|----------|---------------|-----------------|
| | | | Homogeneidade | Heterogeneidade |
| Blocos(B) | $r - 1$ | Q_1 | Q_1/Q_6 | Q_1/Q_6 |
| Populações | $n(n+1)/2 - 1$ | Q_2 | Q_2/Q_6 | Q_2/Q_6 |
| Cultivares(C) | $n - 1$ | Q_3 | Q_3/Q_6 | Q_3/Q_7 |
| F_2 | $[n(n-1) - 2]/2$ | Q_4 | Q_4/Q_6 | Q_4/Q_8 |
| C vs F_2 | 1 | Q_5 | Q_5/Q_6 | Q_5/Q_9 |
| Resíduo | $(r-1)[n(n+1)/2 - 1]$ | Q_6 | | |
| C x B | $(r-1)(n-1)$ | Q_7 | | |
| F_2 x B | $(r-1)\{[n(n-1) - 2]/2\}$ | Q_8 | | |
| (C vs F_2) x B | $r - 1$ | Q_9 | | |
| Total | $rn(n+1)/2 - 1$ | Q_{10} | | |

Utilizando os dados médios de repetições, efetuou-se outra decomposição da soma de quadrados de populações,

que permite testar os efeitos aditivo e de dominância dos genes, como apresentado na Tabela 5 (pág. 50) e de acordo com o procedimento desenvolvido por MORLEY JONES (1965). Esta decomposição é própria para a meia tabela dialélica e é equivalente à proposta por HAYMAN (1954b) para a tabela completa.

A fonte de variação "a" testa a significância do efeito aditivo dos genes e "b" do efeito de dominância (MATHER e JINKS, 1971). A decomposição de "b" resulta nas fontes "b₁", "b₂" e "b₃", onde, "b₁" testa o desvio de todas as F₂ em relação à média das cultivares e será significativo somente se os desvios de dominância dos genes forem predominantemente numa direção. A fonte "b₂" avalia as diferenças entre os desvios médios de dominância de cada linha da tabela dialélica (Tabela 3, pág. 47). Esta fonte será significativa se algumas cultivares possuírem mais genes dominantes do que outras, isto é, se houver uma assimetria na distribuição dos genes dominantes entre as cultivares. A fonte "b₃" avalia o desvio de dominância que é único para cada F₂ e equivale à capacidade específica de combinação testada pelo método de GRIFFING (1956), segundo MATHER e JINKS (1971).

A significância das fontes de variação, oriundas da decomposição da soma de quadrados de populações, foi avaliada pelo teste F (Tabela 5, pág. 50), como sugerido por MORLEY JONES (1965). No entanto, segundo HAYMAN (1954b), tais fontes de variação estão geralmente associadas a diferentes er

Tabela 5. Resumo da análise da variância em blocos casualizados, com a respectiva decomposição da soma de quadrados de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, com base nas médias de r repetições (segundo MORLEY JONES, 1965).

| Fontes de variação | GL | $SQ_{L'}$ | QM | $E(QM)$ | F |
|--------------------|----------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------|----------|----------------------------------------|-----------|
| Blocos(B) | $r - 1$ | S_1 | Q_1 | | Q_1/Q_0 |
| Populações | $n(n + 1)/2 - 1$ | S_2 | Q_2 | | Q_2/Q_0 |
| a | $n - 1$ | $S_3 = \left[\sum_{i=1}^n A_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n A_i \right)^2 / n \right] / (n + 2)$ | Q_3 | $\sigma^2/r + [n(n - 1)/2] \kappa_3^2$ | Q_3/Q_0 |
| b | $n(n - 1)/2$ | $S_4 = S_5 + S_6 + S_7$ | Q_4 | | Q_4/Q_0 |
| b ₁ | 1 | $S_5 = [2Y_{...} - (n + 1)Y_{..}]^2 / n(n^2 - 1)$ | Q_5 | | Q_5/Q_0 |
| b ₂ | $n - 1$ | $S_6 = \left[\sum_{i=1}^n D_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n D_i \right)^2 / n \right] / (n^2 - 4)$ | Q_6 | | Q_6/Q_0 |
| b ₃ | $n(n - 3)/2$ | $S_7 = S_2 - (S_3 + S_5 + S_6)$ | Q_7 | | Q_7/Q_0 |
| Resíduo | $(r - 1) [n(n + 1)/2 - 1]$ | S_8 | Q_8 | σ^2/r | |
| a x B | $(r - 1)(n - 1)$ | S_9 | Q_9 | | |
| b x B | $(r - 1)n(n - 1)/2$ | S_{10} | Q_{10} | | |
| b ₁ x B | $r - 1$ | S_{11} | Q_{11} | | |
| b ₂ x B | $(r - 1)(n - 1)$ | S_{12} | Q_{12} | | |
| b ₃ x B | $(r - 1)n(n - 3)/2$ | S_{13} | Q_{13} | | |
| Total | | S_{14} | Q_{14} | | |

$L' A_i = \sum_{j=1}^n Y_{ij} + Y_{ii}$, para a i-ésima linha da tabela dialélica, obtida a partir da Tabela 3 (pág. 47) após completada, repetindo-se cada F_2 para os locais correspondentes aos recíprocos, sob a diagonal, onde,

$$Y_{ij} = Y_{ji} \text{ para } i = j.$$

$D_i = 2A_i - (n + 2)Y_{ii}$, para a i-ésima linha da tabela dialélica.

$$Y_{..} = \sum_{i=1}^n Y_{ii}, Y_{...} = \sum_{\{s,j=1\}}^n Y_{ij}$$

ros experimentais. Assim, estimaram-se os resíduos específicos para "a", "b", "b₁", "b₂" e "b₃", de acordo com o procedimento adotado por MATHER e JINKS (1971). Estes resíduos foram utilizados para o teste F das fontes de variação específicas, quando os quadrados médios dos resíduos de "a" e "b" e também os de "b₁", "b₂" e "b₃" mostraram-se heterogêneos. A heterogeneidade entre os quadrados médios dos resíduos foi detectada através do teste de homogeneidade de variâncias de Bartlett (STEEL e TORRIE, 1980).

As diferenças entre as médias das cultivares e F₂ foram avaliadas pelo teste de Tukey ao nível de 5% de probabilidade.

A partir da tabela dialélica (Tabela 3, pág. 47), após completada com a repetição das F₂ para os locais correspondentes aos recíprocos, sob a diagonal, estimaram-se: Variância das cultivares (V_c); variância de cada linha da tabela dialélica (V_i) e sua média (\bar{V}_i); covariância de cada linha da tabela dialélica com a diagonal (C_i) e sua média (\bar{C}_i); variância das médias das linhas (V _{\bar{y}}). Tais estimativas foram obtidas a partir do comportamento médio das cultivares e F₂ por repetição e correspondem a:

$$V_c = \left[\sum_{i=1}^n Y_{ii}^2 - \left(\sum_{i=1}^n Y_{ii} \right)^2 / n \right] / (n - 1),$$

$$V_i = \left[\sum_{j=1}^n Y_{ij}^2 - \left(\sum_{j=1}^n Y_{ij} \right)^2 / n \right] / (n - 1) \text{ para a}$$

i - \bar{e} sima linha,

$$\bar{V}_i = \frac{\sum_{j=1}^n V_{ij}}{n},$$

$$C_i = \left[\sum_{j=1}^n Y_{ij} Y_{jj} - \left(\sum_{j=1}^n Y_{ij} \right) \left(\sum_{j=1}^n Y_{jj} \right) / n \right] / (n - 1)$$

para a i - \bar{e} sima linha,

$$\bar{C}_i = \frac{\sum_{j=1}^n C_{ij}}{n},$$

$$V_{\bar{i}} = \left[\sum_{i=1}^n \bar{Y}_{i.}^2 - \left(\sum_{i=1}^n \bar{Y}_{i.} \right)^2 / n \right] / (n - 1),$$

onde,

$$Y_{ii} = Y_{jj} = Y_{ij} \text{ para } i = j, \quad \bar{Y}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^n Y_{ij}}{n} \text{ para a } i - \bar{e} \text{ sima linha.}$$

Estas estatísticas correspondem às seguintes equações, relativas aos componentes genéticos e ambientais de variância e covariância (HAYMAN, 1958a; MATHER e JINKS, 1971):

$$V_c = \hat{D} + \hat{E}/2,$$

$$V_i = \hat{D}/4 - \hat{F}_i/8 + \hat{H}_1/16 + \hat{E}/2n + (n - 1)\hat{E}_1/n,$$

$$\bar{V}_i = \hat{D}/4 - \hat{F}/8 + \hat{H}_1/16 + \hat{E}/2n + (n - 1)\hat{E}_1/n,$$

$$C_i = \hat{D}/2 - \hat{F}_i/8 + \hat{E}/2n,$$

$$\bar{C}_i = \hat{D}/2 - \hat{F}/8 + \hat{E}/2n,$$

$$V_{\bar{i}} = \hat{D}/4 - \hat{F}/8 + \hat{H}_1/16 - \hat{H}_2/16 + \hat{E}/2n^2 +$$

$$(n - 1)\hat{E}_1/n^2.$$

A solução para os componentes genéticos de variância e covariância, foi fornecida por HAYMAN (1954a) para a geração F_1 e adaptada para a geração F_2 , resultando nas seguintes equações:

$$\hat{D} = V_c - \hat{E}/2,$$

$$\hat{F} = 4V_c - 8\bar{C}_i - 2(n-2)\hat{E}/n,$$

$$\hat{H}_1 = 4V_c - 16\bar{C}_i + 16\bar{V}_i - 2[n\hat{E} + 8(n-1)\hat{E}_1]/n,$$

$$\hat{H}_2 = 16\bar{V}_i - 16\bar{V}_i^- - 8(n-1) [\hat{E} + 2(n-1)\hat{E}_1]/n^2.$$

Os componentes genéticos foram definidos, entre outros, por JINKS e HAYMAN (1953), HAYMAN (1954a), CRUMPACKER e ALLARD (1962), MATHER e JINKS (1971), CHUNG e STEVENSON (1973) e PARK e DAVIS (1976), onde:

\hat{D} é a variância oriunda dos desvios aditivos dos genes.

\hat{H}_1 é a variância oriunda dos desvios de dominância dos genes.

\hat{H}_2 é o componente de dominância corrigido para a distribuição gênica e indica a assimetria dos efeitos positivos e negativos dos genes. Este componente corresponde à variância de dominância da tabela dialélica e é testada pela fonte de variação "b" na análise de variância da Tabela 5 (pág. 50).

\hat{F} é a covariância dos efeitos aditivo e de dominância de todas as progênies. Este componente indica as frequências relativas dos alelos dominantes e recessivos nas cul

tivares. O seu valor será negativo com um excesso de alelos recessivos, positivo com um excesso de dominantes e será zero, se os alelos recessivo e dominante de cada gene estiverem distribuídos igualmente nas cultivares, ou se os genes não exibirem dominância.

$\hat{D} + \hat{H}_1/4 - \hat{H}_2/4 - \hat{F}/2$, corresponde à variância aditiva da tabela dialélica e é testada pela fonte de variação "a", na análise de variância da Tabela 5 (pág. 50).

Nas equações que fornecem as soluções para os componentes genéticos, utilizando-se os dados obtidos em Lavras, o componente \hat{E} foi estimado em cada repetição, a partir do comportamento das cultivares em parcelas duplicadas e representa a variância não herdável. Como os componentes genéticos foram estimados a partir das médias das cultivares, \hat{E} foi dividido por 2.

O componente \hat{E}_1 foi estimado a partir do comportamento das F_2 em repetições diferentes. Como avaliou-se o comportamento médio de cada F_2 por parcela, \hat{E}_1 corresponde a $(\hat{D}/4 + \hat{H}_1/8 + \hat{E}')/m + \hat{E}_2$, onde, \hat{E}' e \hat{E}_2 referem-se, respectivamente, às variâncias ambientais dentro e entre parcelas e m , é o número de plantas avaliadas por parcela.

Para os dados obtidos em Patos de Minas, o componente \hat{E} foi estimado através do comportamento das cultivares em repetições diferentes, porque elas não foram avaliadas

em parcelas duplicadas por repetição. Assim, na solução dos componentes genéticos, utilizaram-se as estatísticas oriundas da tabela dialélica sem a divisão de \bar{E} por 2.

O erro de cada estimativa dos componentes genéticos e ambiental, corresponde ao desvio padrão das estimativas obtidas por repetição, em torno de sua média, como sugerido por NELDER (1953). Como exemplo, estimou-se o componente \bar{D} , nas três repetições, \bar{D}_I , \bar{D}_{II} e \bar{D}_{III} . Assim, o erro de \bar{D} , $s_D = \sqrt{[(D_I^2 + D_{II}^2 + D_{III}^2) - (D_I + D_{II} + D_{III})^2/3]}/2$.

Os componentes genéticos foram utilizados para a estimativa dos seguintes parâmetros:

a) Herdabilidades nos sentidos amplo (h_a^2) e restrito (h_r^2), estimadas ao nível de média de repetições. As expressões das estimativas foram adaptadas para a geração F_2 a partir das expressões propostas por MATHER e JINKS (1971), para a geração F_1 , e correspondem:

$$\bar{h}_r^2 = (D/2 + H_1/8 - H_2/8 - F/4)/(D/2 + H_1/8 - H_2/16 - F/4 + \sigma^2/r),$$

$$\bar{h}_a^2 = (D/2 + H_1/8 - H_2/16 - F/4)/(D/2 + H_1/8 - H_2/16 - F/4 + \sigma^2/r),$$

onde,

σ^2/r corresponde ao resíduo estimado na Tabela 5 (pág. 50).

b) Grau médio de dominância ($g\bar{m}d$) estimado através da expressão:

$$g\hat{m}d = \sqrt{H_1/D}$$

onde,

$g\hat{m}d = 0,0$ indica ausência de efeitos de dominância; $g\hat{m}d$ entre 0,0 e 1,0 indica dominância parcial e ocorre quando o desvio de dominância (h) é menor do que o desvio aditivo (d); $g\hat{m}d = 1,0$ indica dominância completa e ocorre quando $h = d$; $g\hat{m}d$ maior do que 1,0 indica sobredominância e surge quando h é maior do que d . Os significados de h e d são fornecidos no Anexo 2 (pág. 217).

- c) Constância do grau de dominância por loco, fornecida pela expressão (MATHER e JINKS, 1971; TOLEDO e KIIHL, 1982):

$$(F\hat{7}2)/\sqrt{[D(H_1 - H_2)]},$$

a qual, assumindo um valor próximo da unidade, indica uma constância na razão h/d em todos os locos e corresponde a uma contribuição uniforme para o $g\hat{m}d$ do caráter. A expressão será zero quando os valores de h e d variarem independentemente nos diferentes locos. A presente expressão só é válida quando as frequências dos genes dominantes e recessivos forem diferentes.

- d) Produto das frequências médias dos alelos positivos e negativos, que exibem dominância, nas cultivares, estimado através da expressão (HAYMAN, 1954a):

$$\hat{H}_2/4H_1,$$

onde,

seu valor máximo, 0,25, significa que os alelos positivos e negativos são distribuídos igualmente nas cultivares e resulta na igualdade entre \hat{H}_1 e \hat{H}_2 . Uma razão menor do que 0,25, indica que os alelos positivos e negativos não se encontram em proporções iguais nas cultivares e \hat{H}_1 será maior do que \hat{H}_2 . Um teste de significância de $(\hat{H}_1 - \hat{H}_2)$ equivalente, é fornecido pela fonte de variação "b₂" na análise de variância da Tabela 5 (pág. 50).

e) Razão entre o número total de genes dominantes e recessivos nas cultivares (\hat{N}_D/N_R), fornecido através da expressão (HAYMAN, 1954a; PARK e DAVIS, 1976; TOLEDO e KIIHL, 1982):

$$(\hat{N}_D/N_R) = (\sqrt{4DH_1 + F})/(\sqrt{4DH_1 - F})$$

onde,

seu valor próximo da unidade indica que a distribuição dos genes dominantes e recessivos é uniforme nas cultivares. Se a razão for maior do que a unidade, indica mais alelos dominantes do que recessivos nas cultivares e menor do que a unidade, corresponde a menos alelos dominantes do que recessivos. A presente razão exige que os efeitos gênicos sejam iguais.

f) Número de fatores efetivos (\hat{n}), obtido a partir da expressão (JINKS, 1954; PARK e DAVIS, 1976):

$$\hat{n} = (\text{m\u00e9dia das } F_2 - \text{m\u00e9dia das cultivares})^2 / (\hat{H}_2/16),$$

onde,

o valor de \hat{n} n\u00e3o fica subestimado se os efeitos de domin\u00e2ncia de todos os genes forem iguais em magnitude e dire\u00e7\u00e3o e a distribui\u00e7\u00e3o dos genes nas cultivares n\u00e3o for correlacionada (CRUMPACKER e ALLARD, 1962). Este par\u00e2metro tamb\u00e9m n\u00e3o considera os genes sem domin\u00e2ncia.

Para verificar se os dados atendem \u00e0s restri\u00e7\u00f5es do modelo gen\u00e9tico, foi feita a an\u00e1lise de vari\u00e2ncia das diferen\u00e7as ($C_i - V_i$), obtidas na tabela dial\u00e9lica em cada repeti\u00e7\u00e3o, como sugerido por HAYMAN (1954a). Os valores ($C_i - V_i$) s\u00e3o constantes no modelo aditivo-dominante e equivalem a $(D - H_1/4)/4$ para a F_2 . Portanto, sua homogeneidade indica que os dados atendem \u00e0s restri\u00e7\u00f5es, enquanto a heterogeneidade mostra que uma ou mais restri\u00e7\u00f5es n\u00e3o s\u00e3o obedecidas.

Quando a heterogeneidade dos valores ($C_i - V_i$) foi devida a um cruzamento reconhec\u00edvel, ele foi eliminado e substituido por estimativas obtidas atrav\u00e9s do m\u00e9todo proposto por AHUJA (1968a). Este autor mostrou, teoricamente, que a correla\u00e7\u00e3o entre as cultivares e qualquer linha da tabela dial\u00e9lica \u00e9 1,0, em qualquer gera\u00e7\u00e3o. A partir da\u00ed, prop\u00f5e estimar o comportamento de um h\u00edbrido a substituir, atrav\u00e9s da regress\u00e3o linear entre a linha com este h\u00edbrido e as cultivares. Como na tabela dial\u00e9lica, cada observa\u00e7\u00e3o situa-se no

cruzamento de uma linha e uma coluna, obtêm-se duas estimativas para cada híbrido. A média destas estimativas foi usada para substituir o valor conflitante com as restrições do modelo.

Utilizando o procedimento de AHUJA (1968a), obtiveram-se estimativas para a F_2 'Pintado' x 'Rícopardo 896', para a produção de grãos por planta e para a F_2 'Small White' x 'Manteigão Fosco 11', para o número de sementes por vagem, ambos avaliados em Lavras. Estas estimativas foram usadas para estimar os componentes genéticos de variância e na análise da Tabela 5 (pág. 50). Na análise da Tabela 4 (pág. 48), as F_2 mencionadas não foram consideradas.

Procedeu-se à transformação logarítmica do peso de 100 sementes, obtido em Lavras, porque a heterogeneidade dos valores ($C_i - V_i$) não foi devida a um cruzamento específico.

Para testar a interação genótipos por ambientes, utilizou-se o método desenvolvido por ALLARD (1956b), que avalia a estabilidade dos efeitos aditivo, de dominância e epistáticos. Esta análise foi empregada apenas para a produção de grãos por planta e seus componentes primários.

A estabilidade dos efeitos aditivo e os epistáticos do tipo aditivo x aditivo, foi verificada através da análise da variância conjunta, considerando somente o comporta

mento das cultivares nos dois locais, porque elas são homogênicas.

A constância dos efeitos de dominância e dos epistáticos dos tipos aditivo x dominância e dominância x dominância, foi determinada através da análise da variância representada na Tabela 6 (pág. 61). As expressões que fornecem as somas de quadrados desta análise da variância, são apresentadas no Anexo 1 (pág. 215).

Na análise da variância da Tabela 6 (pág. 61), a fonte Linhas detecta a presença de efeitos gênicos não aditivos e constitui-se assim, num teste das diferenças entre as cultivares devidas a dominância. A constância da relação de dominância entre as cultivares é avaliada pela interação Linhas x Locais (L x C).

A fonte Dominância mede a magnitude da diferença $(\bar{C}_i - \bar{V}_i)$, que é dependente do grau médio de dominância. Esta fonte não será significativa, no caso da geração F_2 , somente quando o caráter exibir sobredominância, pois $(\bar{C}_i - \bar{V}_i)$ equivale a $(D - H_1/4)/4$, que será nula para $4D = H_1$. A interação Dominância x Locais (H x C) estima a estabilidade da dominância média nos diferentes locais.

A fonte Locais detecta as diferenças de $(\bar{C}_i + \bar{V}_i)$ entre os locais. Para a geração F_2 equivale a $(3D + H_1/4 - F)/4D$ e indica que a mais provável causa de significância sur

ge das mudanças na dominância média (\hat{H}_1) e/ou mudanças na proporção relativa dos efeitos gênicos dominantes e recessivos (\hat{F}).

Tabela 6. Resumo da análise conjunta da variância da estabilidade dos efeitos de dominância e epistáticos, dos tipos aditivo x dominância e dominância x dominância, a partir das variâncias (V_i) e covariâncias (C_i) da tabela dialética, (segundo ALLARD, 1956b).

| Fontes de variação | GL | SQ | QM | F |
|-----------------------|-------------------|----------|----------|-------------------|
| Linhas(L) | $l - 1$ | S_1 | Q_1 | Q_1 / Q_{11} |
| Locais(C) | $c - 1$ | S_2 | Q_2 | Q_2 / Q_{11} |
| Dominância(H) | 1 | S_3 | Q_3 | Q_3 / Q_{11} |
| Blocos/Locais | $c(r - 1)$ | S_4 | Q_4 | Q_4 / Q_{11} |
| L x C | $(l - 1)(c - 1)$ | S_5 | Q_5 | Q_5 / Q_{11} |
| H x C | $c - 1$ | S_6 | Q_6 | Q_6 / Q_{11} |
| H x L | $l - 1$ | S_7 | Q_7 | Q_7 / Q_{11} |
| H x L x C | $(l - 1)(c - 1)$ | S_8 | Q_8 | Q_8 / Q_{11} |
| L x Blocos/Locais | $c(l - 1)(r - 1)$ | S_9 | Q_9 | Q_9 / Q_{11} |
| H x Blocos/Locais | $c(r - 1)$ | S_{10} | Q_{10} | Q_{10} / Q_{11} |
| H x L x Blocos/Locais | $c(l - 1)(r - 1)$ | S_{11} | Q_{11} | |
| Total | $2lcr - 1$ | S_{12} | Q_{12} | |

As fontes de variação mencionadas testam os efeitos genéticos considerados no modelo aditivo-dominante. As interações Dominância x Linhas (H x L) e Dominância x Linhas

x Locais (H x L x C), fornecem testes, respectivamente, da epistasia e da constância deste efeito nos diferentes locais. Suas significâncias inflacionam as fontes Dominância, Linhas, Locais e as interações Dominância x Locais e Linhas x Locais, tornando complexa a interpretação destas fontes de variação (ALLARD, 1956b; CRUMPACKER e ALLARD, 1962).

Realizou-se a análise da variância de $(C_i + V_i)$, que fornece um resultado semelhante à fonte de variação Linhas da Tabela 6 (pág. 61), segundo MATHER e JINKS (1971) e foi útil principalmente para os caracteres componentes do porte da planta, altura de inserção da primeira vagem e início do florescimento, que foram avaliados somente em Lavras.

3.2.2. Análise gráfica

A constituição genética relativa das cultivares foi avaliada através do gráfico de regressão entre C_i e V_i (HAYMAN, 1954a; HAYMAN, 1958a; MATHER e JINKS, 1971). A relação entre C_i e V_i é uma linha reta com inclinação 1,0 e os pontos (C_i, V_i) situam-se no segmento da reta de regressão limitado pela parábola $C_i^2 = V_c V_i$, porque matematicamente $C_i^2 \leq V_c V_i$.

O ponto (C_i, V_i) de cada linha da tabela dialélica, na reta de regressão, revela a proporção relativa dos genes dominantes e recessivos em cada cultivar. A cultivar portadora de todos os genes dominantes corresponde ao ponto na ex

tremidade inferior da reta de regressão, que está limitada pela parábola. Isto acontece porque esta cultivar, teoricamente, deve gerar os descendentes fenotipicamente mais uniformes e com os menores valores de C_i e V_i . Inversamente, a cultivar com todos os genes recessivos corresponde ao ponto na extremidade superior da reta de regressão, porque deve gerar os descendentes fenotipicamente mais variáveis e com os maiores valores de C_i e V_i .

Os gráficos teóricos, para a geração F_2 , construídos para diferentes graus de dominância, são apresentados no Anexo 2 (pág. 217).

Os valores de C_i e V_i foram obtidos a partir das médias de repetições e usados para a construção do gráfico, de onde se estimou novamente o grau médio de dominância ($g\bar{m}d$) pela expressão:

$$g\bar{m}d = 2\sqrt{\overline{AB/OB}}$$

onde,

o ponto A corresponde à interseção da reta de regressão, $C_i = a + bV_i$, na ordenada (Figuras A a E, pág. 218). O segmento \overline{OA} equivale ao coeficiente linear de regressão (a) e é o valor de C_i para $V_i = 0,0$. O ponto B na ordenada, corresponde a interseção da paralela à reta de regressão e tangente à parábola nas coordenadas (C, V) . Estas coordenadas são obtidas a partir das equações da parábola e da reta, através de $C = V_c/2b$ e $V = C^2/V_c$, onde b é o coeficiente de regressão. Com as coor-

denadas (C, V) e b , determina-se o ponto B na ordenada. O segmento \overline{OB} é o coeficiente linear de regressão da reta tangente à parábola. A diferença entre \overline{OB} e \overline{OA} equivale ao segmento \overline{AB} .

O gmd estimado através do gráfico corresponde a $\sqrt{H_1/4D}$ para a geração F_2 (PARK e DAVIS, 1976) e fica reduzido à metade. Ele foi multiplicado por 2 para se obter o parâmetro específico para cada caráter.

Utilizando a média de repetições, foi estimada a correlação (r_d) entre o comportamento médio das cultivares (\overline{Y}_{ii}) e a quantidade $(C_i + V_i)$, que corresponde à proporção de genes dominantes e recessivos da i -ésima cultivar. Esta correlação pode indicar se a distribuição dos alelos dominantes e recessivos nas cultivares explica o comportamento de cada uma (HAYMAN, 1954a), pois, quando a correlação for positiva e próxima da unidade, os genes recessivos serão positivos na expressão do fenótipo. Quando for da mesma magnitude, porém, negativa, os genes dominantes serão positivos na expressão do fenótipo. Se r_d for próximo de zero, indica que proporções iguais de genes dominantes são positivos e negativos. A significância de r_d foi testada pelo teste t (STEEL e TORRIE, 1980).

Foi estimado o limite de seleção para cada caráter, quando r_d foi significativamente diferente de zero, ou r_d^2 foi próximo de 1,0 (HAYMAN, 1954a). Este valor de r_d^2 indica que existe regressão entre \overline{Y}_{ii} e $(C_i + V_i)$. Substituindo

do-se $(C_i + V_i)$ por $(C_R + V_R)$ ou $(C_D + V_D)$, a equação de regressão estima, respectivamente, os possíveis limites de \bar{Y}_i para todos os genes recessivos ou dominantes. Assim, assumindo que (C_D, V_D) e (C_R, V_R) correspondem aos pontos da reta de regressão que corta a parábola, C_D, V_D, C_R e V_R são obtidas pelas expressões (HAYMAN, 1954a; TOLEDO e KIIHL, 1982):

$$C_D = V_C x_1$$

$$V_D = V_C x_1^2$$

$$C_R = V_C x_2$$

$$V_R = V_C x_2^2$$

onde,

x_1 e x_2 são os valores de x obtidos na equação $V_C x^2 - V_C x + \bar{C}_i - \bar{V}_i = 0$.

As estimativas e informações obtidas no gráfico são válidas se o modelo aditivo-dominante for adequado para o estudo dos dados. Quando as restrições do modelo não são atendidas, as relações entre C_i e V_i podem ficar alteradas (MATHER e JINKS, 1971). Tais alterações são detectadas na regressão entre C_i e V_i e se referem, principalmente, à geração de coeficiente de regressão (b) diferente da unidade e ao surgimento de elevados desvios da linearidade (Figura F, pág. 218). Estas alterações foram também consideradas para a verificação da validade do modelo. O desvio de b em relação a unidade foi testado pelo teste t (STEEL e TORRIE, 1980).

Foram feitas análises de variâncias para C_i e

V_i , obtidos, por repetição, para verificar se os V_i foram estimados com a mesma precisão dos C_i (ALLARD, 1956a). Segundo este autor, valores de V_i mais inflacionados por erros do que C_i , desviam a reta de regressão para a direita, resultando na superestimação da dominância.

3.2.3. Correlações fenotípica e genéticas

Determinaram-se as correlações fenotípica (r_F) e genética aditiva (r_A), levando-se em conta o comportamento médio das n cultivares e $n(n - 1)/2$ F_2 (Tabela 3, pág. 47). Estimou-se também a correlação genética aditiva (r_D), considerando somente o comportamento médio das cultivares.

Os três tipos de correlações foram obtidos entre os oito caracteres avaliados no ensaio de Lavras e os quatro em Patos de Minas, considerando-os dois a dois.

3.2.3.1. Correlação fenotípica

A correlação fenotípica entre dois caracteres, c e c' , foi estimada através da expressão (FALCONER, 1981):

$$r_{F(c,c')} = K_{(c,c')} / \sqrt{K_c^2 K_{c'}^2}$$

onde,

K_c^2 e $K_{c'}^2$, são as "variâncias" fenotípicas, obtidas a partir das

médias das cultivares e F_2 e correspondem aos quadrados médios de populações (Q_2), fornecidos pelas análises da variância (Tabela 5, pág. 50), respectivamente, para c e c' .

$K(c, c')$ é a "covariância" fenotípica entre os caracteres c e c' , também obtida através das médias das cultivares e F_2 .

$K(c, c')$ corresponde ao produto médio de populações estimado pelo método proposto por KEMPTHORNE (1966). O referido método consiste em fazer a análise da variância da Tabela 5 (pág. 50), utilizando-se a soma dos caracteres c e c' , que fornece:

$$K^2_{(c + c')} = K^2_c + K^2_{c'} + 2K(c, c'),$$

portanto,

$$K(c, c') = [K^2_{(c + c')} - (K^2_c + K^2_{c'})]/2$$

onde,

$K^2_{(c + c')}$ é a "variância" fenotípica entre as médias de cultivares e F_2 , representadas pela soma dos caracteres c e c' e corresponde ao quadrado médio de populações (Q_2), fornecido pela análise da variância de $(c + c')$ da Tabela 5 (pág. 50).

A significância de r_F foi testada pelo teste t (STEEL e TORRIE, 1980).

3.2.3.2. Correlação genética aditiva (r_A)

A correlação genética aditiva (r_A) entre dois

caracteres, c e c' , foi estimada através da expressão (FALCONER, 1981):

$$r_{A(c,c')} = K_{a(c,c')} / \sqrt{K_{a(c)}^2 K_{a(c')}^2}$$

onde,

$K_{a(c)}^2$ e $K_{a(c')}^2$ são as "variâncias" genéticas aditivas, obtidas através das médias das cultivares e F_2 , respectivamente, para c e c' . $K_{a(c,c')}$ é a "covariância" genética aditiva entre os caracteres c e c' , também obtida através das médias das cultivares e F_2 .

A "variância" genética aditiva (K_a^2) foi estimada a partir das esperanças dos quadrados médios de "a" [$E(Q_3)$] e resíduo [$E(Q_8)$], fornecida pela análise da variância da Tabela 5 (pág. 50) e tem-se:

$$K_a^2 = 2(Q_3 - Q_8)/n(n - 1)$$

A "covariância" genética aditiva ($K_{a(c,c')}$) foi estimada através do método de KEMPTHORNE (1966) e tem-se:

$$K_{a(c+c')}^2 = K_{a(c)}^2 + K_{a(c')}^2 + 2K_{a(c,c')}$$

portanto,

$$K_{a(c,c')} = [K_{a(c+c')}^2 - (K_{a(c)}^2 + K_{a(c')}^2)]/2,$$

onde,

$K_{a(c+c')}^2$ é a "variância" genética aditiva entre as médias das cultivares e F_2 , representadas pela soma dos caracteres c e c' , obtida a partir dos quadrados médios "a" (Q_3) e resíduo (Q_8),

fornecidos pela análise da variância de $(c + c')$, esquematizada na Tabela 5 (pág. 50).

3.2.3.3. Correlação genética aditiva para cultivares (r_D)

A correlação genética aditiva (r_D) entre dois caracteres, c e c' , avaliados somente nas cultivares, foi estimada pela expressão:

$$r_{D(c,c')} = L(c,c') / \sqrt{D_c D_{c'}}$$

onde,

D_c e $D_{c'}$ são as variâncias genéticas aditivas, definidas no item 3.2.1., respectivamente para os caracteres c e c' .

$L(c,c')$ é a covariância genética aditiva entre os caracteres c e c' e surge devido aos desvios aditivos dos genes.

A covariância genética aditiva ($L(c,c')$) foi estimada segundo o procedimento desenvolvido por NEI (1960), a partir da covariância fenotípica das cultivares, $C(c,c')$, obtida entre os caracteres c e c' , através da expressão:

$$L(c,c') = C(c,c') - U(c,c'),$$

onde,

$U(c,c')$ é a covariância entre c e c' , devida às influências ambientais sobre as cultivares.

Utilizando-se os dados obtidos em Lavras, $U(c,c')$ foi determinado a partir das avaliações de c e c' nas

cultivares, em parcelas duplicadas por repetição. Como r_D foi estimado a partir do comportamento médio das cultivares, dividiu-se $U_{(c,c')}$ por 2. Para os dados obtidos em Patos de Minas, $U_{(c,c')}$ foi estimado através do comportamento das cultivares em repetições diferentes, porque elas não foram avaliadas em parcelas duplicadas por repetição. Assim, $U_{(c,c')}$ não foi dividido por 2 para as estimativas deste local.

Os componentes genéticos D_c , $D_{c'}$ e $L_{(c,c')}$, utilizados para estimar $r_{D(c,c')}$, correspondem às médias das estimativas obtidas por repetição.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análises da variância

Os valores médios da produção de grãos por planta (W) e seus componentes primários, número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), são apresentados na Tabela A.1 (pág. 221) para as avaliações de Lavras e Tabela A.2 (pág. 222) para as avaliações de Patos de Minas. Na Tabela A.3 (pág. 223) estão registrados os valores médios da altura de inserção da primeira vagem (C), início do florescimento (F) e os componentes do porte de planta, número de internódios da haste mais longa (A) e comprimento médio dos internódios (B). Nessas tabelas estão representadas também, para cada caráter, a média geral das cultivares, das F_2 e a diferença mínima significativa para a comparação das médias.

As análises da variância para os dialelos ava-

liados em Lavras e Patos de Minas, estão apresentadas, respectivamente, nas Tabelas 7 (pág. 73) e 8 (pág. 74).

Os maiores valores de coeficientes de variação foram observados para a produção de grãos e número de vagens (Tabelas 7, pág. 73; 8, pág. 74). Situaram-se em torno de 20% nos dois locais e indicam a maior sensibilidade destes caracteres às influências das variações experimentais não controladas. O caráter que apresentou menor coeficiente de variação foi o início do florescimento, evidenciando sua maior resistência às variações não controladas.

Nos dois locais, as magnitudes dos coeficientes de variação da produção de grãos e seus componentes primários, estão em torno da média dos valores observados nos trabalhos conduzidos em campo (VIEIRA, 1964; VIEIRA, 1970; SANTOS *et alii*, 1979; RAMALHO *et alii*, 1979a; RAMALHO *et alii*, 1979b).

Os resíduos específicos para as fontes oriundas da decomposição de populações, foram heterogêneos para o comprimento médio dos internódios avaliado em Lavras e número de sementes por vagem avaliado em Patos de Minas (Tabelas 7, pág. 73; 8, pág. 74). Para estes resíduos, os valores de χ^2 obtidos através do teste de homogeneidade de variâncias de Bartlett foram, respectivamente, 8,07* e 8,54*. Assim, para os presentes caracteres, os testes F para cultivares, F₂ e cultivares versus F₂, foram feitos usando-se os resíduos especí-

Tabela 7. Resumo das análises da variância da produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y), peso de 100 sementes (Z), número de internódios da haste mais longa (A), comprimento médio dos internódios (8), altura de inserção da primeira vagem (C) e início do florescimento (F), com as respectivas decomposições de populações e resíduo em efeitos de cultivares, F₂ e cultivares versus F₂, referente ao dialelo conduzido em Lavras, MG, em 1981.

| Fontes de variação | GL | Quadrados médios ^{1/} | | | | | | | | | |
|----------------------------|----------------------|--------------------------------|-----------|----------|--------------|-----------|----------|------------|-----------|--|--|
| | | W (g) | X | Y | Z (log) | A | 8 (cm) | C (cm) | F (dias) | | |
| 8 locos (B) | 2 | 18,6481 | 7,3019 | 0,0012 | 62,7223** | 5,3815** | 2,1657* | 152,1862** | 3,5694** | | |
| Populações | 27(26) ^{2/} | 10,2435 | 29,1934** | 0,7387** | 704,0745** | 4,2871** | 4,1004** | 18,0039** | 12,1678** | | |
| Cultivares (C) | 6 | 17,0800* | 66,1514** | 1,3354** | 1.285,9359** | 11,8952** | 6,5979** | 33,0165** | 23,0521** | | |
| F ₂ | 20(19) ^{2/} | 8,3209 | 19,3285** | 0,5709** | 564,6768** | 2,2083** | 3,1578** | 14,2620** | 9,4002** | | |
| C vs F ₂ | 1 | 5,7526 | 4,7425 | 0,3477** | 0,8610 | 0,2144 | 7,9680 | 2,7657 | 2,2139 | | |
| Resíduo | 54(52) ^{2/} | 6,5651 | 3,7376 | 0,0444 | 3,4470 | 0,6611 | 0,4466 | 2,2619 | 0,5911 | | |
| C x 8 | 12 | 5,4337 | 2,5657 | 0,0330 | 4,8062 | 0,4988 | 0,1147 | 1,4782 | 0,2409 | | |
| F ₂ x 8 | 40(38) ^{2/} | 5,9062 | 3,6408 | 0,0472 | 2,9268 | 0,6754 | 0,5151 | 2,4053 | 0,7125 | | |
| (C vs F ₂) x B | 2 | 25,8745 | 12,7065 | 0,0606 | 5,6954 | 1,3484 | 1,0664 | 4,0948 | 0,2624 | | |
| Total | 83(80) ^{2/} | 8,0627 | 12,1043 | 0,2690 | 232,7903 | 1,9544 | 1,6766 | 10,9954 | 4,4288 | | |
| CV (%) | | 22,57 | 20,53 | 5,64 | 3,55 | 6,79 | 12,49 | 10,93 | 1,98 | | |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

^{2/} Graus de liberdade utilizados para a produção de grãos (W) e número de sementes por vagem (Y).

ficos.

Tabela 8. Resumo das análises da 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 e resíduo em efeitos de cultivares, F_2 e cultivares versus F_2 , referente ao dialelo conduzido em Patos de Minas, MG, em 1981.

| Fontes de variação | GL | Quadrados médios ^{1/} | | | |
|--------------------|----|--------------------------------|----------|----------|------------|
| | | W(g) | X | Y | Z(g) |
| Blocos(B) | 2 | 3,5520* | 4,1330* | 0,0685 | 12,8692 |
| Populações | 27 | 2,5464** | 5,1543** | 0,7136** | 384,8084** |
| Cultivares(C) | 6 | 4,4777** | 3,8675** | 1,6093** | 622,4991** |
| F_2 | 20 | 2,0028** | 5,3653** | 0,4027** | 331,4511** |
| C vs F_2 | 1 | 1,8309 | 8,6543** | 1,5558 | 25,8112 |
| Resíduo | 54 | 0,7346 | 0,8512 | 0,1745 | 9,0545 |
| C x B | 12 | 0,6209 | 1,3607 | 0,3835 | 6,9397 |
| F_2 x B | 40 | 0,7527 | 0,7007 | 0,1064 | 10,0668 |
| (C vs F_2) x B | 2 | 1,0549 | 0,8039 | 0,2821 | 1,4972 |
| Total | 83 | 1,3918 | 2,3300 | 0,3473 | 131,3796 |
| CV (%) | | 18,45 | 21,06 | 13,56 | 7,93 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

Observaram-se diferenças genéticas significativas entre as cultivares, para todos os caracteres nos dois locais. Entre as F_2 , somente não se observaram diferenças para a produção de grãos avaliada em Lavras, contrastando com o resultado de Patos de Minas (Tabelas 7, pág. 73; 8, pág. 74). Estes resultados salientam a considerável variação existente no material em estudo, que é essencial para se determinar o controle genético de todos os caracteres e avaliar o potencial genético das cultivares.

A fonte de variação cultivares versus F_2 (C vs F_2) compara a média das cultivares com a das F_2 . Em Patos de Minas observou-se diferença entre estas médias, apenas para o número de vagens. Já em Lavras, a diferença entre as médias foi somente para o número de sementes por vagem.

Os resultados discordantes nos dois locais, principalmente sobre a produção de grãos das F_2 e sobre o número médio de vagens das cultivares em relação ao das F_2 , sugerem que os materiais estudados comportaram-se de modo diferente para estes caracteres, nas duas condições experimentais. Em Lavras, as plantas se desenvolveram em condições de maior fertilidade disponível no solo, em virtude do emprego de uma adubação pesada e de irrigações nos períodos mais secos. Enquanto em Patos de Minas, a deficiência de precipitação no primeiro mês da cultura, deve ter restringido a disponibilidade dos nutrientes do solo, resultando nas bruscas reduções da pro

dução de grãos e número de vagens, em relação aos resultados de Lavras (Tabelas A.1., pág. 221; A.2., pág. 222).

4.2. Testes das restrições do modelo genético

4.2.1. Produção de grãos por planta e seus componentes primários

4.2.1.1. Análises da variância de $(C_i - V_i)$, $(C_i + V_i)$, C_i e V_i

Os resultados das análises da variância de $(C_i - V_i)$, $(C_i + V_i)$, C_i e V_i , são apresentados na Tabela 9 (pág. 77), para o dialelo conduzido em Lavras e na Tabela 10 (pág. 78), para o conduzido em Patos de Minas.

Na análise de $(C_i - V_i)$, a não significância da fonte linhas indica que todas as restrições do modelo genético foram atendidas. Esta homogeneidade de $(C_i - V_i)$, sugere que as diferenças genéticas entre as cultivares e F_2 são explicadas pelas ações gênicas aditiva, de dominância, ou ambas.

Deve-se ressaltar as situações onde ocorreu homogeneidade entre $(C_i - V_i)$, mesmo quando algumas restrições não foram atendidas, porque seus efeitos se cancelaram (HAYMAN, 1954a; SOKOL e BAKER, 1977). Tais situações, para HAYMAN (1954a) podem ocorrer, mas com raridade. O uso da F_2 também contribui

Tabela 9. Resumo das análises da variância de $(C_i - V_i)$, $(C_i + V_i)$, C_i e V_i , referente a produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliações em Lavras, MG, em 1981.

| Variáveis | FV | GL | Quadrados médios ^{1/} | | | |
|-------------|---------|----|--------------------------------|-----------|--------------------------|---------------------------|
| | | | W | X | Y | Z (log) |
| $C_i - V_i$ | Blocos | 2 | 3,0591 | 64,3913** | $11,50 \times 10^{-4}$ | 972,0952** |
| | Linhas | 6 | 8,7006 | 22,3383 | $1,67 \times 10^{-4}$ | 10,8174 |
| | Resíduo | 12 | 9,1938 | 8,6213 | $4,17 \times 10^{-4}$ | 7,8173 |
| $C_i + V_i$ | Blocos | 2 | 7,7242 | 188,7707 | $4,90 \times 10^{-2}$ | $46,7678 \times 10^2$ * |
| | Linhas | 6 | 28,9035 | 65,8757 | $2,43 \times 10^{-2}$ | $182,0446 \times 10^2$ ** |
| | Resíduo | 12 | 21,0876 | 103,1203 | $1,47 \times 10^{-2}$ | $7,7658 \times 10^2$ |
| C_i | Blocos | 2 | 4,2686 | 116,0257 | $14,90 \times 10^{-3}$ * | $24,6472 \times 10^2$ ** |
| | Linhas | 6 | 10,4171 | 11,5870 | $6,56 \times 10^{-3}$ | $45,0003 \times 10^2$ ** |
| | Resíduo | 12 | 8,7483 | 38,6962 | $3,78 \times 10^{-3}$ | $1,9325 \times 10^2$ |
| V_i | Blocos | 2 | 1,1231 | 10,5552 | $10,18 \times 10^{-3}$ | $3,5990 \times 10^2$ |
| | Linhas | 6 | 8,3848 | 32,5200 | $5,65 \times 10^{-3}$ | $46,0764 \times 10^2$ ** |
| | Resíduo | 12 | 6,3925 | 17,1746 | $3,78 \times 10^{-3}$ | $1,9891 \times 10^2$ |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela 10. Resumo das análises da variância de $(C_i - V_i)$, $(C_i + V_i)$, C_i e V_i , referentes a produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliados em Patos de Minas, MG, em 1981.

| Variáveis | FV | GL | Quadrados médios ^{1/} | | | |
|-------------|---------|----|--------------------------------|----------|-------------------------|---------------------------|
| | | | W | X | Y | Z |
| $C_i - V_i$ | Blocos | 2 | 0,1958 | 6,1385** | $1,620 \times 10^{-2}$ | 140,1418 |
| | Linhas | 6 | 0,1500 | 0,4220 | $4,260 \times 10^{-2}$ | 70,7749 |
| | Resíduo | 12 | 0,2020 | 0,3363 | $2,487 \times 10^{-2}$ | 69,7478 |
| $C_i + V_i$ | Blocos | 2 | 2,6841 | 7,5757 | 0,1735 | $2,2534 \times 10^3$ |
| | Linhas | 6 | 1,4439 | 2,6611 | 0,5224 | $12,0620 \times 10^{3**}$ |
| | Resíduo | 12 | 0,8696 | 2,3993 | 0,3448 | $2,3126 \times 10^3$ |
| C_i | Blocos | 2 | 0,5038 | 4,1803** | $3,725 \times 10^{-2}$ | $7,9080 \times 10^2$ |
| | Linhas | 6 | 0,3315 | 0,3959 | $11,534 \times 10^{-2}$ | $28,7475 \times 10^{2**}$ |
| | Resíduo | 12 | 0,2526 | 0,3973 | $8,754 \times 10^{-2}$ | $4,7706 \times 10^2$ |
| V_i | Blocos | 2 | 0,8970 | 2,6767 | $5,759 \times 10^{-2}$ | $4,0617 \times 10^2$ |
| | Linhas | 6 | 0,4716 | 1,1457 | $16,718 \times 10^{-2}$ | $31,9178 \times 10^{2*}$ |
| | Resíduo | 12 | 0,2799 | 0,9705 | $9,728 \times 10^{-2}$ | $7,1410 \times 10^2$ |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

para tornar o presente teste menos sensível para julgar as restrições do modelo (ALLARD, 1956a). Tal observação foi feita, provavelmente porque o efeito de dominância fica reduzido à metade na F_2 e, conseqüentemente, os efeitos resultantes do não atendimento às restrições que alteram os desvios de dominância. No entanto, têm sido verificado resultados semelhantes nas gerações F_1 e F_2 para o referido teste (VERHALEN e MURRAY, 1969; PARK e DAVIS, 1976). Para HAYMAN (1958a), ele pode ser feito em qualquer das gerações.

Outro aspecto a ser considerado, são os elevados valores dos resíduos da produção de grãos e do número de vagens nos dois locais (Tabelas 7, pág. 73; 8, pág. 74). Os resíduos destes caracteres nas análises de $(C_i - V_i)$ devem ter ficado mais inflacionados, por se tratar de variância de uma variável quadrática, o que deve ter mascarado a heterogeneidade dos valores $(C_i - V_i)$, caso estivesse presente. Assim, torna-se necessário o uso de outros testes para julgar os dados, quanto ao atendimento às restrições do modelo genético.

É necessário salientar que o modelo aditivo-dominante mostrou-se adequado aos dados do número de sementes por vagens, somente após a substituição da F_2 'Small White' x 'Manteigão Fosco II' por estimativa e também aos dados do peso de 100 sementes, após transformados para a escala logarítmica. Estes ajustes foram necessários apenas nas avaliações obtidas em Lavras.

A menor sensibilidade do peso de 100 sementes às influências ambientais (Tabelas 7, pág. 73; 8, pág. 74), sugere que o teste para as restrições, fornecido pela análise de $(C_i - V_i)$, é conclusivo e indica que seu controle genético é do tipo aditivo-dominante, em acordo com as observações de REIS *et alii* (1981).

Considerando a análise de $(C_i + V_i)$ nas Tabelas 9 (pág. 77) e 10 (pág. 78), observa-se que somente o peso de 100 sementes mostrou heterogeneidade entre linhas. A heterogeneidade de $(C_i + V_i)$ indica para este componente da produção, a presença de ação gênica não aditiva (MATHER e JINKS, 1971), que se restringe na ação de dominância, em virtude da homogeneidade de $(C_i - V_i)$.

A produção de grãos e os demais componentes primários mostraram homogeneidade de $(C_i + V_i)$, sugerindo que a variação genética entre as cultivares e F_2 , é somente devida à ação gênica aditiva. No entanto, deve ser considerada a maior sensibilidade destes caracteres às influências ambientais, especialmente a produção de grãos e o número de vagens, nos dois locais e também o número de sementes por vagem em Patos de Minas (Tabelas 7, pág. 73; 8, pág. 74). Esta maior sensibilidade deve ter gerado elevadas interações de $(C_i + V_i)$ com repetições e impedido a observação dos efeitos de dominância, através da heterogeneidade de $(C_i + V_i)$.

Consequentemente, os resultados das análises de

$(C_i + V_i)$ indicam para o peso de 100 sementes, a presença de genes aditivos e dominantes. No entanto, para a produção de grãos e os demais componentes primários, as informações de que são controlados somente por genes aditivos não é definitiva, necessitando-se verificar o controle genético destes caracteres através de métodos mais precisos.

No presente trabalho, sempre que foram mencionados os genes aditivos, dominantes e seus efeitos, subentende-se os genes individuais, os blocos de genes ligados ou ambos.

São úteis as comparações entre os resíduos das análises com C_i e V_i (Tabelas 9, pág. 77; 10, pág. 78). Entre os caracteres considerados, o número de vagens foi o que mostrou maior discrepância entre os resíduos nos dois locais, com o valor para C_i maior do que duas vezes o valor para V_i , para os resultados de Lavras, enquanto que para os resultados de Patos de Minas, observou-se justamente o oposto. Os maiores valores residuais para C_i , obtidos para os dados de Lavras, implica que as referidas covariâncias interagiram com repetições mais do que as variâncias (V_i) e pode resultar numa subestimação do grau médio de dominância, através da análise gráfica (ALLARD, 1956a). Porém, o resultado oposto para os dados de Patos de Minas, pode levar a uma superestimação do grau médio de dominância.

Considerando as análises das Tabelas 9 (pág. 77)

e 10 (pág. 78), os resultados para a produção de grãos, número de vagens e número de sementes por vagem, se deveram provavelmente a uma acentuada interação das cultivares e seus descendentes F_2 com repetições, avaliados através das covariâncias e variâncias da tabela dialélica. Os elevados resíduos surgiram, porque nestas análises obtiveram-se variâncias de covariâncias e de variâncias e segundo STEEL e TORRIE (1980), seria apropriado transformá-las para a escala logarítmica, principalmente quando as variáveis consideradas não seguem a distribuição normal, o que invalida a análise da variância. No entanto, essas variáveis não têm sido transformadas por diversos autores, para a realização da análise da variância (HAYMAN, 1954a; JINKS, 1954; ALLARD, 1956a; ALLARD, 1956b; HAYMAN, 1958a; CRUMPACKER e ALLARD, 1962; MATHER e JINKS, 1971).

4.2.1.2. Interação de genótipos por ambientes

Os resultados das análises conjuntas da variância da produção de grãos e seus componentes primários, avaliados somente nas cultivares, estão registrados na Tabela 11 (pág. 83). Como as cultivares são homozigóticas, a presente análise avaliou as interações dos efeitos gênicos aditivo e os do tipo aditivo x aditivo com locais.

Observa-se para os caracteres considerados, que as cultivares são diferentes com base na ação gênica aditiva e também, na ação do tipo aditiva x aditiva, caso esteja presente. Estas ações gênicas foram estáveis apenas para o número de sementes por vagem. Para a produção de grãos e os de -

mais componentes primários, nota-se que as ações gênicas não mostraram expressões consistentes nos dois locais.

Tabela 11. Resumo das análises conjuntas da 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), avaliados em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981.

| Fontes de variação | GL | Quadrados médios ^{1/} | | | |
|--------------------|----|--------------------------------|------------|----------|--------------|
| | | W | X | Y | Z |
| Blocos/Locais | 4 | 22,0524** | 9,2230* | 0,1888 | 19,4136* |
| Locais (C) | 1 | 576,8314** | 378,6002** | 2,8132** | 1.821,3454** |
| Cultivares (G) | 6 | 12,7503** | 45,3237** | 2,8401** | 1.768,8654** |
| C x G | 6 | 8,8074* | 24,6952** | 0,1046 | 139,5696** |
| Resíduo médio | 24 | 3,0273 | 1,9632 | 0,2083 | 5,8729 |
| CV (%) | | 21,49 | 20,52 | 12,77 | 5,33 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

A estabilidade dos efeitos devidos aos genes de dominância e das epistasias dos tipos aditiva x dominante e dominante x dominante, nos dois locais, foi avaliada através da análise de variância de C_i/V_C e V_i/V_C , para a produção de grãos por planta e seus componentes primários (Tabela 12, pág. 84).

Tabela 12. Resumo das análises conjuntas da variância de C_i/V_c e V_i/V_c , referente a produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliados em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981.

| Fontes de variação | GL | Quadrados médios ^{1/} | | | |
|--------------------|----|--------------------------------|----------|----------|---------------------|
| | | W | X | Y | Z(10 ²) |
| Linhas (L) | 6 | 0,0992 | 0,1215** | 0,2062** | 15,5256** |
| Locais (C) | 1 | 0,0101 | 1,3928** | 0,1661** | 4,3198** |
| Dominância (H) | 1 | 3,2243** | 0,9652** | 0,0057 | 85,0251** |
| Blocos/C | 4 | 0,3841** | 0,1444** | 0,1160** | 0,4635** |
| L x C | 6 | 0,3219** | 0,2030** | 0,0659** | 2,4850** |
| H x C | 1 | 0,1115 | 1,5379** | 0,1729** | 1,6929** |
| H x L | 6 | 0,0265 | 0,0623* | 0,0312 | 0,0414 |
| H x L x C | 6 | 0,0439 | 0,0253 | 0,0310 | 0,0353 |
| L x Blocos/C | 24 | 0,1721** | 0,1876** | 0,0550** | 1,3547** |
| H x Blocos/C | 4 | 0,0538 | 0,6760** | 0,0526* | 0,0599 |
| H x L x Blocos/C | 24 | 0,0443 | 0,0245 | 0,0143 | 0,0390 |
| Total | 83 | 0,1595 | 0,1776 | 0,0567 | 2,8326 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade pelo teste F.

Considerando a produção de grãos por planta, a não significância das interações dominância x linhas (H x L) e dominância x linhas x locais (H x L x C), indica que as restrições do modelo genético foram atendidas.

Nota-se pela fonte de variação linhas, que a produção de grãos das cultivares e das F_2 não mostraram diferenças devidas aos genes de dominância, quanto ao comportamento médio nos dois locais. No entanto, deve-se ressaltar a acentuada tendência para a significância de linhas pois os valores de F calculado e tabelado a 5% de probabilidade são, respectivamente, 2,40 e 2,51. Em virtude da alta sensibilidade do caráter às influências ambientais, o resultado sugere a presença de genes dominantes.

Outra indicação da presença de dominância, é a alta significância da interação linhas x locais ($L \times C$), que corresponde a uma inconstância da relação de dominância entre as cultivares e F_2 nos dois locais. Em tais circunstâncias, é provável que as condições experimentais de cada local foram particulares sobre a expressão dos genes dominantes e resultaram na eliminação das diferenças entre os materiais estudados, quando se considerou o comportamento médio nos dois locais.

A acentuada significância da interação linhas x blocos dentro de locais ($L \times \text{Blocos}/C$), salienta a instabilidade dos efeitos de dominância responsáveis pela produção de grãos, nas diferentes repetições, em cada local e provavelmente foi a responsável pela não observação de dominância nas Tabelas 9 (pág. 77) e 10 (pág. 78).

A fonte de variação dominância avalia a diferença entre \bar{C}_i e \bar{V}_i , que depende do grau médio de dominância.

Para a geração F_2 , ela seria não significativa na presença de sobredominância, quando a variância aditiva (\hat{D}), fosse equivalente a 25% da variância de dominância (\hat{H}_1). Para o presente caráter, a significância da referida fonte de variação indica que o grau médio de dominância é menor do que 2,0, porque as frágeis evidências da presença de dominância torna claro que o valor de \hat{D} deve ser superior a 25% de \hat{H}_1 . A não significância da interação dominância x locais ($H \times C$), sugere que o grau médio de dominância foi semelhante nos dois locais.

A significância da fonte blocos dentro de locais (Blocos/C), indica mudanças na dominância média (\hat{H}_1) ou na proporção relativa dos efeitos gênicos dominantes e recessivos (\hat{F}) ou ambas, entre as repetições dentro de locais. Estas mudanças no entanto, não foram verificadas entre locais, pela ausência de significância da fonte locais.

Entre os componentes primários da produção, apenas o número de vagens mostrou significância para a interação dominância x linhas ($H \times L$), indicando que nem todas as restrições do modelo foram satisfeitas (Tabela 12, pág. 84). No entanto, deve-se salientar que a referida fonte de variação atingiu o valor mínimo necessário para sua significância a 5% de probabilidade, pois, os valores de F calculado e tabelado são, respectivamente, 2,54 e 2,51. A elevada instabilidade do grau médio de dominância entre as repetições dentro de locais, como mostra a interação dominância x blocos dentro de

locais (H x Blocos/C), pode ter contribuído para a significância de H x L. Como esta interação não participou de modo pronunciado para alterar as diferenças entre as cultivares, devidas aos genes dominantes, as estimativas que avaliam o controle genético do caráter não devem ficar alteradas (HAYMAN, 1954a; HAYMAN, 1960b; CRUMPACKER e ALLARD, 1962).

Para o número de sementes por vagem e o peso de 100 sementes, a interação dominância x linhas (H x L) foi altamente significativa, quando utilizaram-se os dados originais. A substituição do cruzamento 'Small White' x 'Manteigão Fosco 11' por estimativas (AHUJA, 1968a), para o número de sementes por vagem e o uso do peso de 100 sementes na escala logarítmica, ambas as modificações nos dados de Lavras, foram eficientes para que o controle genético dos caracteres pudessem ser explicados pelo modelo aditivo-dominante.

Para os três componentes primários da produção, a alta significância da fonte de variação linhas, indica que as cultivares diferem quanto às proporções dos genes dominantes e recessivos. A instabilidade na expressão destes genes nos dois locais, é mostrada pela interação linhas x locais (L x C).

A não significância da fonte dominância, para o número de sementes por vagem, sugere que o grau médio de dominância vale em torno de 2,0, porque D deve ser equivalente a 25% de H_1 . A significância da referida fonte de variação,

para o número de vagens e peso de 100 sementes, sugere que o grau médio de dominância difere de 2,0. A significância da interação dominância x local ($H \times C$), para os três componentes primários da produção, mostra que houve diferença no grau médio de dominância nos dois locais.

A fonte locais significativa, para os três componentes primários da produção (Tabela 12, pág. 84), detectou mudanças na dominância média (H_1) ou na proporção relativa dos efeitos gênicos dominantes e recessivos (F) ou em ambas, nos dois locais. Estas mudanças também ocorreram entre as repetições dentro de locais, como mostra a significância da fonte blocos dentro de locais (Blocos/C).

A fonte linhas x blocos dentro de locais ($L \times$ Blocos/C) para os componentes primários da produção, detectou interação das diferenças entre as cultivares, devidas à dominância, com repetições, dentro de cada local. Estas interações explicam a não significância entre cultivares, devidas à dominância, nas análises individuais (Tabelas 9, pág. 77; 10, pág. 78).

A análise da Tabela 12 (pág. 84), envolvendo os dois locais, permitiu testar com maior precisão as restrições do modelo genético, porque o resíduo ($H \times L \times$ Blocos/C) utilizado nos testes, foi significativamente inferior em relação aos resíduos das análises individuais (Tabelas 9, pág. 77; 10, pág. 78). Os testes fornecidos pelas interações dominância x

linhas ($H \times L$) e dominância x linhas x locais ($H \times L \times C$), mostram que o modelo aditivo-dominante é adequado para a análise dos dados, referentes à produção de grãos e seus componentes primários.

As interações significativas linhas x locais ($L \times C$) e dominância x locais ($H \times C$) na Tabela 12 (pág. 84), mostram instabilidade das ações de dominância nos dois locais e sugerem que as avaliações das cultivares e F_2 , através da produção de grãos e seus componentes primários, devem ser consideradas separadamente por local, na análise genética. A interação linhas x locais ($L \times C$) indica ainda, uma alteração na classificação das cultivares, determinada pela regressão entre C_i e V_i , devido a flutuação do grau médio de dominância correspondente à cada cultivar, de um local para outro. Assim, a análise gráfica também deve ser feita por local.

4.2.2. Porte da planta, altura de inserção da primeira vagem e início do florescimento

Os resultados das análises da variância de $(C_i - V_i)$, $(C_i + V_i)$, C_i e V_i , para os componentes do porte da planta, altura de inserção da primeira vagem e início do florescimento, são apresentados na Tabela 13 (pág. 90).

Nas análises de $(C_i - V_i)$, a fonte linhas indica que as restrições do modelo somente não são atendidas para

Tabela 13. Resumo das análises da variância de $(C_i - V_i)$, $(C_i + V_i)$, C_i e V_i , referente ao número de internódios da haste mais longa (A), comprimento médio dos internódios (B), altura de inserção da primeira vagem (C) e início do florescimento (F), avaliados em Lavras, MG, em 1981.

| Variáveis | FV | GL | Quadrados médios ^{1/} | | | |
|-------------|---------|----|--------------------------------|-------------------------|---------|----------|
| | | | A | B | C | F |
| $C_i - V_i$ | Blocos | 2 | 0,2507 | $0,602 \times 10^{-3}$ | 2,6745 | 0,4601* |
| | Linhas | 6 | 0,1698 | $59,752 \times 10^{-3}$ | 2,8122 | 0,3130* |
| | Resíduo | 12 | 0,1444 | $87,120 \times 10^{-3}$ | 3,9578 | 0,0823 |
| $C_i + V_i$ | Blocos | 2 | 4,8732 | 2,1876 | 1,8442 | 5,5799 |
| | Linhas | 6 | 4,8872* | 1,8795 | 36,5819 | 11,0188* |
| | Resíduo | 12 | 1,5786 | 0,7432 | 23,4331 | 2,4766 |
| C_i | Blocos | 2 | 1,7840 | 0,5360 | 2,6052 | 0,8918 |
| | Linhas | 6 | 1,3814 | 0,4251 | 10,3324 | 2,5057* |
| | Resíduo | 12 | 0,4972 | 0,1746 | 6,5162 | 0,7031 |
| V_i | Blocos | 2 | 0,7780 | 0,5581 | 2,8184 | 2,1282 |
| | Linhas | 6 | 1,1471* | 0,5445 | 8,6712 | 3,1601** |
| | Resíduo | 12 | 0,3643 | 0,2405 | 7,2497 | 0,5763 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

o início do florescimento, sendo que a heterogeneidade dos valores $(C_i - V_i)$ foi detectada apenas ao nível de 5% de probabilidade. Como este caráter, entre os estudados, é o menos sensível às influências ambientais (Tabela 7, pág. 73), o resultado da análise sugere que os valores de $(C_i - V_i)$ estão próximos da homogeneidade. Neste caso, o modelo aditivo-dominante é considerado adequado para explicar o controle genético do caráter, segundo HAYMAN (1954a), HAYMAN (1960b) e CRUMPACKER e ALLARD (1962).

Pode-se considerar que o teste das restrições apresentado na Tabela 13 (pág. 90) é conclusivo, porque os componentes do porte da planta, a altura de inserção da primeira vagem e o início do florescimento, são caracteres relativamente menos influenciados pelos fatores ambientais do que a produção de grãos e o número de vagens (Tabela 7, pág. 73), em acordo com as observações de DAVIS e FRAZIER (1966), PANIAGUA e PINCHINAT (1976) e LEIVA (1977).

A heterogeneidade dos valores $(C_i + V_i)$, detectada pela fonte de variação linhas (Tabela 13, pág. 90), indica para o número de internódios e início do florescimento, a presença da ação gênica de dominância.

Para o comprimento dos internódios, houve tendência para a heterogeneidade de $(C_i + V_i)$, pois o F calculado foi significativo a 8% de probabilidade. A maior sensibilidade deste caráter às influências ambientais, em relação ao

número de internódios e início do florescimento (Tabela 7, pág. 73), pode ter interferido na observação da heterogeneidade e sugere que o efeito de dominância deve estar presente.

Os valores de $(C_i + V_i)$ foram homogêneos para a altura de inserção da primeira vagem, indicando a presença somente de genes aditivos e concorda com os resultados de DAVIS e FAZIER (1966).

Observa-se na Tabela 13 (pág. 90), que os resíduos das análises de C_i foram semelhantes aos das análises de V_i , não sendo portanto, causas de alteração na estimativa do grau médio de dominância de cada caráter, segundo ALLARD (1956a).

4.2.3. Regressão entre as covariâncias e variâncias da tabela dialélica

Os valores dos coeficientes de regressão linear (b), desvios da regressão (s_b) e coeficientes de determinação (r^2), obtidos a partir das covariâncias (C_i) e variâncias (V_i) da tabela dialélica, são mostrados na Tabela 14 (pág. 93), para a produção de grãos por planta e seus componentes primários, para os componentes do porte da planta, a altura de inserção da primeira vagem e o início do florescimento.

No modelo aditivo-dominante existe regressão linear entre C_i e V_i e $b = 1,0$. Como se observa na Tabela 14, (pág. 93), todos os caracteres exibiram b estatisticamente i-

guais a 1,0, nos dois locais.

Tabela 14. Coeficientes de regressão (b), desvios da regressão (s_b) e coeficientes de determinação (r^2) entre C_i e V_i , para a produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y), peso de 100 sementes (Z), número de internódios da haste mais longa (A), comprimento médio dos internódios (B), altura de inserção da primeira vagem (C) e início do florescimento (F), avaliados em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981.

| Características | Lavras | | | Patos de Minas | | |
|-----------------|--------|--------|-----------|----------------|--------|-----------|
| | b | s_b | r^2 (%) | b | s_b | r^2 (%) |
| W | 0,852 | 0,1968 | 78,96 | 1,006 | 0,2675 | 73,89 |
| X | 0,915 | 0,2580 | 67,72 | 0,631 | 0,2055 | 65,34 |
| Y | 1,000 | 0,0996 | 95,28 | 0,738 | 0,1693 | 79,16 |
| Z | 0,989 | 0,0277 | 99,61 | 0,904 | 0,0680 | 97,25 |
| A | 0,945 | 0,1104 | 93,61 | | | |
| B | 0,743 | 0,1169 | 89,00 | | | |
| C | 1,047 | 0,1508 | 90,61 | | | |
| F | 0,931 | 0,1295 | 91,18 | | | |

No entanto, utilizando os dados originais para a produção de grãos em Lavras, obteve-se um $b = 0,240$ e dife-

rente de 1,0 ao nível de 1% de probabilidade. Este valor indica que uma ou mais restrições do modelo não foram atendidas. Entre as coordenadas (C_i , V_i), as correspondentes às cultivares 'Pintado' e 'Ricopardo 896', foram as principais responsáveis pela redução do valor de b , devido ao comportamento da F_2 'Pintado' x 'Ricopardo 896'. A substituição desta F_2 , nas três repetições, por estimativas obtidas através do método de AHUJA (1968a), tornou os dados adequados ao modelo aditivo-dominante.

O desvio da linearidade (s_b) também acusa o não atendimento às restrições (HAYMAN, 1954a; HAYMAN, 1958a; JINKS, 1956; MATHER e JINKS, 1971). Entre os caracteres considerados, a produção de grãos e o número de vagens mostraram os maiores valores de s_b (Tabela 14, pág. 93). A maior influência dos fatores ambientais sobre estes caracteres (Tabelas 7, pág. 73; 8, pág. 74), deve ter sido a principal responsável para mascarar a relação entre C_i e V_i . Estas covariâncias e variâncias mostraram acentuadas interações com repetições, nos dois locais, como salienta a fonte linhas x blocos dentro de locais (LxBlocos/C) na Tabela 12 (pág. 84).

Excluindo-se a produção de grãos e o número de vagens, para os demais caracteres, cerca de 90% das variações em V_i explicam as variações em C_i , com exceção apenas do número de sementes por vagem avaliado em Patos de Minas. Para este caráter, o elevado erro experimental observado neste local

(Tabela 8, pág. 74), deve ter contribuído para alterar a relação entre C_i e V_i . Deste modo, as informações obtidas da análise gráfica, sobre o controle genético dos caracteres, são úteis principalmente para aqueles menos influenciados pelos fatores ambientais.

Segundo ALLARD (1956a) e JANA (1976), caracteres sensíveis às influências ambientais não são próprios para a análise genética através do gráfico. Assim, apesar dos valores de b próximos de 1,0, para a produção de grãos nos dois locais e para o número de vagens em Lavras, somente a análise gráfica não deve fornecer informações conclusivas sobre o controle genético destes caracteres. Em tais circunstâncias, a análise genética da variância fornecida por MORLEY JONES (1965) deve ser empregada, por ser um método mais preciso (HAYMAN, 1954a).

Os testes utilizados para verificar se as restrições do modelo genético foram atendidas, indicaram que os caracteres estudados podem ser explicados pelo controle genético aditivo-dominante. No entanto, nas avaliações de Lavras, o modelo é adequado para o estudo do peso de 100 sementes, com o emprego dos dados transformados para a escala logarítmica e, para a produção de grãos e número de sementes por vagens, com a substituição das F_2 , respectivamente, 'Pintado' x 'Ricopardo 896' e 'Small White' x 'Manteigão Fosco 11', por estimativas. Deve-se lembrar que as informações sobre o controle ge-

nético da produção de grãos e número de sementes por vagem, excluem o comportamento das F_2 estimadas (HAYMAN, 1954a).

Na Tabela 12 (pág. 84), o distúrbio observado para o número de vagens deve ser irrelevante, em vista da maior magnitude da fonte de variação linhas, em relação à interação dominância x linhas ($D \times L$). Assim, a classificação das cultivares, quanto à ordem de dominância, fornecida pela análise gráfica, não deve ficar alterada. Esta mesma conclusão se aplica para o início do florescimento, em virtude da maior magnitude de variação de $(C_i + V_i)$ e principalmente de V_i , em relação à variação de $(C_i - V_i)$, apresentadas na Tabela 13 (pág. 90).

Existem evidências sobre o não atendimento de algumas restrições pelo número de vagens (DICKSON, 1967; VOYSEST, 1972), número de sementes por vagem (DICKSON, 1967; HAMBLIN e MORTON, 1977) e período gasto para o florescimento (CHUNG e STEVENSON, 1973; FREIRE FILHO, 1982). Estes resultados, no entanto, são discordantes entre os autores, foram observados em uma pequena porcentagem dos cruzamentos utilizados e todos têm verificado que as ações gênicas aditiva e de dominância explicam a maior parcela da variação genética.

Segundo CHUNG e STEVENSON (1973), as restrições são geralmente satisfeitas para o feijão, enquanto para HAYMAN (1960b) e CRUMPACKER e ALLARD (1962), os efeitos dos fracas - sos parciais de algumas das suposições parecem improváveis cau

sadores de distúrbios na análise genética.

4.3. Análise genética

4.3.1. Componentes primários da produção

Os resultados das análises da variância, que testam a significância dos componentes genéticos aditivo e de dominância, para os componentes primários da produção, estão apresentados na Tabela 15 (pág. 98), para as avaliações de Lavras e na Tabela 16 (pág. 99), para as avaliações de Patos de Minas.

Na Tabela 15 (pág. 98), as fontes de variação "b₁", "b₂" e "b₃", para o número de vagens, foram testadas por seus resíduos específicos, porque eles foram heterogêneos, com um $X^2 = 6,07^*$. Nesta tabela, as fontes "a" e "b", para o número de sementes por vagem, também foram testadas por seus resíduos específicos, devido sua heterogeneidade indicada pelo $X^2 = 5,27^*$. Em consequência, as fontes "b₁", "b₂" e "b₃" foram testadas pelo resíduo de "b". Na Tabela 16 (pág. 99), as fontes "b₁", "b₂" e "b₃", para o número de sementes por vagem, novamente foram testadas por seus resíduos respectivos, porque eles se mostraram heterogêneos com um $X^2 = 6,17^*$.

As fontes de variação "a" e "b", oriundas da decomposição de populações, foram significativas para os com-

Tabela 15. Resumo das análises da variância do número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), com as respectivas decomposições de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente ao dialelo conduzido em Lavras, MG, em 1981.

| Fontes de variação | GL | Quadrados médios ^{1/} | | |
|--------------------|----------------------|--------------------------------|----------|------------|
| | | X | Y | Z(log) |
| Blocos (B) | 2 | 2,4340 | 0,0001 | 20,91** |
| Populações | 27 | 9,7311** | 0,2415** | 234,69** |
| a | 6 | 39,0899** | 0,9668** | 1.036,25** |
| b | 21 | 1,3429 | 0,0342** | 5,67** |
| b ₁ | 1 | 1,5826 | 0,0887** | 0,28 |
| b ₂ | 6 | 1,8021* | 0,0282* | 6,41** |
| b ₃ | 14 | 1,1290 | 0,0329** | 5,74** |
| Resíduo | 54(52) ^{2/} | 1,2459 | 0,0148 | 1,15 |
| a x B | 12 | 0,9808 | 0,0208 | 1,50 |
| b x B | 42 | 1,3216 | 0,0118 | 1,05 |
| b ₁ x B | 2 | 4,2346 | 0,0220 | 1,90 |
| b ₂ x B | 12 | 0,4856 | 0,0058 | 1,05 |
| b ₃ x B | 28 | 1,4718 | 0,0137 | 0,99 |
| Total | 83(80) ^{2/} | 4,0348 | 0,0897 | 77,60 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

^{2/} Graus de liberdade utilizados para o número de sementes por vagem (Y).

Tabela 16. Resumo das análises da variância do número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), com as respectivas decomposições de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente ao dialelo conduzido em Patos de Minas, MG, em 1981.

| Fontes de variação | GL | Quadrados médios ^{1/} | | |
|--------------------|----|--------------------------------|----------|----------|
| | | X | Y | Z |
| Blocos (B) | 2 | 1,3777* | 0,0342 | 4,29 |
| Populações | 27 | 1,7181** | 0,2378** | 128,27** |
| a | 6 | 5,5109** | 0,7057** | 547,07** |
| b | 21 | 0,6344** | 0,1041* | 8,61** |
| b ₁ | 1 | 2,8823** | 0,5186 | 8,58 |
| b ₂ | 6 | 0,8708* | 0,1533 | 13,17** |
| b ₃ | 14 | 0,3726 | 0,0535 | 6,66* |
| Resíduo | 54 | 0,2837 | 0,0582 | 3,02 |
| a x B | 12 | 0,3187 | 0,0590 | 3,34 |
| b x B | 42 | 0,2737 | 0,0579 | 2,92 |
| b ₁ x B | 2 | 0,2692 | 0,0940 | 0,51 |
| b ₂ x B | 12 | 0,4948 | 0,1088 | 1,63 |
| b ₃ x B | 28 | 0,1793 | 0,0335 | 3,65 |
| Total | 83 | 0,7767 | 0,1160 | 43,79 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

ponentes primários da produção, nos dois locais, indicando a presença de efeitos gênicos, respectivamente, aditivo e de dominância, para explicar as diferenças genéticas entre as cultivares e F_2 . A exceção observada com a não significância de "b", para o número de vagens (Tabela 15, pág. 98), não implica na ausência de efeitos de dominância, em vista da significância de " b_2 ".

Para os três caracteres, nota-se que a ação aditiva dos genes participou com a maior contribuição para a variância genética entre as cultivares e F_2 . Entre os componentes da produção, o peso de 100 sementes expressou uma contribuição relativamente superior da ação gênica aditiva, em relação aos outros componentes, nos dois locais. Entre os locais, a contribuição da ação aditiva foi maior em Lavras do que em Patos de Minas. Como neste local as condições ambientais não permitiram a expressão de todo o potencial das cultivares e F_2 , provavelmente houve menor competição entre as plantas o que permitiu a expressão proporcionalmente maior dos genes de dominância, em relação aos aditivos.

A decomposição de "b" teve por objetivo fornecer maiores detalhes sobre a ação gênica de dominância presente no controle dos componentes primários da produção. Nota-se que a fonte " b_1 " foi significativa para o número de vagens, apenas em Patos de Minas e, indica, que a média de todas as F_2 diferiu da média das cultivares devido à dominância média, mos

trando que os desvios de dominância dos genes foram para uma única direção, isto é, efeito de dominância unidirecional, no sentido de aumentar o número de vagens por planta (Tabela A.2., pág. 222). Não se observou para este caráter, o mesmo efeito de dominância nas avaliações de Lavras. Neste local, o desenvolvimento vegetativo muito mais acentuado determinou a maior competição entre plantas e deve ter impedido a expressão da dominância média, com a alteração da direção de dominância dos genes.

Para o número de sementes por vagem, a fonte "b₁" mostrou-se altamente significativa com os dados de Lavras. Em Patos de Minas, não se observou significância quando se testou "b₁" com seu resíduo específico, porém o teste com o resíduo médio de todas as fontes de variação mostrou que a média das cultivares é superior à média das F₂ (Tabela A.2., pág. 222). Este último teste não está fora da realidade diante da heterogeneidade pouco pronunciada dos resíduos da Tabela 16 (pág. 99). Considerando também que este componente da produção ficou mais inflacionado pelos erros experimentais em Patos de Minas, pode-se concluir para ambos os locais, que o efeito da dominância média foi unidirecional e no sentido de reduzir o número de sementes por vagem (Tabelas A.1., pág. 221; A.2., pág. 222).

Não foi constatada dominância unidirecional para o peso de 100 sementes nos dois locais. Assim, não ocorreu

diferença significativa entre a média das F_2 e a média das cultivares (Tabelas 15, pág. 98; 16, pág. 99; A.1., pág. 221; A.2., pág. 222). Diante da significância da fonte "b", para este componente da produção, conclui-se que os genes dominantes exibiram efeitos bidirecionais.

Existem evidências de que as condições de competição permitem maior expressão dos genes aditivos (HAMBLIN e MORTON, 1977), enquanto os genes de dominância podem ter suas expressões inibidas, como para o comportamento das F_2 , quanto ao número de vagens avaliado em Lavras. Uma provável reversão dos efeitos de dominância ocorreu para o número de sementes por vagem, pois, em plantios com baixa densidade registraram-se resultados inversos aos do presente trabalho, onde os efeitos dos genes dominantes foram responsáveis por uma heterose positiva (ALBUQUERQUE e VIEIRA, 1974; FOOLAD e BASSARI, 1983). Aumentando-se a densidade, notou-se uma redução da heterose positiva e até sua nulidade (VOYSEST, 1972), enquanto que nas maiores densidades, normais para a cultura, observou-se heterose negativa (HAMBLIN e MORTON, 1977).

A fonte " b_2 " somente não foi significativa para o número de sementes por vagem avaliada em Patos de Minas (Tabela 16, pág. 99). No entanto, houve tendência para a significância, pois, quando " b_2 " foi testada pelo resíduo geral da análise de variância, desconsiderando a pequena heterogeneidade entre os resíduos específicos, ela foi significativa

a 5% de probabilidade. Assim, os resultados de " b_2 ", para todos os componentes da produção, nos dois locais, mostraram uma assimetria na distribuição dos genes de dominância entre as cultivares, isto é, algumas cultivares possuem mais genes dominantes do que outras e \hat{H}_1 é maior do que \hat{H}_2 (HAYMAN, 1954a; MATHER e JINKS, 1971). Estes resultados sugerem ainda que a fonte "a" testa os efeitos aditivos, oriundos dos desvios aditivos dos genes, juntamente com a participação dos desvios de dominância, pois, corresponde à variância aditiva de uma população segregante, F_2 e cultivares, isto é, testa a significância de $\hat{D}/2 + \hat{H}_1/8 - \hat{H}_2/8 - \hat{F}/4$.

A fonte de variação " b_3 " testa o desvio de dominância específico para cada F_2 , isto é, mede a capacidade específica de combinação das cultivares progenitoras de cada F_2 . Tais efeitos de dominância foram observados para o peso de 100 sementes nos dois locais e para o número de sementes por vagem em Lavras (Tabelas 15, pág. 98; 16, pág. 99).

Para o peso de 100 sementes, o desvio de dominância específico de cada F_2 mostrou tendência para reduzir o peso, heterose negativa e se verificou principalmente nas F_2 oriundas do cruzamento de cultivares contrastantes (Tabelas A.1, pág. 221; A.2., pág. 222). As F_2 oriundas do cruzamento de cultivares que têm sementes de pesos semelhantes, mostraram tendências para heterose positiva. A ausência de dominância unidirecional explica a possível existência das F_2 com heteroses positivas e negativas.

O desvio de dominância específico para cada F_2 , para o número de sementes por vagem, mostrou-se altamente significativo em Lavras, quando " b_3 " foi testado pelo resíduo de "b". Porém, utilizando o resíduo geral da análise de variância, " b_3 " foi significativo apenas a 5% de probabilidade, sugerindo que o desvio de dominância para cada F_2 foi pouco pronunciado em Lavras. Este desvio mostrou tendências no sentido de reduzir o número de sementes na vagem e ocorrer nas F_2 , oriundas de cultivares semelhantes para o caráter (Tabela A.1., pág. 221). O referido efeito de dominância não foi detectado em Patos de Minas, provavelmente em razão de sua pequena magnitude e do maior erro experimental (Tabela 8, pág. 74).

As estimativas dos componentes genéticos, dos parâmetros genéticos derivados e dos erros experimentais, encontram-se nas Tabelas 17 (pág. 105) e 18 (pág. 106), respectivamente para as avaliações de Lavras e Patos de Minas.

Observa-se nas Tabelas 17 (pág. 105) e 18 (pág. 106), que os erros das estimativas dos componentes genéticos são relativamente elevados, especialmente os obtidos das avaliações de Patos de Minas. Tais erros refletem a variância das estimativas nas diferentes repetições como os associados a \hat{H}_1 e \hat{H}_2 , que foram previstos pelas elevadas significâncias das interações linhas x blocos dentro de locais (L x Blocos/C) na Tabela 12 (pág. 84). A interpretação do controle genético dos caracteres em estudo, com base apenas nas presentes esti-

Tabela 17. Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para o número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliações em Lavras, MG, em 1981.

| Componentes de variância | Componentes primários da produção | | |
|--------------------------|-----------------------------------|-----------------|--------------------|
| | X | Y | Z |
| \hat{D} | 22,9599 ± 9,8348 | 0,4545 ± 0,0187 | 429,3349 ± 49,4517 |
| \hat{H}_1 | 13,0210 ± 23,2032 | 0,2664 ± 0,1453 | 90,1527 ± 9,8555 |
| \hat{H}_2 | 11,6331 ± 18,3606 | 0,2418 ± 0,1855 | 69,6672 ± 12,4139 |
| \hat{F} | 15,8568 ± 12,6539 | 0,0695 ± 0,2844 | -72,2863 ± 52,1394 |
| \hat{E} | 1,6021 ± 1,1058 | 0,0252 ± 0,0214 | 5,0290 ± 3,4860 |
| \hat{E}_1 | 3,6408 | 0,0472 | 2,9268 |

| Parâmetros genéticos | | | |
|-------------------------------------|--------|--------|--------|
| \hat{g}_{md} | 0,75 | 0,76 | 0,46 |
| $(\hat{F}/2)/\sqrt{[D(H_1 - H_2)]}$ | 1,4045 | 0,3286 | 0,3854 |
| $\hat{H}_2/4H_1$ | 0,2234 | 0,2269 | 0,1932 |
| N_D/N_R | 2,6937 | 1,2219 | 0,6896 |
| \hat{h} | 0,42 | 1,12 | 0,01 |
| \hat{h}_a^2 | 0,8710 | 0,9391 | 0,9952 |
| \hat{h}_r^2 | 0,7958 | 0,8769 | 0,9771 |

Tabela 18. Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para o número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliados em Patos de Minas, MG, em 1981.

| Componentes de variância | Componentes primários da produção | | |
|--------------------------|-----------------------------------|-----------------|--------------------|
| | X | Y | Z |
| \bar{D} | 0,8356 ± 1,0852 | 0,4086 ± 0,5738 | 205,1865 ± 12,2330 |
| \hat{H}_1 | 4,9031 ± 11,1667 | 1,0537 ± 2,8238 | 96,0259 ± 64,0409 |
| \hat{H}_2 | 3,8381 ± 7,2677 | 0,6842 ± 1,3754 | 69,3794 ± 38,3178 |
| \bar{F} | -2,6093 ± 2,2946 | 0,5301 ± 1,8263 | -83,7358 ± 44,1852 |
| \bar{E} | 1,3607 | 0,3835 | 6,9397 |
| \bar{E}_1 | 0,7007 | 0,1064 | 10,0668 |

| Parâmetros genéticos | | | |
|-------------------------------------|--------|--------|--------|
| \hat{g}_{md} | 2,80 | 1,60 | 0,68 |
| $(\bar{F}/2)/\sqrt{[D(H_1 - H_2)]}$ | 0,7231 | 0,6821 | 0,5662 |
| $R_2/4H_1$ | 0,1957 | 0,1623 | 0,1806 |
| N_D/N_R | 0,2161 | 2,3554 | 0,5405 |
| \hat{h} | 2,28 | 2,39 | 0,38 |
| \hat{h}_a^2 | 0,8531 | 0,7342 | 0,9775 |
| \hat{h}_r^2 | 0,7289 | 0,5388 | 0,9452 |

mativas, fica insegura. No entanto, considerando as estimativas juntamente com os resultados das análises nas Tabelas 15 (pág. 98) e 16 (pág. 99), tem-se maior segurança para concluir sobre o controle genético dos caracteres.

Deve-se salientar que os erros dos componentes genéticos, determinados pelo procedimento de NELDER (1953), podem ficar superestimados, por ter-se baseado apenas em três repetições (MATHER e JINKS, 1971).

Os componentes genéticos estimados para os componentes primários da produção avaliados em Lavras (Tabela 17, pág. 105), mostram que a variância gerada pelos desvios aditivos dos genes (D) foi a principal responsável para explicar as diferenças entre as cultivares e F_2 estudadas. Para as avaliações de Patos de Minas (Tabela 18, pág. 106), apenas para o peso de 100 sementes tem-se uma informação segura da predominância da variância aditiva. As estimativas deste local, para os demais componentes da produção, mostraram uma elevada instabilidade entre repetições, não permitindo informações conclusivas.

Entre os componentes da produção, o peso de 100 sementes foi o menos sensível às variações experimentais. Nos dois locais, foi o caráter que teve o controle genético explicado principalmente pela variância aditiva e implica que o peso médio das sementes de cada cultivar reflete com segurança sua constituição genética e de seus descendentes.

As observações sobre o controle genético dos componentes primários da produção estão de acordo com os resultados das Tabelas 15 (pág. 98) e 16 (pág. 99) e também com as informações da literatura (DICKSON, 1967; VOYSEST, 1972; HAMBLIN e MORTON, 1977; MOTTO *et alii*, 1978; REIS *et alii*, 1981). Por outro lado, existem resultados discordantes, pois a ação de dominância foi a principal responsável pelo número de vagens por planta (CHUNG e STEVENSON, 1973) e também, pelo número de sementes por vagem (TONGUTHAISRI, 1976; FOOLAD e BASSIRI, 1983). No entanto, alguns destes últimos autores fizeram avaliações em plantas desenvolvidas em baixa densidade, uma condição que favorece a expressão dos genes dominantes (HAMBLIN e MORTON, 1977). Todos os autores porém, verificaram a maior contribuição da variância aditiva para o peso de 100 sementes.

Considerando o número de vagens nos dois locais, nota-se um menor grau médio de dominância em Lavras, sugerindo dominância parcial e em Patos de Minas, sobredominância. Estes resultados indicam a participação relativa dos efeitos aditivo e de dominância no controle do caráter e a discordância nos dois locais está de acordo com o previsto na Tabela 12 (pág. 84).

A diferença entre os graus médios de dominância, nos dois locais, provavelmente resultou da menor competição entre plantas em Patos de Minas, favorecendo a maior ex -

pressão dos genes dominantes. Porém, a magnitude da variância de dominância, relativamente inferior em relação a aditiva (Tabela 16, pág. 99), embora ambas sejam altamente significativas, indica que o grau médio de dominância deve estar inflacionado por erros neste local. Contudo, os valores das variâncias aditiva e de dominância da Tabela 15 (pág. 98), confirmam o menor grau médio de dominância em Lavras.

O grau de dominância por loco, $(\hat{F}/2)\sqrt{[D(H_1 - H_2)]}$, em Patos de Minas, mostrou uma contribuição relativamente uniforme para o gmd, enquanto que em Lavras, o referido parâmetro assumiu um valor anormal. Este valor surgiu em função do elevado valor de \hat{F} , maior do que \hat{H}_1 e \hat{H}_2 , como verificado por NANCHARAIHA *et alii* (1974b).

Os produtos das frequências médias dos alelos positivos e negativos nas cultivares ($\hat{H}_2/4H_1$), foram semelhantes nos dois locais, indicando que estes alelos não se encontram em proporções iguais, porque os valores para o parâmetro foram menores do que 0,25, principalmente em Patos de Minas. A significância da fonte de variação "b₂" (Tabelas 15, pág. 98; 16, pág. 99) confirma a superioridade de \hat{H}_1 em relação a \hat{H}_2 .

A razão entre o número total de genes dominantes e recessivos nas cultivares (\hat{N}_D/N_R), foi discordante nos dois locais. Em ambos, a indicação é de distribuição desuniforme dos genes dominantes e recessivos nas cultivares, só que em Lavras, observou-se um excesso de genes dominantes, enquanto que em Patos de Minas, um excesso de genes recessivos. Es

tes resultados são dependentes principalmente do valor de \hat{F} (Tabelas 17, pág. 105; 18, pág. 106). Nota-se que seu valor é positivo e relativamente elevado em Lavras, enquanto que em Patos de Minas, \hat{F} é negativo e a causa do pequeno valor de \hat{N}_D/N_R . É necessário considerar os elevados erros dos componentes utilizados para as estimativas de \hat{N}_D/N_R , os quais devem ter gerado resultados imprecisos. Porém, as condições diferentes de competição entre plantas nos dois locais e seus efeitos específicos sobre a expressão dos genes dominantes, podem explicar os valores diferentes de \hat{N}_D/N_R .

O número de fatores dominantes (\hat{n}) também diferiu nos dois locais. Este parâmetro genético exige que os genes dominantes tenham efeitos iguais e sejam unidirecionais. O número praticamente nulo verificado em Lavras (Tabela 17, pág. 105), implica que tal parâmetro foi subestimado, como sugerem as evidências de efeitos bidirecionais destes genes (Tabela 15, pág. 98). A estimativa obtida em Patos de Minas, entre 2 e 3 fatores, parece ser mais real, porque as avaliações deste local atendem melhor às restrições impostas (Tabela 16, pág. 99). Embora, deva ser lembrado que tal estimativa foi obtida a partir de componentes genéticos com elevados erros, exclui os genes aditivos e portanto, não tem grande significado prático.

Quanto ao número de sementes por vagem (Tabelas 17, pág. 105; 18, pág. 106), nota-se a indicação de dominância parcial em Lavras e sobredominância em Patos de Minas. Es

ta discrepância foi prevista na Tabela 12 (pág. 84) e confirmada pela maior contribuição relativa do efeito de dominância em Patos de Minas (Tabelas 15, pág. 98; 16, pág. 99). Nos dois locais, o grau de dominância por loco foi desuniforme, o que implica na expressão de efeitos de dominância mais pronunciados em certos locos e menos em outros.

Em acordo com os resultados das Tabelas 15 (pág. 98) e 16 (pág. 99), os valores de $\hat{H}_2/4H_1$, nos dois locais, apontam diferentes frequências médias dos alelos positivos e negativos, especialmente em Patos de Minas. As estimativas mostram que as cultivares expressaram um excesso de genes dominantes.

O número de fatores efetivos que exibem dominância, embora não tenha a mesma estimativa nos dois locais (Tabelas 17, pág. 105; 18, pág. 106) e apesar dos erros de \hat{H}_2 , corresponde entre 2 e 3.

O peso de 100 sementes foi o componente da produção que apresentou um grau médio de dominância, nos dois locais (Tabelas 17, pág. 105; 18, pág. 106), sugerindo dominância parcial e concordando com a prevalência da ação gênica aditiva salientada nas Tabelas 15 (pág. 98) e 16 (pág. 99). O grau de dominância por loco foi desuniforme, com alguns locos exibindo efeitos de dominância mais pronunciados, especialmente nas avaliações de Lavras. Para este caráter, em que predomina a ação aditiva dos genes, é provável que a maioria dos lo

cos não tenham exibido efeitos de dominância.

Para este componente da produção, os produtos das frequências médias dos alelos positivos e negativos que exibem dominância, foram semelhantes nos dois locais e indicam que tais alelos encontram-se em proporções desiguais nas cultivares, como previstas nas Tabelas 15 (pág. 98) e 16 (pág. 99). A assimetria na distribuição gênica se deveu a um excesso de genes recessivos nas cultivares nos dois locais.

As estimativas do número de fatores que exibem dominância, para o peso de 100 sementes, são extremamente baixas, especialmente nas avaliações de Lavras. As razões para os baixos valores foram a presença de dominância bidirecional, salientada nas Tabelas 15 (pág. 98) e 16 (pág. 99) e os efeitos dos genes dominantes que, provavelmente foram desiguais, em razão da desuniformidade do grau de dominância por loco (Tabelas 17, pág. 105; 18, pág. 106).

Considerando as herdabilidades dos componentes primários da produção (Tabelas 17, pág. 105; 18, pág. 106), nota-se que as menores, são para o número de vagens por planta e as maiores, para o peso de 100 sementes. Os menores valores para o número de sementes por vagem, observados em Patos de Minas, são uma excessão e foram decorrentes do maior erro experimental exibido pelo caráter neste local, em relação a Lavras (Tabelas 7, pág. 73; 8, pág. 74).

As herdabilidades nos sentidos amplo e restrito foram mais semelhantes para o peso de 100 sementes, devido a maior contribuição dos efeitos aditivos dos genes, em relação aos demais componentes, onde a contribuição da ação aditiva foi proporcionalmente menor.

Embora seja difícil comparar as herdabilidades de materiais diferentes, avaliadas em locais e anos diferentes, as estimativas obtidas, quanto a ordem de magnitude, para os componentes primários da produção, estão de acordo com a maioria dos resultados da literatura (CAMACHO *et alii*, 1965; CHUNG e STEVENSON, 1973; AGGARWAL e SINGH, 1973; PANIAGUA e PINCHINAT, 1976; SARAFI, 1978; RAMALHO *et alii*, 1979a; RAMALHO *et alii*, 1979b). Já a magnitude da herdabilidade de cada componente da produção, é variável entre os diversos resultados da literatura e as causas principais são a unidade experimental utilizada para a estimativa, a variabilidade genética disponível entre os materiais utilizados e as condições experimentais onde se avaliou os materiais, que geralmente são particulares para cada estudo.

As magnitudes das herdabilidades do presente trabalho, são comparáveis às obtidas por AGGARWAL e SINGH (1973), que utilizaram materiais com grande variabilidade genética e fizeram estimativas com base na média dos tratamentos experimentais. Os valores relativamente elevados, obtidos para o número de vagens e peso de 100 sementes (Tabelas 17, pág. 105;

18, pág. 106), têm como causa principal, a grande variabilidade presente entre as cultivares e F_2 utilizadas.

As herdabilidades estimadas indicam que pode-se praticar seleção entre as populações F_2 e conseguir progressos significativos, especialmente para o peso de 100 sementes.

A caracterização das cultivares, quanto à constituição genética, foi feita através da análise gráfica. Estas informações ajudam a completar as já obtidas nas análises anteriores. As cultivares estão representadas nos gráficos através dos números relacionados na Tabela 2 (pág. 41).

Para o número de vagens, obtiveram-se as Figuras 1 (pág. 115) e 2 (pág. 116), respectivamente, para as avaliações de Lavras e Patos de Minas.

Na Figura 1 (pág. 115), a ordem de dominância das cultivares foi 2, 6, 5, 7, 1, 3, 4, sendo a cultivar 2, 'Goiano Precoce', a portadora da maior proporção de genes dominantes, enquanto que 4, 3 e 1, respectivamente, 'Small White', 'Roxo' e 'Diacol Calima', apresentaram as maiores proporções de recessivos.

A ordem decrescente das cultivares, quanto ao número de vagens, foi 4, 7, 6, 1, 2, 5, 3 (Tabela A.1., pág. 221). Comparando esta classificação com a ordem de dominância, nota-se que elas não são perfeitamente concordantes. No entanto, a cultivar 'Small White', portadora nitidamente do

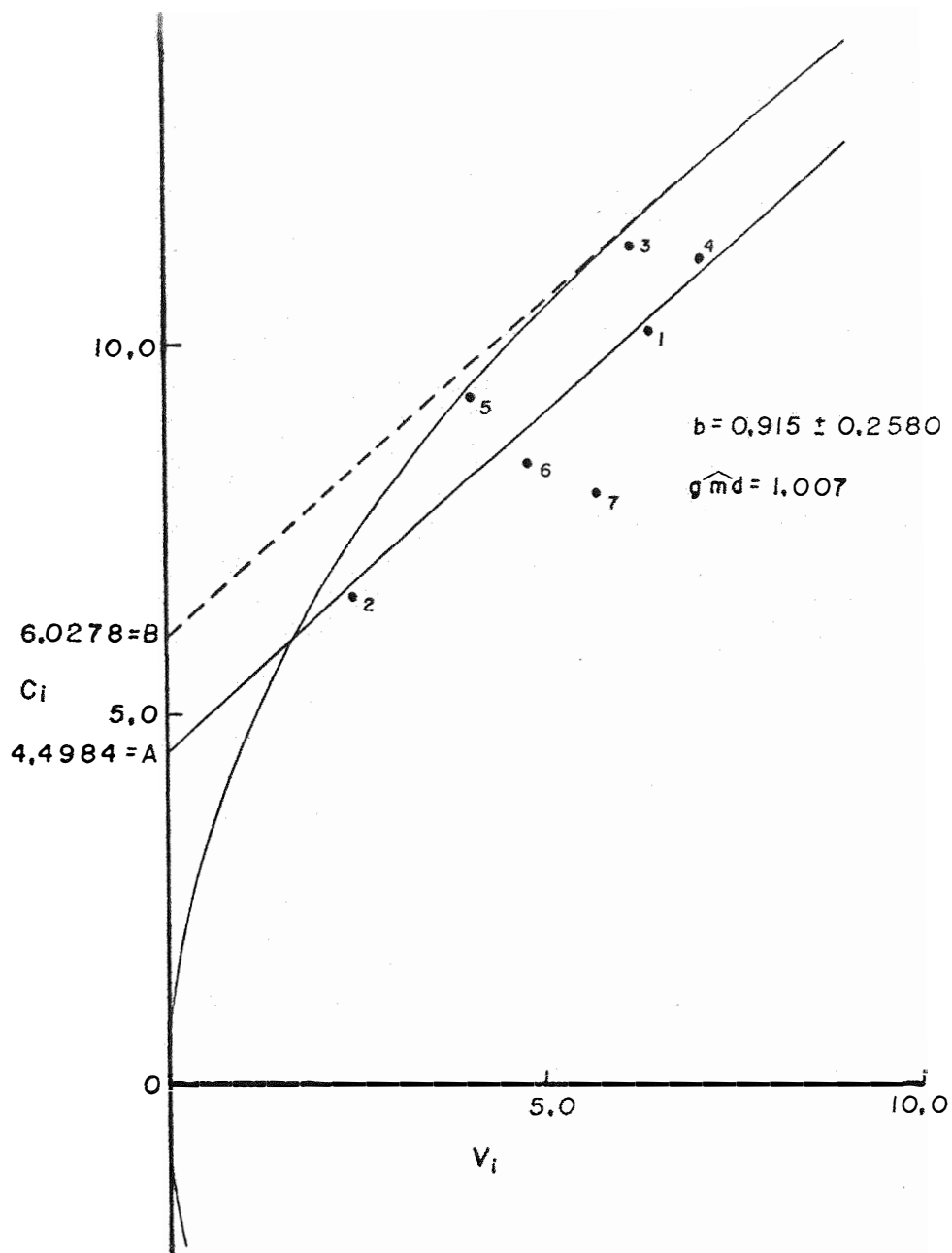


Figura 1. Regressão entre C_i e V_i para o número de vagens por planta, avaliado em Lavras, MG, em 1981.

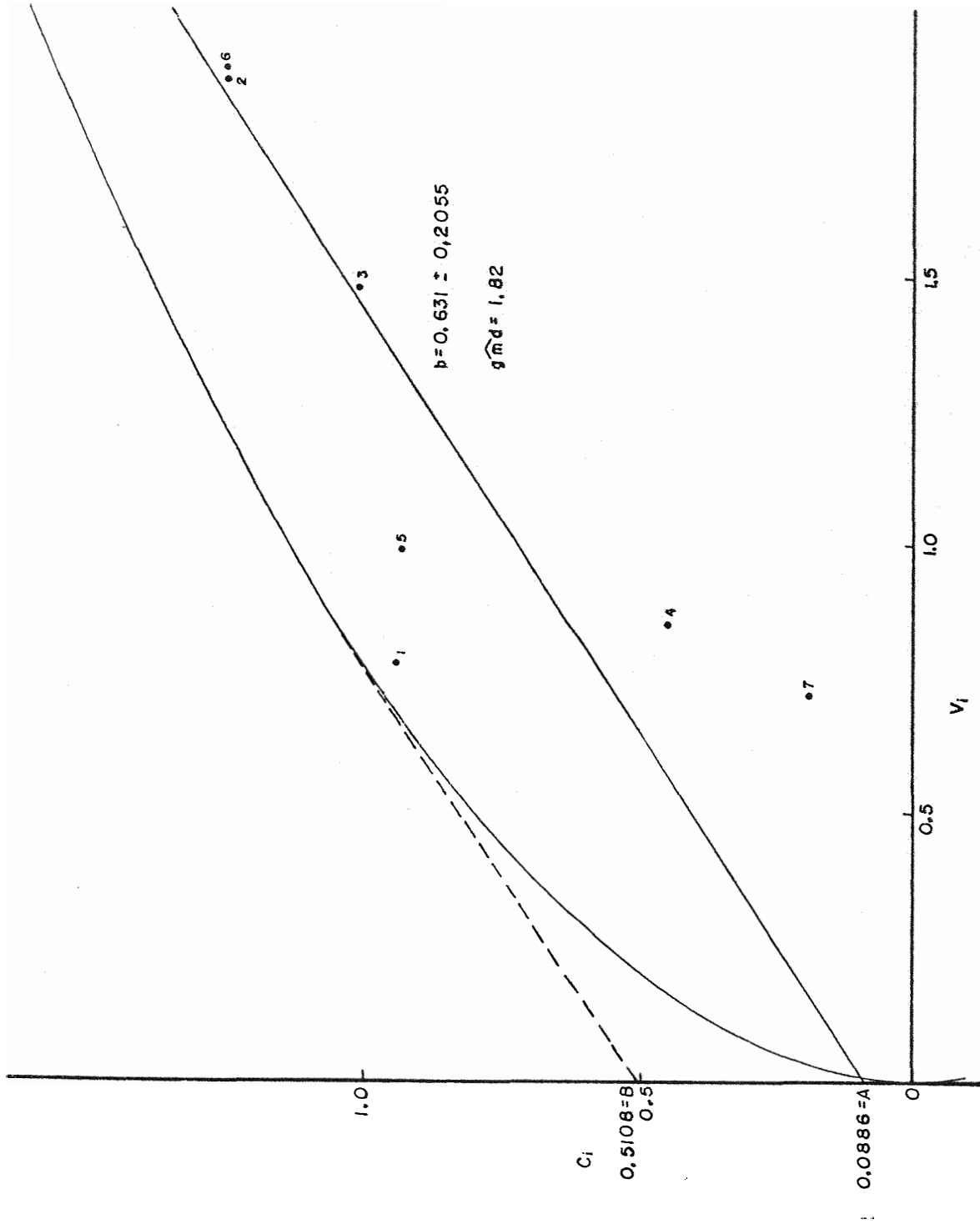


Figura 2. Regressão entre C_i e V_i para o número de vagens por planta, avaliado em Pa-
 tos de Minas, MG, em 1981.

maior número de vagens, mostrou possuir a maior proporção de genes recessivos, enquanto a cultivar 'Goiano Precoce' portadora de um dos menores números de vagens, mostrou possuir a maior proporção de genes dominantes. Estas observações sugerem que os genes dominantes são os responsáveis para reduzir o número de vagens, enquanto os recessivos, para aumentar.

Em Patos de Minas (Figura 2, pág. 116), a ordem de dominância das cultivares foi 7, 4, 1, 5, 3, 2, 6, enquanto a ordem decrescente para o número de vagens foi 4, 3, 7, 6, 1, 5, 2, (Tabela A.2., pág. 222), novamente ocorrendo discordância entre estas ordens. As cultivares 7, 'Ricopardo 896' e 4 'Small White', mostraram possuir a maior proporção de genes dominantes, enquanto as cultivares 2, 'Goiano Precoce' e 6, 'Pintado', a maior proporção de recessivos. Nota-se portanto, que neste local as cultivares 'Small White' e 'Goiano Precoce', mostraram uma inversão nas proporções de genes dominantes e recessivos que se expressaram, em relação aos resultados de Lavras, seguido de uma alteração menos acentuada da cultivar 'Pintado'. Esta aparente inversão de dominância não resultou em grandes alterações nos números de vagens das cultivares, que apresentaram comportamentos semelhantes nos dois locais. Assim, os genes que agiram como dominantes em um local passaram a funcionar como recessivos em outro.

Discordando das observações feitas, a cultivar 3, 'Roxo', mostrou o menor número de vagens em Lavras e o se-

gundo maior em Patos de Minas, embora a tendência tenha sido apresentar uma das maiores proporções de genes recessivos nos dois locais. Já a cultivar 5, 'Manteigão Fosco 11', manteve nos dois locais, proporções dos genes dominantes e recessivos aproximadamente iguais e um dos menores números de vagens.

O comportamento não coincidente das cultivares nos dois locais, quanto a ordem de dominância, mostra que os genes dominantes responsáveis pelo número de vagens, foram influenciados diferentemente pelos fatores ambientais, como salienta a interação linhas x locais (L x C) na Tabela 12 (pág. 84).

O maior grau médio de dominância estimado em Patos de Minas, resultou de uma maior contribuição do efeito de dominância em relação ao aditivo, quando comparado com a menor estimativa obtida em Lavras, o que concorda com os resultados das Tabelas 12 (pág. 84), 15 (pág. 98), 16 (pág. 99), 17 (pág. 105) e 18 (pág. 106).

Os resultados das Tabelas 15 (pág. 98) e 17 (pág. 105), mostraram um controle essencialmente aditivo para este componente da produção, e torna claro que a ordem de dominância fornecida pelo gráfico, não se constitui no principal componente para explicar as diferenças genéticas entre as cultivares.

A caracterização das cultivares, quanto a pro-

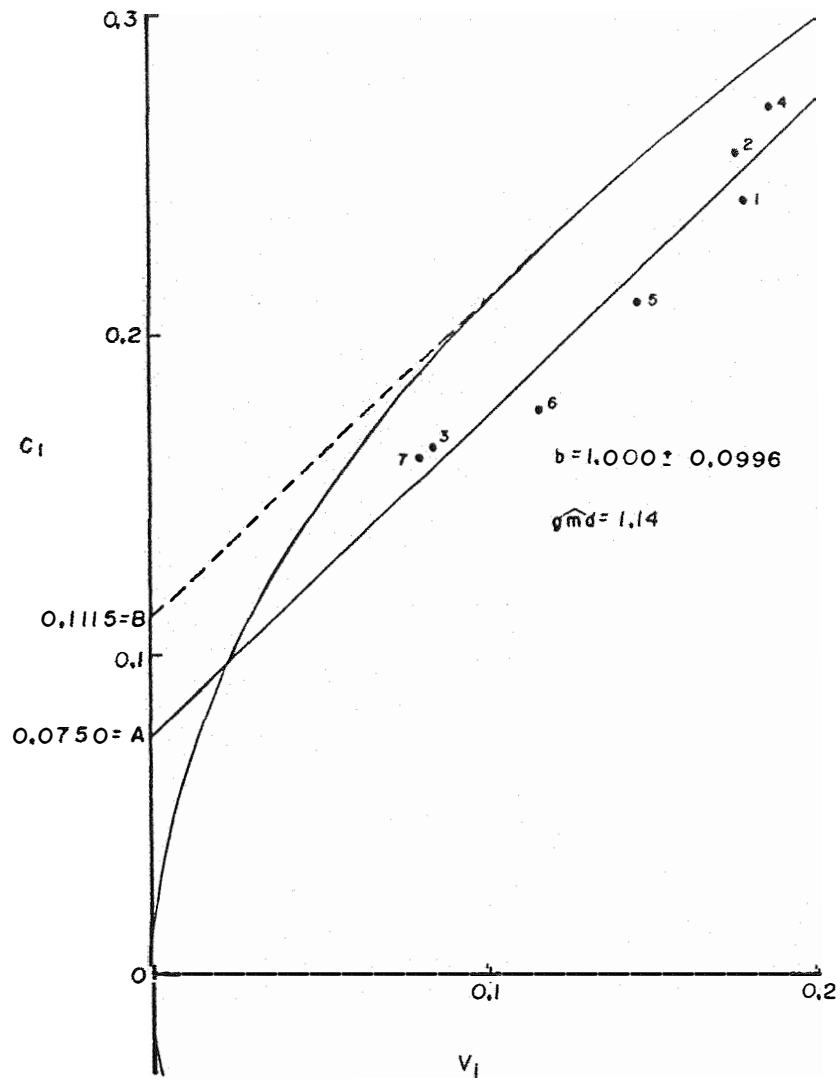


Figura 3. Regressão entre C_i e V_i para o número de sementes por vagem, avaliado em Lavras, MG, em 1981.

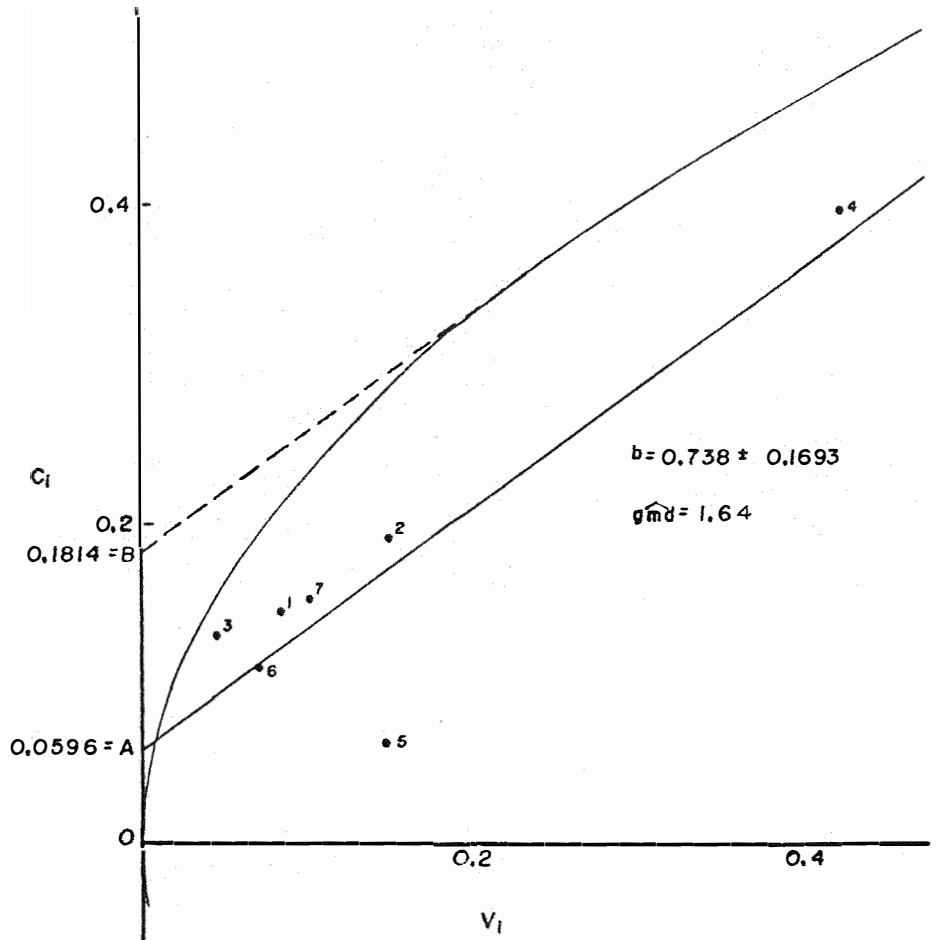


Figura 4. Regressão entre C_i e V_i para o número de sementes por vagem, avaliado em Patos de Minas, MG, em 1981.

(pág. 120), especialmente das cultivares 1, 'Diacol Calima', 2, 'Goiano Precoce' e 5, 'Pintado'. Estas alterações resultaram, provavelmente, das influências das condições experimentais sobre os genes dominantes (Tabela 12, pág. 84).

Embora a ordem de dominância das cultivares, discorde aparentemente da ordem para o número de sementes por vagem, nos dois locais, existem algumas tendências indicando para certas cultivares, que seus genes recessivos estão relacionados ao maior número de sementes por vagem, como na 4, 'Small White' e os dominantes estão relacionados ao menor número, como na 3, 'Roxo'.

Os resultados das Tabelas 17 (pág. 105) e 18 (pág. 106), sugerem que as cultivares utilizadas possuem um excesso de genes dominantes, principalmente em Patos de Minas. Isto pode ser verificado nas Figuras 3 (pág. 120) e 4 (pág. 121), através da distribuição das cultivares ao longo da reta de regressão, por tenderem situar nas posições inferiores, além de não ocuparem todo o segmento da reta. Assim, mesmo aquelas que acusaram uma maior proporção de genes recessivos, devem possuir também uma certa frequência de dominantes, pois, a classificação das cultivares nos gráficos é relativa. Em consequência, é provável que entre as cultivares utilizadas não estavam incluídos exemplares portadores essencialmente de genes recessivos. Isto implica na possibilidade de que tais cultivares sejam as portadoras de números superiores de

sementes por vagem, em acordo com o comportamento da cultivar 4, 'Small White'.

O valor do grau médio de dominância estimado com as observações de Patos de Minas (Tabela 18, pág. 106; Figura 4, pág. 121), é de maior magnitude em relação ao estimado com as observações de Lavras (Tabela 17, pág. 105; Figura 3, pág. 120), confirmando a expressão de maior proporção de genes dominantes em relação aos recessivos em Patos de Minas.

Considerando o peso de 100 sementes, as classificações das cultivares quanto às proporções de genes dominantes e recessivos, encontram-se nas Figuras 5 (pág. 124) e 6 (pág. 125), respectivamente, para os dialelos avaliados em Lavras e Patos de Minas.

Na Figura 5 (pág. 124), a ordem de dominância das cultivares foi 7, 4, 2, 3, 5, 1, 6. A cultivar 7, 'Ricopardo 896', foi a portadora da maior proporção de genes dominantes, enquanto as cultivares 6, 1, 5 e 3, respectivamente, 'Pintado', 'Diacol Calima', 'Manteigão Fosco 11' e 'Roxo', foram as portadoras das menores proporções. A ordem decrescente das cultivares quanto ao peso de 100 sementes, foi 1, 5, 6, 3, 2, 7, 4 (Tabela A.1., pág. 221), o que concorda em parte com a ordem de dominância e mostra que os genes dominantes foram os responsáveis pelo menor peso das sementes e os recessivos pelo maior.

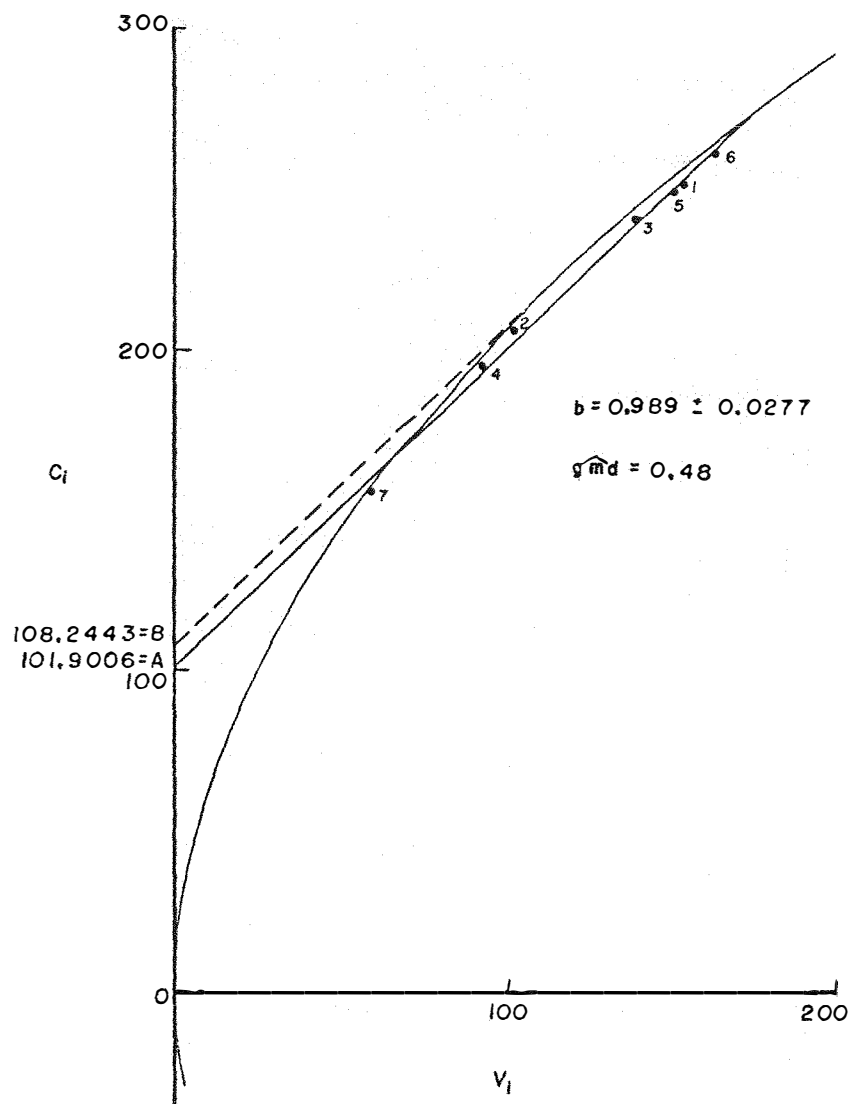


Figura 5. Regressão entre C_i e V_i para o peso de 100 sementes (log), avaliado em Lavras, MG, em 1981.

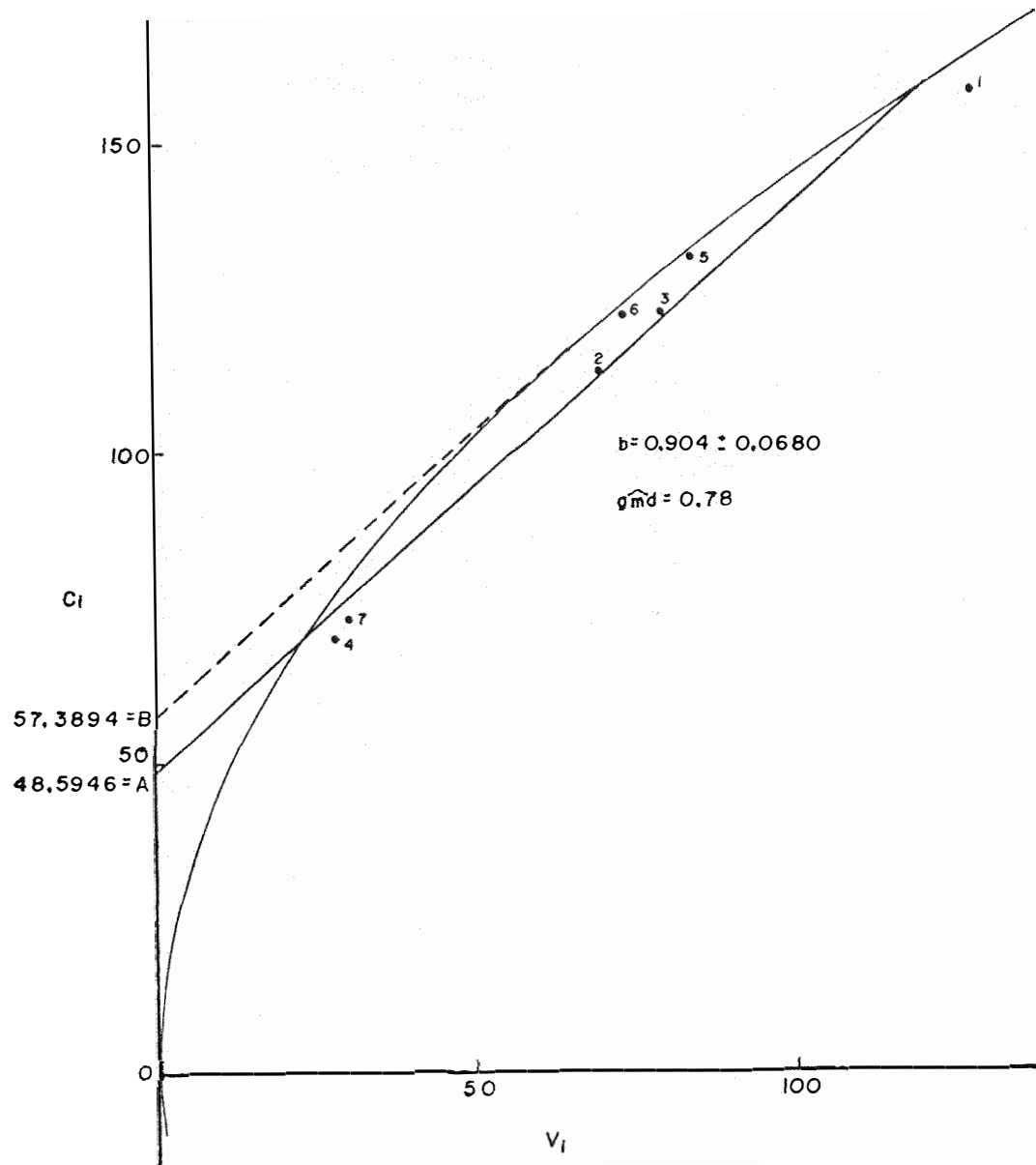


Figura 6. Regressão entre C_i e V_i para o peso de 100 sementes, avaliado em Patos de Minas, MG, em 1981.

Resultados semelhantes aos de Lavras, foram observados nas avaliações de Patos de Minas (Figura 6, pág. 125), onde a ordem de dominância das cultivares foi 4, 7, 2, 6, 3, 5, 1, e a ordem decrescente para o peso de 100 sementes foi 1, 5, 2, 6, 3, 7, 4 (Tabela A.2., pág. 222), portanto, inversas e concordantes. Neste local, as cultivares 4, 'Small White' e 7, 'Ricopardo 896', foram as portadoras da maior proporção de genes dominantes, que foram os responsáveis pelo menor peso da semente. A cultivar 1, 'Diácol Calima' foi a portadora da maior proporção de recessivos, responsáveis pelo maior peso. As cultivares 2, 6, 3 e 5, respectivamente, 'Goiano Precoce', 'Pintado', 'Roxo' e 'Manteigão Fosco 11', acusaram proporções semelhantes de genes dominantes e recessivos e produziram sementes de pesos intermediários (Tabela A.2., pág. 222).

O grau médio de dominância foi menor em Lavras do que em Patos de Minas (Figuras 5, pág. 124; 6, pág. 125; Tabelas 17, pág. 105; 18, pág. 106), embora seus valores indiquem dominância parcial em ambos os locais. A discordância destes valores se deveu, provavelmente, às diferentes influências dos fatores ambientais sobre os genes aditivos (Tabela 11, pág. 83) e dominantes (Tabela 12, pág. 84).

Comparando os gráficos dos componentes primários da produção, nota-se a maior contribuição da variância genética aditiva para o peso de 100 sementes, em relação aos outros componentes, por apresentar os maiores coeficientes line

ares de regressão. Porém, esta variância foi também mais importante do que a de dominância para os três componentes primários, como mostram as Tabelas 15 (pág. 98) e 16 (pág. 99) e os resultados obtidos por DICKSON (1967), VOYSEST (1972) e HAMBLIN e MORTON (1977). Já COYNE (1968), CHUNG e STEVENSON (1973) e FOOLAD e BASSIRI (1983), verificaram a prevalência da variância aditiva apenas para o peso de 100 sementes. Estes últimos autores utilizaram uma baixa densidade de plantio, que favorece a expressão dos genes dominantes em relação aos aditivos, segundo HAMBLIN e MORTON (1977).

Observa-se para os componentes primários da produção, que a ação gênica aditiva foi mais pronunciada em Lavras do que em Patos de Minas. Isto se nota pelos maiores coeficientes lineares de regressão em Lavras, em acordo com as maiores magnitudes das fontes de variação "a" na Tabela 15 (pág. 98), quando comparada com a Tabela 16 (pág. 99). O maior desenvolvimento vegetativo ocorrido em Lavras, deve ter estabelecido maior competição entre plantas, favorecendo a expressão dos genes aditivos em relação aos dominantes.

Na Tabela 19 (pág. 128), encontram-se os coeficientes de correlação (r_d) e de determinação (r_d^2) entre os comportamentos médios das cultivares (\bar{Y}_{ij}) (Tabelas A.1., pág. 221; A.2., pág. 222) e seus respectivos graus de dominância ($C_i + V_i$), para os componentes primários da produção avaliados em Lavras e Patos de Minas.

A significância de r_d apenas para o peso de 100 sementes, nos dois locais, indica que somente para este componente, pode-se prever os limites de seleção para os genes dominantes. Assim, estimou-se para Lavras, ser possível selecionar nas F_2 , materiais que apresentem pesos de 100 sementes entre 18,16 g e 50,73 g, enquanto que para Patos de Minas, poderão ser selecionados materiais que apresentem pesos de 100 sementes entre 15,61 g e 54,45 g.

Tabela 19. Coeficientes de correlação (r_d) e de determinação (r_d^2) entre \bar{Y}_{ii} e $(C_i + V_i)$, para o número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliados em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981.^{1/}

| Componentes da produção | Lavras | | Patos de Minas | |
|-------------------------|--------|-------------|----------------|-------------|
| | r_d | r_d^2 (%) | r_d | r_d^2 (%) |
| X | 0,42 | 17,64 | - 0,46 | 21,07 |
| Y | -0,47 | 22,09 | 0,48 | 22,99 |
| Z | 0,79* | 61,78 | 0,97** | 93,90 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças de 0,0, respectivamente, ao nível de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste t.

As correlações estimadas para este componente da produção foram positivas e confirmam as observações gerais

das Figuras 5 (pág. 124) e 6 (pág. 125), indicando que os genes recessivos são responsáveis pelos maiores pesos das sementes e os dominantes, pelos menores.

Como o controle genético do peso de 100 sementes foi essencialmente aditivo (Tabelas 15, pág. 98; 16, pág. 99; 17, pág. 105; 18, pág. 106; Figuras 5, pág. 124; 6, pág. 125), existem maiores possibilidades para se obter materiais com pesos de sementes mais extremos, com base neste tipo de ação gênica. Portanto, em um programa de melhoramento para este caráter, deve-se em primeiro lugar considerar a média dos progenitores. Sempre que possível, deve-se utilizar também, aqueles progenitores portadores dos genes dominantes ou recessivos favoráveis, que poderão contribuir para maiores progressos.

Nota-se nas Figuras 5 (pág. 124) e 6 (pág. 125), que entre as cultivares utilizadas encontram-se praticamente os genótipos extremos para o peso de 100 sementes. Como exemplo, se o objetivo do melhorista for obter linhagens com os maiores pesos das sementes, deve-se cruzar as cultivares que também tenham pesos elevados. Tais cultivares provavelmente são portadoras dos genes recessivos para o caráter. Como se observa nas Tabelas A.1. (pág. 221) e A.2. (pág. 222), a população F_2 oriunda do cruzamento 'Diacol Calima' x 'Manteigão Fosco 11', mostra ser a potencialmente mais promissora.

Os resultados da Tabela 19 (pág. 128) discordam

dos apresentados nas Tabelas 15 (pág. 98) e 16 (pág. 99), quanto à direção de dominância detectada pela fonte de variação " b_1 ". No entanto, esta direção refere-se à dominância média, que avalia a diferença entre a média das cultivares e a média das F_2 . Enquanto a direção de dominância prevista na Tabela 19 (pág. 128), resultou da associação entre o grau de dominância de cada cultivar e seu comportamento médio. Estes desaccordos observados para os componentes primários da produção, foram também verificados por outros autores (MATHER e JINKS, 1971; NANCHARAI AH *et alii*, 1974a; NANCHARAI AH *et alii*, 1974b).

As elevadas interações dos efeitos de dominância com repetições dentro de locais (Tabela 12, pág. 84), para os componentes primários da produção, podem contribuir para explicar a diferença na direção de dominância, determinada com base na dominância média e com base na correlação entre os graus de dominância das cultivares e seus comportamentos médios.

Os comportamentos das cultivares diferiram nos dois locais, quanto aos componentes primários da produção (Tabelas A.1., pág. 221; A.2., pág. 222). Tais diferenças são explicadas pelas interações dos efeitos aditivos dos genes de cada cultivar com locais (Tabela 11, pág. 83). Estas interações e aquelas observadas entre os efeitos de dominância com locais (Tabela 12, pág. 84), explicam as correlações da Tabela 19 (pág. 128), que mostraram tendências para diferirem nos dois locais,

para os números de vagens e de sementes por vagem.

4.3.2. Produção de grãos por planta

Os resultados das análises da variância, que testam os componentes genéticos aditivos e de dominância, da produção de grãos por planta, estão registrados na Tabela 20 (pág. 132), para as avaliações de Lavras e Patos de Minas.

Na análise dos dados obtidos em Lavras, apenas as fontes resíduo e total excluem a F_2 'Pintado' x 'Ricopardo 896'. As demais fontes de variação foram obtidas, usando as estimativas para esta F_2 .

Observa-se que as diferenças genéticas entre as cultivares e F_2 foram explicadas apenas pela variância aditiva. Neste caso, a fonte "a" surgiu exclusivamente a partir dos desvios aditivos dos genes.

No entanto, observa-se nos dados de Patos de Minas, que a fonte "b" esteve próxima da significância ao nível de 5% de probabilidade, com os valores de F calculado e tabelado, respectivamente, 1,70 e 1,77, indicando a presença de dominância. A tendência de significância de " b_2 ", é a provável responsável pela dominância e sugere uma assimetria na distribuição dos genes dominantes e recessivos nas cultivares, o que implica na participação dos desvios de dominância na vari

ância aditiva.

Tabela 20. Resumo das análises da variância da produção de grãos por planta (W), com as respectivas decomposições de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente aos dialelos conduzidos em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981.

| Fontes de variação | Lavras | | Patos de Minas | |
|--------------------|--------|------------------|----------------|------------------|
| | GL | QM ^{1/} | GL | QM ^{1/} |
| Blocos (B) | 2 | 6,8889* | 2 | 1,1840* |
| Populações | 27 | 3,3554 | 27 | 0,8488** |
| a | 6 | 7,7648** | 6 | 2,3582** |
| b | 21 | 2,0930 | 21 | 0,4175 |
| b ₁ | 1 | 1,5201 | 1 | 0,6344 |
| b ₂ | 6 | 2,5046 | 6 | 0,4789 |
| b ₃ | 14 | 1,9575 | 14 | 0,3757 |
| Resíduo | 52 | 2,1884 | 54 | 0,2448 |
| a x B | 12 | 2,0362 | 12 | 0,2249 |
| b x B | 42 | 2,1380 | 42 | 0,2506 |
| b ₁ x B | 2 | 8,3056 | 2 | 0,3396 |
| b ₂ x B | 12 | 1,0128 | 12 | 0,3323 |
| b ₃ x B | 28 | 2,1798 | 28 | 0,2092 |
| Total | 80 | 2,7264 | 83 | 0,4639 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

Em Lavras, quando "b₂" foi testado por seu resíduo específico, mostrou também frágil tendência para significância. O uso deste resíduo é uma opção válida, diante dos resíduos de "b₁", "b₂" e "b₃" aproximarem da heterogeneidade, com um $\chi^2 = 5,19$.

Não houve tendências para a significância das fontes "b₁" e "b₃" nos dois locais. Assim, o resultado de "b₁" indica ausência de dominância média e corresponde à semelhança entre a média das cultivares e a das F₂. Implica ainda que os prováveis genes dominantes que se expressaram não mostraram efeitos unidirecionais. Quanto à fonte "b₃", a indicação é de ausência de efeitos de dominância específicos para cada F₂.

As evidências da dominância apresentadas na Tabela 20 (pág. 132), aliadas às detectadas na Tabela 12 (pág. 84), sugerem a sua presença, embora, relativamente menos pronunciada do que a ação aditiva. Um fator que deve ter contribuído para mascarar a presença da dominância, é a sensibilidade da produção de grãos às influências das condições experimentais (Tabelas 7, pág. 73; 8, pág. 74), resultando na instabilidade de expressão dos genes dominantes entre as repetições dentro de locais (Tabela 12, pág. 84).

Existem evidências de alterações no efeito da dominância sobre a produção de grãos, quando as plantas desen

volvem-se sob diferentes competições. Em plantios em baixa densidade, onde a competição entre plantas é pequena, observou-se que o efeito da dominância é para aumentar a produção de grãos (VOYSEST, 1972; ALBUQUERQUE e VIEIRA, 1974; HAMBLIN e MORTON, 1977; FOOLAD e BASSIRI, 1983). No entanto, com o aumento da competição, este efeito pode ser inibido e até revertido (HAMBLIN e EVANS, 1976; HAMBLIN e MORTON, 1977). Como nas condições experimentais ocorridas em Lavras as plantas atingiram um desenvolvimento vegetativo muito maior do que em Patos de Minas, deve ter estabelecido naquele local uma maior competição entre plantas, onde possivelmente os genes dominantes tiveram seus efeitos inibidos e até revertidos. Neste caso, é provável que os efeitos negativos da dominância fizeram oposição aos aditivos, resultando no desaparecimento das diferenças entre as F_2 , como mostra a Tabela 7 (pág. 73).

Na Tabela 21 (pág. 135) encontram-se as estimativas dos componentes de variância e dos parâmetros genéticos derivados, para as avaliações de Lavras e Patos de Minas.

Nota-se que apenas a variância, \bar{D} , oriunda dos desvios aditivos dos genes, se destacou em Lavras. Em Patos de Minas esta variância mostrou menor expressão, além de saliente instabilidade entre repetições. Os demais componentes genéticos mostraram-se também muito instáveis nos dois locais. Novamente deve ser lembrado que os desvios dos componentes genéticos devem estar superestimados, por se dispor de apenas

três repetições (MATHER e JINKS, 1971).

Tabela 21. Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para a produção de grãos por planta (W), avaliada em Lavras e Patos de Minas, MG, em 1981.

| Componentes de variância | Lavras | Patos de Minas |
|-----------------------------------|-------------------|-----------------|
| \hat{D} | 6,6678 ± 1,0655 | 1,2856 ± 0,9625 |
| \hat{H}_1 | 13,6383 ± 14,2222 | 3,8713 ± 5,2361 |
| \hat{H}_2 | 13,9808 ± 5,4827 | 2,5530 ± 3,4450 |
| \hat{F} | 9,3325 ± 11,0385 | 1,4807 ± 1,7138 |
| \hat{E} | 5,2961 ± 1,9610 | 0,6209 |
| \hat{E}_1 | 5,9062 | 0,7527 |
| Parâmetros genéticos | | |
| $g\hat{m}d$ | 1,43 | 1,74 |
| $(\hat{F}/2)/\sqrt{D(H_1 - H_2)}$ | - | 0,5678 |
| $\hat{H}_2/4H_1$ | 0,2563 | 0,1649 |
| \hat{N}_D/N_R | 2,9164 | 1,9934 |
| \hat{n} | 0,33 | 0,72 |
| \hat{h}_a^2 | 0,4556 | 0,7091 |
| \hat{h}_r^2 | 0,2383 | 0,5195 |

Em virtude dos elevados desvios dos componentes genéticos, apenas as informações fornecidas pela Tabela 21 não permitem conclusões seguras sobre o controle genético da

produção de grãos. Como exemplo, os graus médios de dominância (\bar{g}_{md}) estimados nos dois locais, indicam sobredominância, em desacordo com a prevalência da ação gênica aditiva salientada na Tabela 20 (pág. 132).

O grau de dominância por loco, $(\bar{F}/2)\sqrt{[D(H_1 - H_2)]}$, obtido com os dados de Patos de Minas, mostrou-se desuniforme e indica contribuições desiguais dos locos para o grau médio de dominância. Em Lavras, não foi possível estimar o presente parâmetro genético, devido o valor de \hat{H}_2 exceder \hat{H}_1 .

O valor de $\hat{H}_2/4H_1$, obtido em Lavras, sugere que os alelos positivos e negativos que exibem dominância, se presentes, encontram-se em proporções iguais nas cultivares. Já em Patos de Minas, o valor inferior a 0,25 indica que os alelos positivos e negativos não se encontram em proporções iguais nas cultivares. Estes resultados confirmam o teste da fonte de variação "b₂" na análise da Tabela 20 (pág. 132).

A razão entre o número total de genes dominantes e recessivos nas cultivares (\hat{N}_D/N_R), foi discordante nos dois locais, porém indica em ambos, um excesso de genes dominantes. O valor obtido para Lavras é o que deve conter mais erros, pois deveria valer 1,0, diante da aparente igualdade entre \hat{H}_1 e \hat{H}_2 . Neste caso, a principal causa dos erros é o alto valor de \bar{F} que deveria ser zero.

O número de fatores efetivos que exibem domi -

nância (\hat{n}), corresponde a estimativas de magnitudes insignificantes. Como o parâmetro refere-se apenas aos fatores dominantes com mesmo efeito e direção, tais estimativas eram de se esperar, pois além das frágeis evidências da dominância, os resultados da Tabela 20 (pág. 132) indicam ausência de dominância unidirecional e portanto, a nulidade de \hat{n} .

As maiores herdabilidades foram estimadas a partir das avaliações de Patos de Minas, apesar de seus componentes genéticos terem sofrido grandes oscilações entre repetições.

Nota-se nas Tabelas 17 (pág. 105) e 18 (pág. 106), que as herdabilidades dos componentes primários da produção foram sensivelmente superiores em relação aos da produção de grãos, principalmente a herdabilidade no sentido restrito. Tal observação salienta a maior influência dos erros experimentais sobre a produção de grãos (Tabelas 7, pág. 73; 8, pág. 74). O menor valor de herdabilidade para a produção de grãos em relação aos seus componentes primários, foi também verificado por CAMACHO *et alii* (1965), DENIS (1967), CHUNG e STEVENSON (1973), AGGARWAL e SINGH (1973), PANIAGUA e PINCHINAT (1976), RAMALHO *et alii* (1979a) e RAMALHO *et alii* (1979b).

Os presentes resultados sugerem que a seleção de populações com maior potencial para a produção de grãos por planta, não deve mostrar grande eficácia na F_2 , devendo ser

praticada em gerações mais avançadas.

A caracterização das cultivares, quanto à proporção de genes dominantes e recessivos, encontra-se na Figura 7 (pág. 139), para o dialelo conduzido em Lavras e na Figura 8 (pág. 140), para o conduzido em Patos de Minas.

Apesar do presente caráter ser controlado essencialmente pela ação gênica aditiva (Tabela 20, pág. 132), a distribuição das cultivares ao longo da reta de regressão sugere variações relativas quanto às proporções de genes dominantes e recessivos.

Nas avaliações de Lavras, a ordem de dominância foi 4, 2, 1, 3, 7, 5, 6, com a cultivar 6, 'Pintado', portadora da maior proporção de genes recessivos, enquanto, as demais cultivares mostraram as maiores proporções de dominantes, com destaque para 4 e 2, respectivamente, 'Small White' e 'Goiano Precoce'.

A ordem decrescente das cultivares quanto a produção de grãos por planta foi 6, 7, 5, 1, 4, 3, 2, que embora não sendo inteiramente concordante com a ordem de dominância, mostrou uma tendência indicando que os genes recessivos foram responsáveis pelas maiores produções por planta. Entre as 4 cultivares com as maiores produções por planta, 3 foram de sementes grandes, 6, 5 e 1, respectivamente, 'Pintado', 'Man-teigão Fosco 11' e 'Diacol Calima' e apenas uma, a 7, 'Rico -

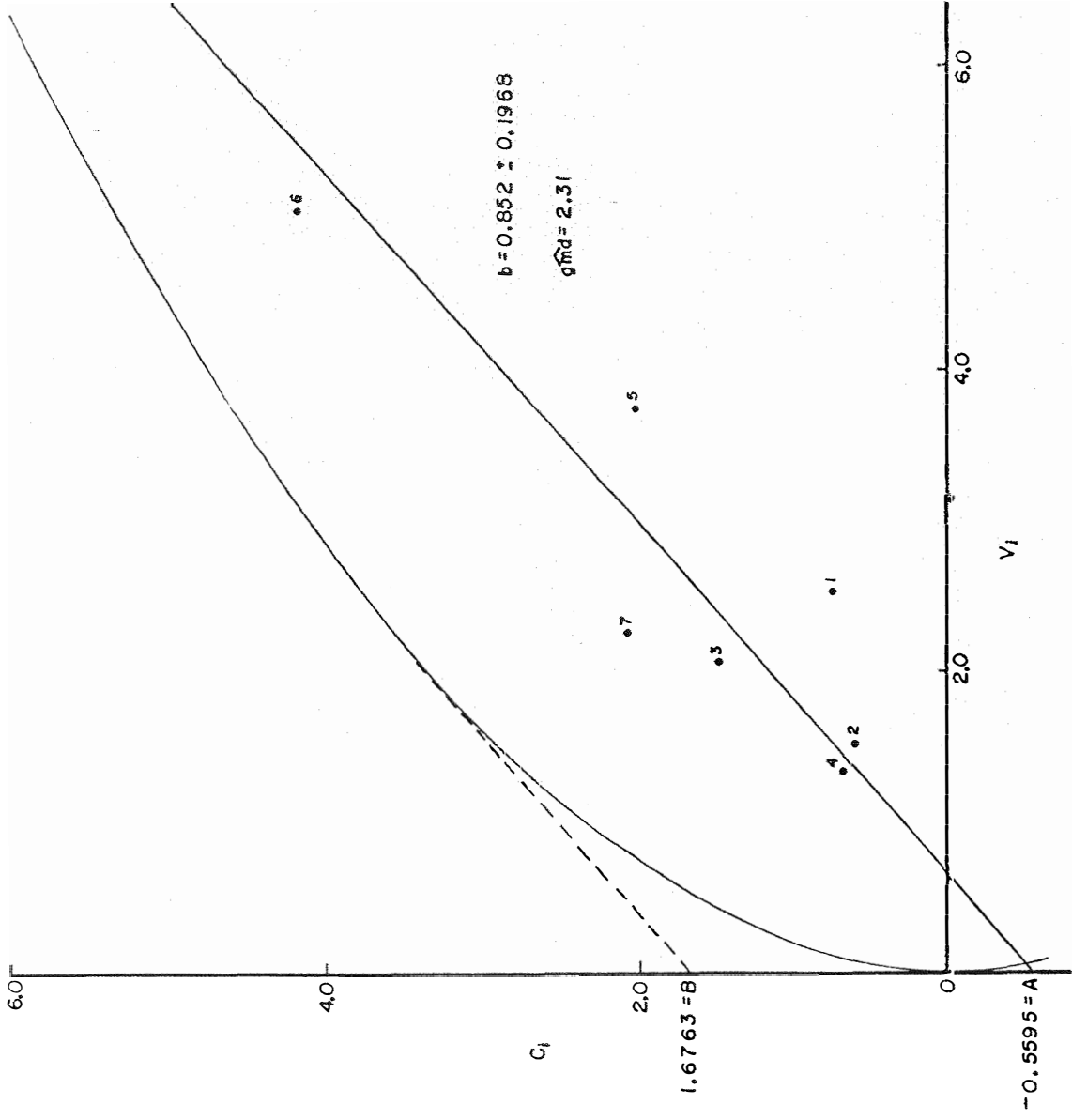


Figura 7. Regressão entre C_i e V_i para a produção de grãos por planta, avaliada em Lavras, MG, em 1981.

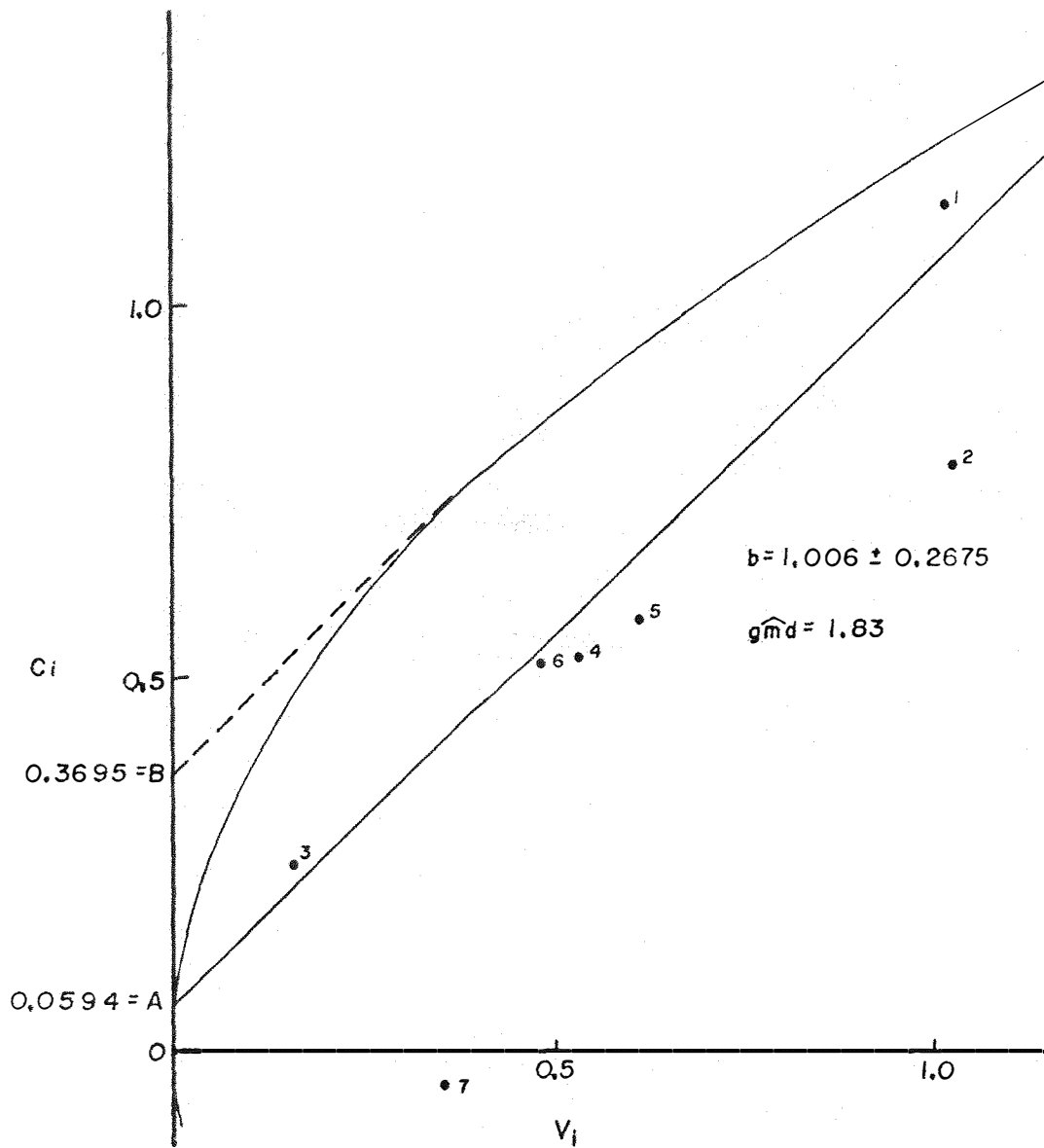


Figura 8. Regressão entre C_i e V_i para a produção de grãos por planta, avaliada em Patos de Minas, MG, em 1981.

pardo 896', de sementes pequenas (Tabela A.1., pág. 221).

Nas avaliações de Patos de Minas, a ordem de dominância foi 7, 3, 6, 4, 5, 2, 1. As cultivares 7 e 3, respectivamente, 'Ricapardo 896' e 'Roxo', exibiram as maiores proporções de genes dominantes e as cultivares 1 e 2, respectivamente, 'Diacol Calima' e 'Goiano Precoce', as menores proporções.

A ordem decrescente das cultivares quanto à produção de grãos por planta foi 3, 1, 6, 5, 7, 4, 2 e discordante da ordem de dominância. Isto implica que os efeitos dos genes dominantes não se mostraram unidirecionais, pois, as cultivares 'Roxo' e 'Diacol Calima', que foram as mais produtivas, apresentaram, respectivamente, uma das maiores e a menor proporção de genes dominantes. Por outro lado, as cultivares 'Ricapardo 896' e 'Goiano Precoce', estavam entre as menos produtivas e exibiram, respectivamente, a maior e uma das menores proporções de genes dominantes.

Considerando a prevalência da ação gênica aditiva, os graus médios de dominância (g_{md}) estimados através das Figuras 7 (pág. 139) e 8 (pág. 140) estão sensivelmente inflacionados por erros, especialmente para os dados de Lavras. A interação dos efeitos de dominância com repetições dentro de locais (Tabela 12, pág. 84), provavelmente foi a que inflacionou C_i e V_i , reduziu os coeficientes lineares de regressão e gerou os elevados g_{md} .

Entre as análises utilizadas para a produção de grãos, a apresentada na Tabela 20 (pág. 132) foi a que forneceu informações mais seguras. Como salientaram ALLARD (1956a) e JANA (1976), apenas a análise gráfica não fornece informações confiáveis sobre o controle genético de caracteres muito sensíveis às influências ambientais.

As correlações (r_d) entre os graus de dominância das cultivares ($C_i + V_i$) e suas produções médias de grãos, foram 0,64 em Lavras e -0,19 em Patos de Minas. Ambas não se mostraram significativas, indicando que os efeitos dos genes dominantes não foram unidirecionais e portanto, impossível de prever limites seletivos para estes genes.

São interessantes algumas comparações dos comportamentos das cultivares e F_2 quanto à produção de grãos e seus componentes primários. Comparando as correlações (r_d) obtidas para a produção de grãos, com as de seus componentes primários (Tabela 19, pág. 128), nota-se que o efeito dos genes dominantes foi consistente nos dois locais apenas para o peso de 100 sementes. Para a produção de grãos e os demais componentes primários, houve uma tendência de inversão dos efeitos.

O comportamento das cultivares e F_2 , quanto a produção de grãos e o número de vagens, foi semelhante nos dois locais e o inverso do número de sementes por vagem. Em Lavras, os genes dominantes tenderam a reduzir a produção e o número de vagens e a aumentar o número de sementes por vagem.

Já em Patos de Minas, os genes dominantes tenderam a aumentar o número de vagens e a reduzir o número de sementes por vagem, enquanto seus efeitos foram bidirecionais para a produção de grãos.

O número de vagens por planta, além de ser considerado o principal componente primário da produção, é também um caráter complexo que possui vários componentes (BENETT *et alii*, 1977). Estes autores verificaram que entre os componentes do número de vagens, o número de ramos por planta e o número de ramos por planta reduziram-se nas maiores densidades de plantio e foram os principais responsáveis pela redução do número de vagens.

A evidência de maior comprimento do internódio em condições de maior umidade (DAVIS, 1973), indica a possibilidade de maior acamamento e sombreamento entre plantas. Segundo CARVALHO (1981), a falta de luz foi a principal responsável pela redução do número de vagens por planta. Nas condições experimentais de Lavras, onde se dispôs de maior umidade e conseqüentemente maior fertilidade, as plantas apresentaram um grande desenvolvimento vegetativo e atingiram grandes portes. Estes foram os responsáveis pelos acentuados acamamentos e maior competição entre plantas, principalmente pela luz. Portanto, a falta de luz deve ter sido a causa que restringiu a expressão dos genes dominantes, responsáveis pela produção de grãos e número de vagens, nas condições experimentais de La

avras e mostrou tendências para inverter seus efeitos nas condições de Patos de Minas.

Ainda considerando o número de vagens, observa-se nas Figuras 1 (pág. 115) e 2 (pág. 116), que algumas cultivares mostraram uma inversão nas proporções de genes dominantes e recessivos nos dois locais. Entre elas, as maiores alterações ocorreram na 4, 'Small White' e 2, 'Goiano Precoce'. A cultivar 'Small White' possui crescimento indeterminado, grande ramificação, o que resultou em um acentuado acamamento nas condições experimentais de Lavras e, provavelmente, sofreu maior competição pela luz. Estas observações estão de acordo com a menor proporção de genes dominantes expressados pela cultivar neste local. Enquanto a cultivar 'Goiano Precoce', de crescimento determinado e porte arbustivo, não mostrou acamamento nas condições de Lavras e provavelmente foi a menos afetada pela competição por luz. Em acordo, tal cultivar expressou a maior proporção de genes dominantes neste local. Nas condições experimentais de Patos de Minas, onde o desenvolvimento das plantas foi pequeno e a luz provavelmente não se constituiu um fator limitante, nota-se que as proporções de genes dominantes e recessivos das duas cultivares se inverteram. A cultivar 6, 'Pintado', mostrou um comportamento semelhante ao da 'Goiano Precoce' nos dois locais.

Para a produção de grãos, as cultivares 1, 'Dicol Calima' e 2, 'Goiano Precoce', ambas de hábito de cresci-

mento determinado, mostraram as maiores proporções de genes dominantes em Lavras e as menores em Patos de Minas (Figura 7, pág. 139; 8, pág. 140). A cultivar 6, 'Pintado', de hábito de crescimento indeterminado, exibiu proporções inversas dos genes dominantes nos dois locais.

As alterações nas proporções de genes dominantes e recessivos em ambientes diferentes, foram também verificadas por JANA (1975), que sugeriu como provável causa das alterações, a reversão dos efeitos de dominância nos locos que controlam a época de florescimento em cevada. O autor admitiu ainda, como possibilidade mais remota, que nos ambientes diferentes os locos gênicos em atividade não seriam os mesmos.

A produção de grãos foi considerada como o resultado de uma interação multiplicativa entre seus componentes primários (GRAFIUS, 1956; ADAMS, 1967). Nota-se nas Tabelas 15 (pág. 98) e 16 (pág. 99) e nas Figuras 3 (pág. 120), 4 (pág. 121), 5 (pág. 124) e 6 (pág. 125), que o comportamento das cultivares e F_2 quanto ao número de sementes por vagem e peso de 100 sementes, diferiu do número de vagens por planta em cada local. Porém, comparando as Tabelas A.1. (pág. 221) e A.2. (pág. 222), observa-se que todos os componentes primários apresentaram maiores magnitudes nas condições experimentais de Lavras, especialmente o número de vagens. Isto indica que a maior disponibilidade de água e nutrientes foram essenciais para a expressão do potencial genético, que resultou

em um acréscimo máximo na produção de grãos por planta. Os acréscimos na produção de grãos e nos seus componentes primários foram similares nas cultivares e F_2 e sugerem que os genes aditivos destes caracteres, foram os que apresentaram, proporcionalmente, maiores expressões nas condições ambientais mais favoráveis. Estas observações sobre os componentes primários da produção estão de acordo com as sugestões de GRAFIUS (1972), de que os componentes da produção em aveia usam um conjunto comum de recursos do ambiente e também certos recursos específicos para cada componente.

Efeitos predominantes da dominância, para aumentar a produção de grãos e seus componentes primários, têm sido verificados em plantios com baixa densidade (VOYSEST, 1972; CHUNG e STEVENSON, 1973; ALBUQUERQUE e VIEIRA, 1974; HAMBLIN e MORTON, 1977; FOOLAD e BASSIRI, 1983). Enquanto que a ação aditiva dos genes constitui-se no principal componente genético de variação, em plantios na densidade normal da cultura (HAMBLIN e MORTON, 1977). É com base em observações como estas que QUINONES (1969) e HAMBLIN e EVANS (1977) verificaram ser altamente precisa a previsão do potencial de um cruzamento, a partir do comportamento médio dos progenitores, desde que eles sejam avaliados na densidade de cultura. Verificaram também, que as previsões feitas a partir do plantio em baixa densidade são imprecisas.

Os presentes resultados salientaram a predomi-

nância da ação gênica aditiva para a produção de grãos e seus componentes primários. Considerando esta predominância para explicar a variação genética entre os materiais desenvolvidos na densidade de cultura, é necessário julgar melhor um procedimento geralmente adotado em certos programas de melhoramento de feijoeiro, desenvolvidos a partir de cruzamentos. É normal realizar a seleção de plantas individuais na geração F_2 , em plantios espaçados, quando pretende-se usar métodos de melhoramento como o genealógico (pedigree), bulk dentro de família e descendência de uma única semente (single seed descent). A prática de seleção em plantas espaçadas na F_2 , é para facilitar o exame visual da planta a ser selecionada. Como nesta densidade os efeitos da dominância contribuem positivamente para aumentar o valor da produção de grãos e seus componentes primários, é provável que a seleção de plantas individuais na geração F_2 , conduzida na densidade normal da cultura, permita maior eficiência na seleção de combinações genéticas superiores devidas aos genes aditivos, em detrimento da maior facilidade para se praticar a seleção.

4.3.3. Porte da planta

Encontram-se na Tabela 22 (pág. 148), os resultados das análises da variância que testam os componentes genéticos aditivos e de dominância, que controlam os componentes do porte da planta.

Tabela 22. Resumo das análises da variância do número médio de internódios da haste mais longa (A) e comprimento médio dos internódios (B), com as respectivas composições de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente ao dialelo conduzido em Lavras, MG, em 1981.

| Fontes de variação | GL | Quadrados médios ^{1/} | |
|--------------------|----|--------------------------------|----------|
| | | A | B |
| Blocos (B) | 2 | 1,7938** | 0,7219* |
| Populações | 27 | 1,4290** | 1,3668** |
| a | 6 | 5,0864** | 4,8605** |
| b | 21 | 0,3841 | 0,3686** |
| b ₁ | 1 | 0,0691 | 2,6572** |
| b ₂ | 6 | 0,7384** | 0,3583* |
| b ₃ | 14 | 0,2547 | 0,2096 |
| Resíduo | 54 | 0,2204 | 0,1488 |
| a x B | 12 | 0,2107 | 0,1407 |
| b x B | 42 | 0,2231 | 0,1512 |
| b ₁ x B | 2 | 0,4506 | 0,3549 |
| b ₂ x B | 12 | 0,1753 | 0,0834 |
| b ₃ x B | 28 | 0,2273 | 0,1657 |
| Total | 83 | 0,6514 | 0,5589 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

Para o número de internódios, as diferenças genéticas entre as cultivares e F₂, foram devidas essencialmen-

te à variância genética aditiva. Observa-se, no entanto, ten dência da presença do efeito de dominância através da fonte de variação "b", pois, os valores de F calculado e tabelado a 5% de probabilidade foram, respectivamente, 1,74 e 1,76.

A variância de dominância foi devida exclusivamente à distribuição assimétrica dos genes dominantes e reces sivos nas cultivares, em virtude da significância somente de "b₂".

A não significância de "b₁" implica na ausên - cia de dominância média e corresponde à semelhança entre a mē dia das cultivares e das F₂. A ausência de dominância específic a para cada F₂ é indicada pela não significância da fonte "b₃".

Considerando o comprimento médio dos internô - dios, verificou-se também a predominância da ação gênica adi - tiva para explicar as diferenças entre as cultivares e F₂. Po rēm, nota-se para este caráter que o efeito de dominância te - ve uma participação pronunciada.

As contribuições da dominância foram devidas à dominância média e assimetria na distribuição dos genes domi - nantes e recessivos, como se nota pelas significâncias, res - pectivamente, das fontes "b₁" e "b₂".

A presença de dominância média indica que a mē dia das F₂ é superior à média das cultivares (Tabela A.3., pág.

223), portanto, a dominância foi unidirecional e no sentido de aumentar o comprimento médio dos internódios.

A distribuição assimétrica dos genes dominantes e recessivos nas cultivares, para os dois componentes do porte da planta, indica também que a variância genética aditiva presente, fonte "a", não corresponde a um teste apenas dos desvios aditivos dos genes, mas contém uma participação dos desvios de dominância, devido às proporções diferentes dos genes dominantes e recessivos nas cultivares.

Na Tabela 23 (pág. 151) estão apresentadas as estimativas dos componentes de variância e dos parâmetros genéticos derivados, para o número médio de internódios da haste mais longa e comprimento médio dos internódios.

Entre os componentes genéticos, nota-se que a variância aditiva, \hat{D} , foi predominante, em acordo com os resultados da Tabela 22 (pág. 148). Os demais componentes de variância mostraram uma acentuada interação com repetições.

Considerando o número de internódios da haste mais longa, o grau médio de dominância (\hat{gmd}) indica dominância completa e significa que as magnitudes dos desvios médios aditivo e de dominância foram equivalentes. Tais desvios foram também equivalentes em cada loco, pois o valor de $(\hat{F}/2)/\sqrt{[D(H_1 - H_2)]}$ sugere que todos os locos que exibem dominância contribuíram uniformemente para o \hat{gmd} . Estes parâmetros de -

vem estar inflacionados por erros, em virtude da variância genética ter sido essencialmente aditiva (Tabela 22, pág. 148).

Tabela 23. Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para o número médio de internódios da haste mais longa (A) e comprimento médio dos internódios (B), avaliados em Lavras, MG, em 1981.

| Componentes de variância | A | B |
|-------------------------------------|-----------------|-----------------|
| \bar{D} | 3,9858 ± 1,9258 | 2,0905 ± 0,6553 |
| \bar{H}_1 | 3,7199 ± 3,2793 | 2,9028 ± 2,6543 |
| \bar{H}_2 | 1,6730 ± 0,8877 | 2,3633 ± 2,5014 |
| \bar{F} | 5,4213 ± 4,0122 | 0,1963 ± 1,1663 |
| \bar{E} | 0,6238 ± 0,0705 | 0,3705 ± 0,1118 |
| \bar{E}_1 | 0,6754 | 0,5151 |
| Parâmetros genéticos | | |
| $g\bar{m}d$ | 0,97 | 1,18 |
| $(\bar{F}/2)/\sqrt{[D(H_1 - H_2)]}$ | 0,9490 | 0,0924 |
| $\bar{H}_2/4H_1$ | 0,1124 | 0,2035 |
| \bar{N}_D/N_R | 5,7559 | 1,0830 |
| \bar{n} | 0,14 | 3,41 |
| \bar{h}_a^2 | 0,8191 | 0,8853 |
| \bar{h}_r^2 | 0,7332 | 0,7233 |

Para este componente do porte da planta, o valor de $\bar{H}_2/4H_1$ inferior a 0,25, mostra que as proporções dos a

valores positivos e negativos são desiguais nas cultivares, sendo que houve a expressão de um excesso de genes dominantes, como indica o parâmetro \bar{N}_D/\bar{N}_R sensivelmente superior a 1,0.

A estimativa praticamente nula do número de fatores dominantes (\bar{h}), resultou do não atendimento às exigências de genes de mesmo efeito e direção, como indica a não significância da fonte de variação "b₁" na Tabela 22 (pág. 148).

As herdabilidades nos sentidos amplo (\bar{h}_a^2) e restrito (\bar{h}_r^2) foram elevadas, sugerindo para o presente caráter, ser viável selecionar populações com base em sua média, nas primeiras gerações segregantes. Estes valores de herdabilidade foram comparáveis aos obtidos por PANIAGUA e PINCHINAT (1976) e superior ao obtido por TONGUTHAISRI (1976).

Para o comprimento médio dos internódios, o grau médio de dominância (\bar{g}_{md}) foi levemente superior a 1,0, indicando uma possível sobredominância. No entanto, na Tabela 23 (pág. 151), nota-se que o erro de \bar{D} é proporcionalmente inferior em relação ao de \bar{H}_1 . Como é a partir destes componentes que se estima o \bar{g}_{md} , ele deve conter erros. Porém, comparando com o \bar{g}_{md} do número de internódios e com os resultados da Tabela 22 (pág. 148), o resultado torna-se coerente com a contribuição da dominância ligeiramente maior para o presente componente do porte da planta. O grau de dominância por loco, $(\bar{F}/2)/\sqrt{[D(H_1 - H_2)]}$, foi desuniforme e sugere que em alguns locais pode ter ocorrido sobredominância, enquanto que em outros,

graus inferiores de dominância.

As proporções de alelos positivos e negativos ($\bar{H}_2/4H_1$) nas cultivares, não foram iguais, embora evidencia que a desigualdade foi menor para o comprimento médio dos internódios do que para seu número. A significância de "b₂" na Tabela 22 (pág. 148) é uma confirmação da desigualdade nas proporções e da superioridade de \bar{H}_1 em relação a \bar{H}_2 .

O número total de genes dominantes foi praticamente igual ao de recessivos (\bar{N}_D/N_R). Era de se esperar uma desigualdade entre os números destes genes, em coerência com a significância de "b₂" na Tabela 22 (pág. 148). Tal resultado se deveu ao valor de \bar{F} praticamente nulo.

A estimativa do número de fatores que exibem dominância (\bar{n}) indica a presença de no mínimo quatro. Tal resultado está de acordo com a significância de "b₁" na Tabela 22 (pág. 148), indicando dominância unidirecional. No entanto, a exigência de genes com efeitos iguais parece não ter sido satisfeita, em vista do grau de dominância por loco não ter se mostrado uniforme.

As estimativas de herdabilidade nos sentidos amplo (\bar{h}_a^2) e restrito (\bar{h}_r^2) foram elevadas e equivalentes às estimativas do número de internódios. Assim, a seleção de populações com os maiores comprimentos médios dos internódios, também deve levar a progressos compensadores, mesmo quando reali

zadas nas primeiras gerações segregantes.

A equivalência das herdabilidades dos componentes do porte da planta surgiu, apesar do efeito de dominância ter sido proporcionalmente mais influente na expressão do comprimento médio dos internódios. A causa para a equivalência foi provavelmente, o excesso de genes dominantes para o número de internódios, em relação ao seu comprimento médio. Esta observação salienta a influência das frequências alélicas nas cultivares para a magnitude da herdabilidade no sentido restrito.

A predominância da ação gênica aditiva controlando os componentes do porte da planta foi também verificada por DAVIS e FRAZIER (1966). Porém, resultados discordantes são observados na literatura, com a prevalência de genes não aditivos (TONGUTHAISRI, 1976).

A caracterização das cultivares quanto a proporção de genes dominantes e recessivos, está representada na Figura 9 (pág. 155), para o número médio de internódios da haste mais longa e na Figura 10 (pág. 156), para o comprimento médio dos internódios.

Para o número médio de internódios, a ordem de dominância das cultivares foi 3, 6, 2, 1, 4, 7, 5, com as cultivares 3, 'Roxo', 6, 'Pintado' e 2, 'Goiano Precoce', exibindo a maior proporção de genes dominantes e as cultivares 5,

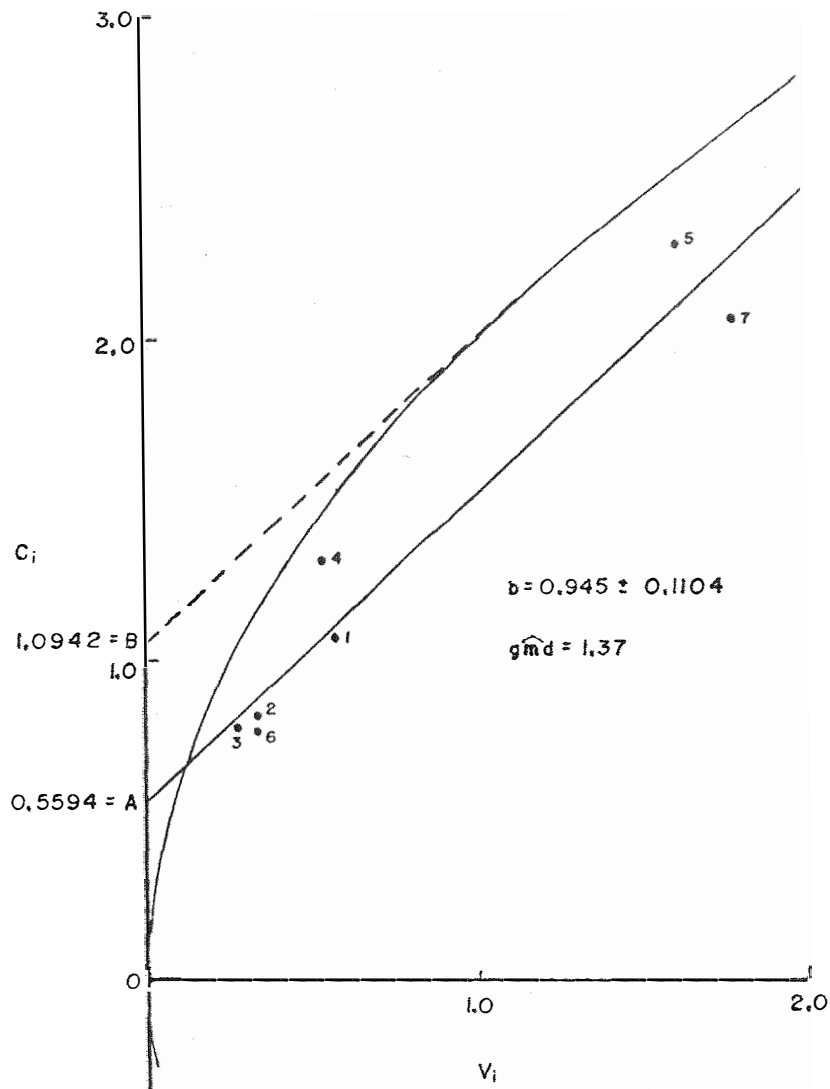


Figura 9. Regressão entre C_i e V_i para o número de internódios de haste mais longa, avaliado em Lavras, MG, em 1981.

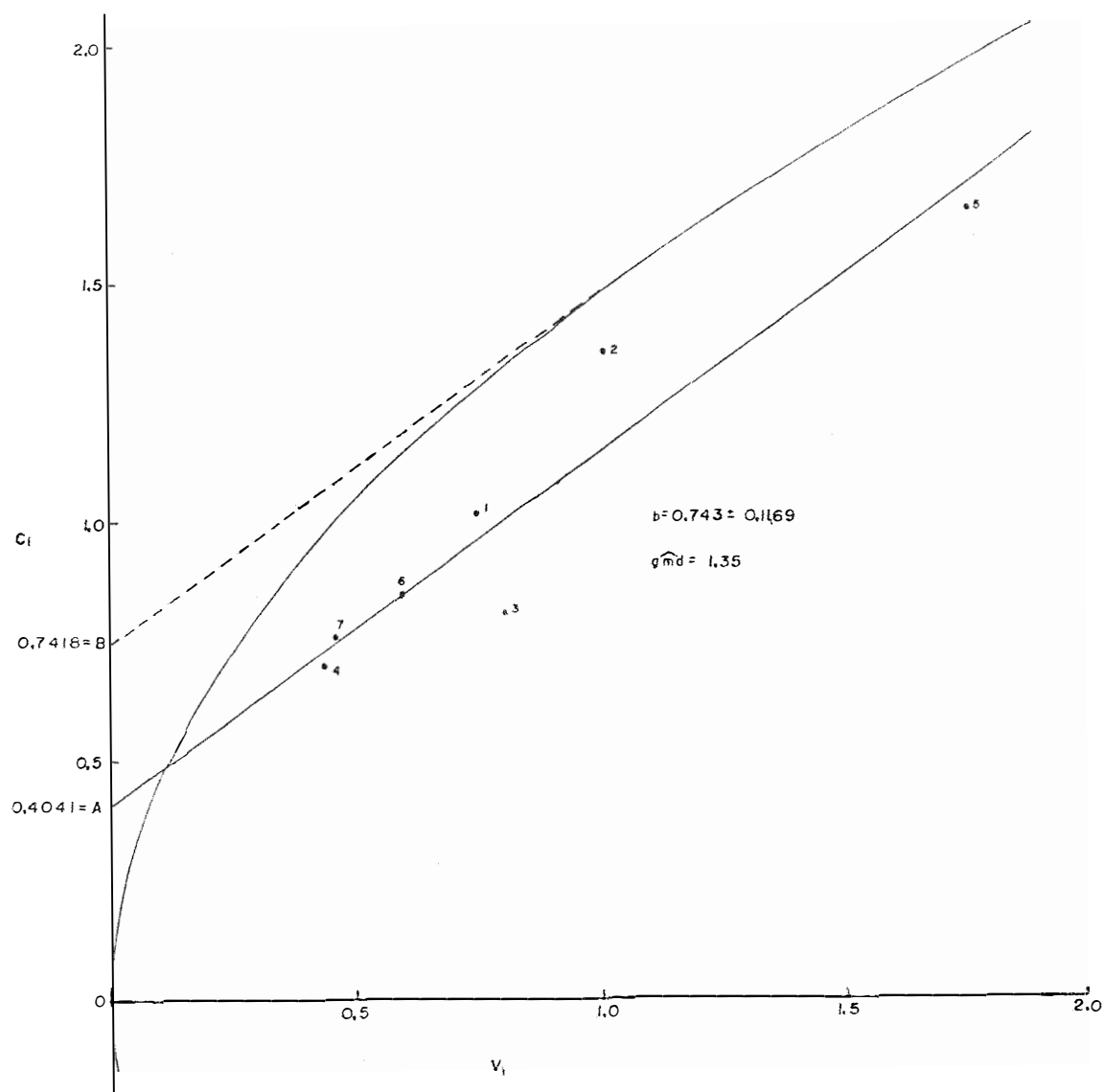


Figura 10. Regressão entre C_i e V_i para o comprimento médio dos internódios, avaliado em Lavras, MG, em 1981.

'Manteigão Fosco 11' e 7, 'Ricopardo 896', a menor proporção.

A ordem decrescente das cultivares quanto ao número médio de internódios foi 7, 4, 6, 3, 2, 1, 5, (Tabela A.3., pág. 223). Esta ordem não mostra relação nítida com a ordem de dominância das cultivares, especialmente quando se considera a 7, 'Ricopardo 896' e 5, 'Manteigão Fosco 11', que produziram, respectivamente, o maior e menor número de internódios, no entanto, ambas mostraram-se portadoras das maiores proporções de genes recessivos.

Em face do caráter bidirecional da ação de dominância, não foi possível prever limites seletivos com base nestes genes, pois, a correlação (r_d) entre a ordem de dominância ($C_i + V_i$) das cultivares e seus números médios de internódios foi 0,35, indicando que apenas 12,25% da variação no número de internódios foi explicada pela ordem de dominância. O r_d não foi significativo, embora seu valor positivo indique uma tendência da predominância dos genes recessivos como os responsáveis pelos maiores números de internódios. Esta tendência foi também observada por DAVIS e FRAZIER (1966) entre cultivares de crescimento determinado.

Como a ação gênica aditiva foi predominante no controle genético do presente caráter, deve-se considerar o comportamento médio das cultivares estudadas para as estratégias de melhoramento.

Considerando o comprimento médio dos internódios (Figura 10, pág. 156), a ordem de dominância das cultivares foi 4, 7, 6, 3, 1, 2, 5. As cultivares 4, 'Small White' e 7, 'Ricopardo 896', exibiram a maior proporção de genes dominantes e a 5, 'Manteigão Fosco 11', a maior proporção de recessivos.

A ordem decrescente das cultivares quanto ao comprimento médio dos internódios, foi 7, 6, 4, 3, 5, 1, 2 (Tabela A.3., pág. 223), que novamente não mostra uma relação estreita com a ordem de dominância das cultivares. No entanto, há uma tendência indicando que os genes dominantes foram os responsáveis pelos maiores comprimentos e os recessivos pelos menores.

A correlação (r_d) entre a ordem de dominância ($C_i + V_i$) das cultivares e seus comprimentos médios dos internódios é igual a -0,64, indicando que apenas 40,96% das variações no comprimento foram devidas à ordem de dominância. A correlação embora não seja significativa, seu valor negativo também indica uma tendência unidirecional da dominância, no sentido de aumentar o comprimento do internódio. Esta tendência é confirmada pela significância de " b_1 " (Tabela 22, pág. 148) e o maior valor da média das F_2 em relação à média das cultivares (Tabela A.3., pág. 223).

O número de internódios foi maior nas cultiva-

res de h bito III, que corresponde ao crescimento indeterminado e porte semitrepador (Tabelas 2, p g. 41; A.3., p g. 223); enquanto que os menores n meros foram observados nas cultivares de h bito I, com crescimento determinado e porte ereto, em acordo com DAVIS e FRAZIER (1966).

Quanto ao comprimento m dio dos intern dios, tamb m notou-se que foi maior nas cultivares de h bito III e menor nas cultivares de h bito I (Tabela A.3., p g. 223).

As observa es de SILVA (1981), concordam inteiramente com os resultados do n mero de intern dios da haste mais longa e parcialmente com os do comprimento m dio dos intern dios. A pesquisadora no entanto, utilizou densidade de plantio inferior   do presente trabalho e existem evid ncias de altera es no comprimento do intern dio sob diferentes influ ncias ambientais (DAVIS, 1973).

Comparando-se as Figuras 9 (p g. 155) e 10 (p g. 156), nota-se um coeficiente linear de regress o ligeiramente menor para o comprimento m dio dos intern dios, confirmando o maior grau m dio de domin ncia previsto na Tabela 23 (p g. 151). No entanto, os g md obtidos graficamente s o sensivelmente superiores, indicando que devem estar mais inflacionados por erros.

4.3.4. Altura de inserção da primeira vagem

Os resultados da análise da variância, que testam os componentes genéticos aditivos e de dominância, para a altura média de inserção da primeira vagem, estão representados na Tabela 24 (pág. 161).

As diferenças genéticas entre as cultivares e F_2 , foram explicadas essencialmente pelo efeito aditivo dos genes. Apenas a fonte de variação " b_3 " mostrou vaga tendência para a significância. Assim, possivelmente por causa da interferência dos erros experimentais (Tabela 7, pág. 73), não se detectou efeitos de dominância, que se presentes, deveriam ser específicos para cada F_2 .

A ausência de significância de " b " e " b_2 ", indica que a fonte " a " constitui-se num teste exclusivo dos desvios aditivos dos genes.

A variância aditiva como única fonte de variação genética, implica também que a altura de inserção da primeira vagem de qualquer F_2 , é igual à altura média das suas cultivares progenitoras, desde que as populações F_2 sejam representativas da F_2 perfeita (Tabela A.3., pág. 223). Consequentemente, a média geral das cultivares também se iguala à das F_2 .

Tabela 24. Resumo da análise da variância da altura de inserção da primeira vagem, com a respectiva decomposição de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente ao dialelo conduzido em Lavras, MG, em 1981.

| Fontes de variação | GL | Quadrados médios ^{1/} |
|--------------------|----|--------------------------------|
| Blocos(B) | 2 | 50,7288** |
| Populações | 27 | 6,0013** |
| a | 6 | 23,6722** |
| b | 21 | 0,9524 |
| b ₁ | 1 | 0,9408 |
| b ₂ | 6 | 0,5674 |
| b ₃ | 14 | 1,1183 |
| Resíduo | 54 | 0,7540 |
| a x B | 12 | 0,7260 |
| b x B | 42 | 0,7620 |
| b ₁ x B | 2 | 1,3555 |
| b ₂ x B | 12 | 0,7518 |
| b ₃ x B | 28 | 0,7239 |
| Total | 83 | 3,6651 |

^{1/} ** Indica diferenças significativas, no nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Na Tabela 25 (pág. 162), estão registradas as estimativas dos componentes de variância e dos parâmetros genéticos derivados.

Tabela 25. Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para a altura de inserção da primeira vagem (C), avaliada em Lavras, MG, em 1981.

| Componentes de variância | C |
|-------------------------------------|------------------|
| \bar{D} | 9,9171 ± 2,5262 |
| \bar{H}_1 | 1,3734 ± 16,3504 |
| \bar{H}_2 | 2,7377 ± 12,5818 |
| \bar{F} | -0,8462 ± 5,7739 |
| \bar{E} | 4,1476 ± 3,5924 |
| \bar{E}_1 | 2,4053 |
| Parâmetros genéticos | |
| gmd | 0,37 |
| $(\bar{F}/2)/\sqrt{[D(H_1 - H_2)]}$ | - |
| $\bar{H}_2/4H_1$ | 0,4983 |
| \bar{N}_D/N_R | 0,7943 |
| \hat{n} | 1,03 |
| \hat{h}_a^2 | 0,8727 |
| \hat{h}_r^2 | 0,8438 |

Nota-se que o valor de \bar{D} foi significativo, pois seu erro indicou estabilidade do efeito aditivo dos genes nas diferentes repetições. Os demais componentes de variância mostraram elevadas instabilidades entre as repetições e devem comprometer a fidelidade das estimativas dos parâmetros genéticos. Em consequência, entre os parâmetros genéticos, o grau

de dominância por loco, $(\bar{F}/2)/\sqrt{D(H_1 - H_2)}$, e o produto das frequências médias dos alelos positivos e negativos, $\bar{H}_2 / 4H_1$, mostraram valores anormais, em razão do valor de \bar{H}_1 ser inferior a \bar{H}_2 .

O grau médio de dominância ($g\bar{m}d$) indica dominância parcial e a razão entre o número total de genes dominantes e recessivos (\bar{N}_D/N_R) sugere um excesso de genes recessivos, devido ao valor negativo de \bar{F} . O número de fatores efetivos (\bar{n}) com dominância é apenas 1,0. Estas informações podem refletir a realidade, caso o efeito de dominância esteja presente, mesmo assim, podem estar alteradas devido aos elevados erros dos componentes de variância.

DAVIS e FRAZIER (1966) também verificaram para o presente caráter, um controle genético essencialmente aditivo. No entanto, do cruzamento de cultivares extremas para a altura de inserção da primeira vagem, notaram a presença de dominância, responsável pela inserção nas posições inferiores da planta.

As herdabilidades nos sentidos amplo (\bar{h}_a^2) e restrito (\bar{h}_r^2) foram elevadas e de magnitudes praticamente idênticas, como era esperado em vista da prevalência da variância aditiva. Estes valores sugerem ser possível selecionar as populações potencialmente superiores nas primeiras gerações segregantes, porque apenas uma pequena parcela da variabilidade entre as médias das F_2 e cultivares não foi herdável.

Na Figura 11 (pág. 165) encontra-se a regressão entre C_i e V_i , que caracteriza as cultivares, principalmente por suas proporções de genes dominantes e recessivos.

Os resultados observados nas Tabelas 24 (pág. 161) e 25 (pág. 162), indicaram a presença somente de genes aditivos, o que implica que todas as cultivares deveriam estar representadas em um único ponto sobre a parábola, correspondente às coordenadas $1/2D$ e $1/4D$. No entanto, existe a regressão linear entre C_i e V_i , com um coeficiente de regressão praticamente igual a 1,0 e relativamente pequenos desvios da linearidade (Tabela 14, pág. 93; Figura 11, pág. 165). Nota-se também que a distribuição dos pontos referentes as cultivares, ao longo da reta de regressão, indica que elas diferem quanto aos seus genes que exibem dominância. Aliada à vaga tendência da presença de dominância específica para cada F_2 (Tabela 24, pág. 161), pode-se inferir, para o presente caráter, que as cultivares diferem também quanto aos genes dominantes.

A ordem de dominância das cultivares foi 6, 7, 4, 3, 1, 2, 5. As cultivares 1, 'Diacol Calima', 2, 'Goiano Precoce' e 5, 'Manteigão Fosco 11', mostraram a maior proporção de genes recessivos, enquanto que as demais indicaram ser portadoras dos dominantes.

A ordem decrescente das cultivares quanto a al_tura de inserção da primeira vagem foi 5, 1, 2, 3, 6, 7, 4 (Tabela A.3., pág. 223). Nota-se que esta ordem mostrou uma as-

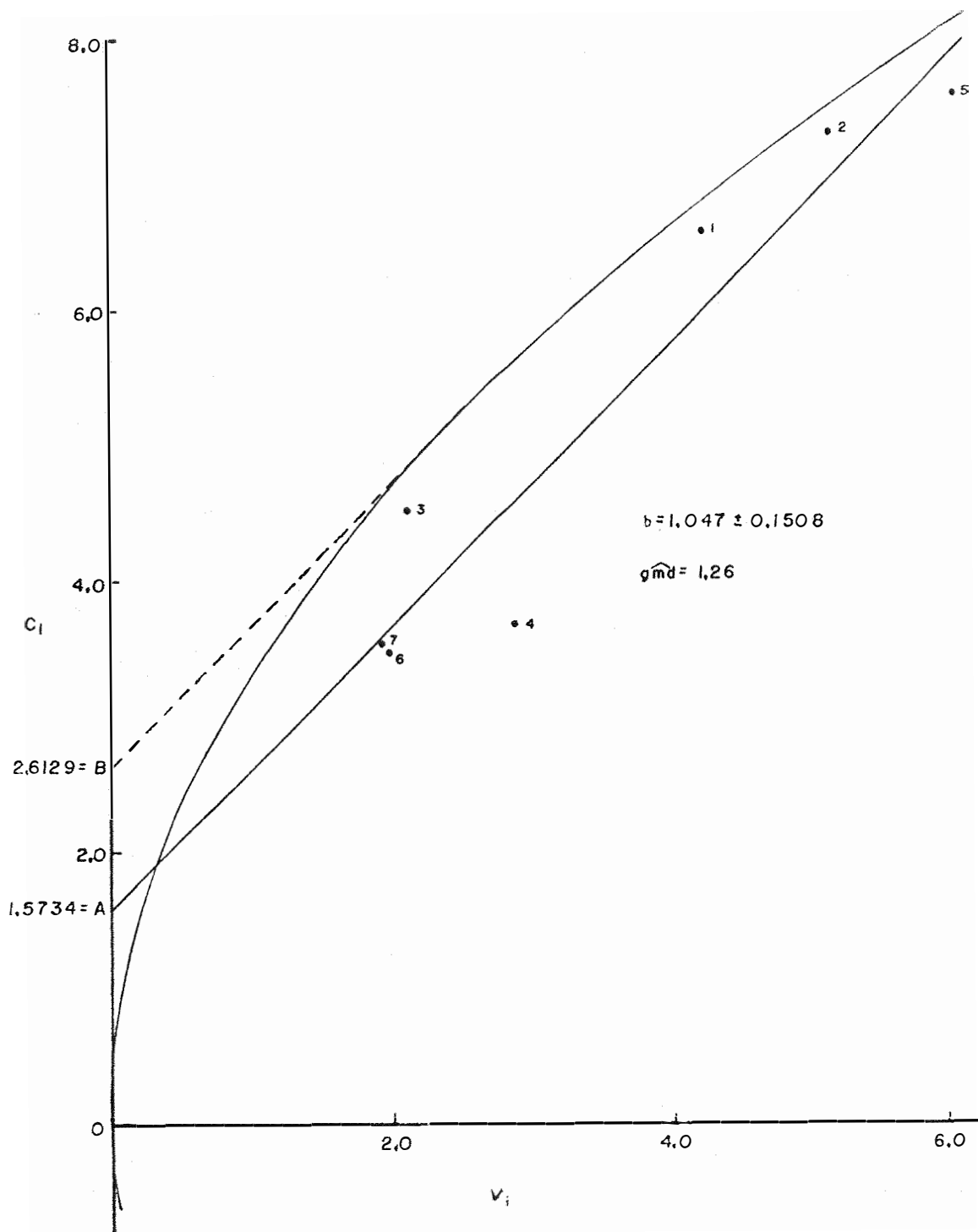


Figura 11. Regressão entre C_i e V_i para a altura de inserção da primeira vagem, avaliada em Lavras, MG, em 1981.

sociação inversa, com a ordem de dominância, indicando que a maior altura da primeira vagem foi devida a genes recessivos.

O grau médio de dominância (\bar{g}_{md}) certamente está inflacionado por erros, em razão da predominância da variância aditiva e discorda do valor apresentado na Tabela 25 (pág. 162).

Observa-se na Figura 11 (pág. 165), que as cultivares distribuíram-se aproximadamente em duas classes e que tenderam a se posicionar próximas às extremidades da reta de regressão, limitada pela parábola. Esta distribuição sugere a presença de um único gene dominante, que se encontra nas cultivares próximas à extremidade inferior, enquanto seu alelo recessivo, ocorre nas cultivares localizadas próximas à extremidade superior. A presente conclusão está sujeita a erros, em virtude da acentuada interação da ação de dominância com repetições (Tabela 25, pág. 162). No entanto, um resultado gráfico e conclusão semelhantes foram obtidos por ALLARD (1956a), para o peso de 100 sementes em *Phaseolus lunatus*.

A correlação (r_d) entre os graus de dominância ($C_i + V_i$) das cultivares e suas alturas de inserção da primeira vagem, foi 0,82*, com 67,24% da variação na altura explicada pela presença dos alelos dominante ou recessivo. Deduz-se portanto, que a dominância foi no sentido de reduzir a altura da primeira vagem, em acordo com os resultados obtidos por DA

VIS e FRAZIER (1966).

Estimou-se os limites seletivos esperados que indicam as possibilidades de seleção nas populações F_2 avaliadas. A altura mínima de inserção da primeira vagem foi 8,69 cm e a máxima, 18,96 cm. Estes valores estimados referem-se aos efeitos da ação de dominância e também da variabilidade disponível devido a ação aditiva dos genes, que se constituíram nos principais responsáveis pela expressão do caráter nas cultivares e F_2 .

A altura máxima de inserção da vagem, aliada a uma planta vigorosa, é uma característica de notável importância, pois, evita o contato das vagens com o solo e preserva a qualidade da semente, além de favorecer a colheita mecânica.

Uma estratégia para o melhoramento, visando obter a máxima altura de inserção da primeira vagem, consiste em fazer cruzamentos entre cultivares portadoras de maiores alturas, em vista da predominância da ação gênica aditiva, além de tais cultivares serem provavelmente portadoras do alelo recessivo. A população F_2 oriunda do cruzamento 'Manteigão Fosco 11' x 'Diacol Calima', que são as cultivares com as maiores alturas da vagem, parece ser a potencialmente mais promissora para se selecionar linhagens superiores (Tabela A.3., pág. 223).

Considerando a predominância da ação gênica a-

ditiva para o caráter, outro procedimento que deve ser adotado pelos melhoristas, além do cruzamento entre cultivares com as maiores alturas da primeira vagem, é optar pelas populações segregantes que exibirem alta variabilidade. Esta, sugere maiores possibilidades de seleção de progênies com alturas máximas para a primeira vagem e indica que as cultivares progenitoras eram portadoras de genes aditivos diferentes, que se complementaram.

4.3.5. Início do florescimento

Os componentes genéticos aditivo e de dominância, responsáveis pelo início médio do florescimento, foram avaliados através da análise da variância apresentada na Tabela 26 (pág. 169).

Observaram-se diferenças genéticas significativas entre as cultivares e F_2 , devidas às ações gênicas de dominância, fonte "b" e principalmente aditiva, fonte "a".

A presença da dominância foi específica para cada F_2 , fonte "b₃". No entanto verifica-se uma acentuada tendência indicando que a distribuição dos genes dominantes e recessivos que se expressaram, é assimétrica nas cultivares, fonte "b₂", pois, os valores de F calculado e tabelado a 5% de probabilidade, foram, respectivamente, 2,10 e 2,28. A mesma tendência é notada para a significância de "b₁", indicando do

minância unidirecional no sentido de reduzir o início do florescimento (Tabela A.3., pág. 223).

Tabela 26. Resumo da análise da variância do início médio do florescimento, com a respectiva decomposição de populações e resíduo nos componentes aditivo e de dominância, referente ao dialelo conduzido em Lavras, MG, em 1981.

| Fontes de variação | GL | Quadrados médios ^{1/} |
|--------------------|----|--------------------------------|
| Blocos(B) | 2 | 1,1898** |
| Populações | 27 | 4,0559** |
| a | 6 | 16,7327** |
| b | 21 | 0,4340* |
| b ₁ | 1 | 0,7336 |
| b ₂ | 6 | 0,4132 |
| b ₃ | 14 | 0,4215* |
| Resíduo | 54 | 0,1970 |
| a x B | 12 | 0,1994 |
| b x B | 42 | 0,1964 |
| b ₁ x B | 2 | 0,0896 |
| b ₂ x B | 12 | 0,2019 |
| b ₃ x B | 28 | 0,2016 |
| Total | 83 | 1,4762 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças significativas, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F.

Os resultados das fontes de variação "b" e "b₂", sugerem que \tilde{H}_1 é maior do que \tilde{H}_2 e também, que a variância aditiva detectada na fonte "a", contém influências dos desvios de dominância.

Na Tabela 27 (pág. 171) estão registradas as estimativas dos componentes de variância e dos parâmetros genéticos derivados.

Em acordo com os resultados da Tabela 26 (pág. 169), observa-se a predominância da variância oriunda dos desvios aditivos dos genes (\tilde{D}). Os demais componentes de variância mostraram acentuada instabilidade nas diferentes repetições. No entanto, esta instabilidade não interferiu na detecção da dominância (Tabelas 13, pág. 90; 26, pág. 169) e indica que os erros dos componentes devem estar superestimados, devido a avaliação das cultivares e F₂ apenas em três repetições (MATHER e JINKS, 1971).

O grau médio de dominância ($g\tilde{m}d$) indica dominância parcial e significa que o desvio aditivo médio foi superior ao desvio de dominância médio. Apesar do valor de \tilde{F} ter sido praticamente nulo, o grau de dominância por loco, $(\tilde{F}/2)/\sqrt{[D(H_1 - H_2)]}$, mostrou-se desuniforme.

O produto das frequências médias dos alelos positivos e negativos ($\tilde{H}_2/4H_1$), ligeiramente inferior a 0,25, indica alguma diferença entre \tilde{H}_1 e \tilde{H}_2 , em acordo com a tendên-

cia de significância de "b₂" (Tabela 26, pág. 169).

Tabela 27. Estimativas médias dos componentes genéticos, dos erros experimentais e dos parâmetros genéticos derivados, para o início médio do florescimento (F), avaliado em Lavras, MG, em 1981.

| Componentes de variância | F |
|-----------------------------------|-----------------|
| \bar{D} | 7,6291 ± 0,1076 |
| \bar{H}_1 | 3,9626 ± 4,3460 |
| \bar{H}_2 | 2,8385 ± 4,0743 |
| \bar{F} | 1,1448 ± 3,3609 |
| \bar{E} | 0,4310 ± 0,5761 |
| \bar{E}_1 | 0,7125 |
| Parâmetros genéticos | |
| $g\bar{m}d$ | 0,72 |
| $(\bar{F}/2)/\sqrt{D(H_1 - H_2)}$ | 0,1955 |
| $\bar{H}_2/4H_1$ | 0,1791 |
| \bar{N}_D/N_R | 0,2324 |
| \hat{n} | 0,77 |
| \hat{h}_a^2 | 0,9513 |
| \hat{h}_r^2 | 0,9074 |

A razão entre o número total de genes dominantes e recessivos (\bar{N}_D/N_R), também mostra um ligeiro excesso de genes dominantes nas cultivares; concordando com os resultados anteriores.

O número de fatores dominantes (\bar{n}) foi relativamente baixo, no entanto, como várias restrições são impostas para a validade desta estimativa, é provável que ela esteja subestimada. As informações da literatura são contraditórias e citam entre 2 e 3 genes exibindo dominância, mais a influência de modificadores (COYNE e MATTSON, 1964; LEIVA, 1977; FREIRE FILHO, 1980). A contradição dessas informações são ainda maiores quanto à direção de dominância, tanto para a precocidade como também para o florescimento tardio.

As herdabilidades nos sentidos amplo (\bar{h}_a^2) e restrito (\bar{h}_r^2) foram elevadas, sugerindo que as populações ideais para se utilizar em um programa de melhoramento, podem ser selecionadas nas primeiras gerações segregantes. LEIVA (1977) também obteve herdabilidades elevadas e sugeriu a seleção massal já na F_2 , enquanto CHUNG e STEVENSON (1973), encontraram herdabilidade no sentido restrito relativamente baixa. No entanto, estes últimos autores avaliaram plantas desenvolvidas em baixa densidade, onde o efeito de dominância correspondeu à máxima expressão dos genes e tornou-se, proporcionalmente, de maior magnitude que o efeito aditivo.

A Figura 12 (pág. 173) mostra a classificação das cultivares, quanto às proporções de genes dominantes e recessivos, para o início médio do florescimento.

A ordem das cultivares quanto aos graus de dominância foi 2, 6, 4, 1, 3, 5, 7. As cultivares 2, 'Goiano Pre

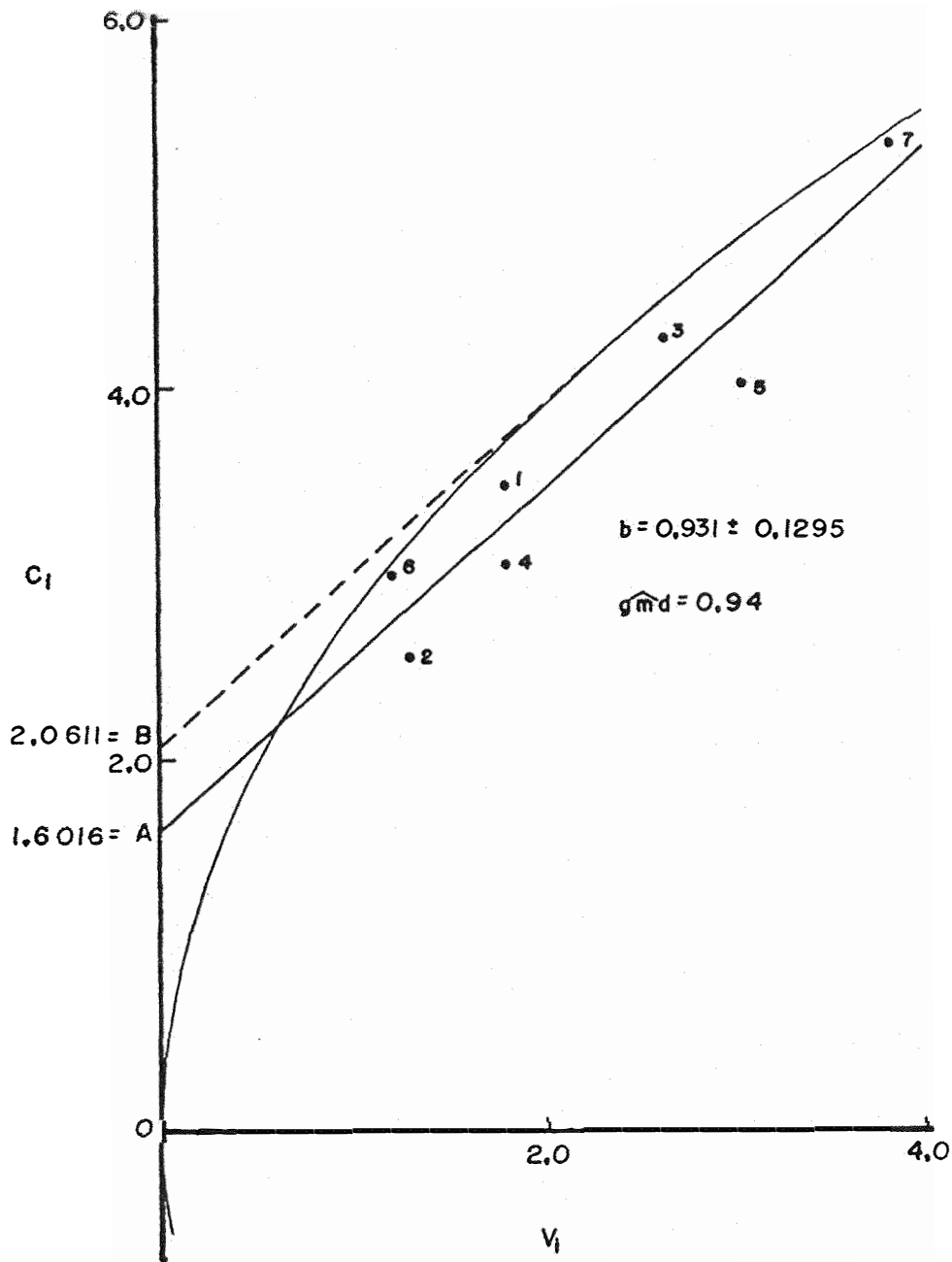


Figura 12. Regressão entre C_i e V_i para o início do florescimento, avaliado em Lavras, MG, em 1981.

coce' e 6, 'Pintado', exibiram as maiores proporções de genes dominantes, enquanto a cultivar 7, 'Ricopardo 896', mostrou a menor proporção.

A ordem decrescente das cultivares, quanto ao número médio de dias gastos para o início do florescimento, foi 7, 5, 3, 4, 6, 1, 2 (Tabela A.3., pág. 223) e mostra uma associação inversa com a ordem de dominância, indicando dominância unidirecional no sentido de maior precocidade.

O grau médio de dominância (g_{md}) estimado pelo gráfico é ligeiramente superior ao apresentado na Tabela 27 (pág. 171) e deve estar inflacionado por erros, em vista da prevalência da ação gênica aditiva no controle do caráter.

A correlação (r_d) entre os graus de dominância das cultivares ($C_i + V_i$) e os respectivos números de dias gastos para o florescimento, foi $0,89^{**}$, confirmando o efeito de dominância no sentido da maior precocidade. Esta magnitude de associação significa que 79,21% da variação nos períodos gastos para o florescimento, foi devida às diferentes proporções de genes dominantes e recessivos nas cultivares.

Diante de tais resultados, foi possível estimar os limites seletivos potenciais nas populações F_2 avaliadas. Tais limites foram 34,59 e 44,51 dias e implica que as seleções nas populações estudadas, permitirão obter linhagens neste intervalo.

Neste trabalho, o controle genético deste caráter foi principalmente devido ao efeito aditivo dos genes, com uma contribuição significativamente menor do efeito de dominância. A predominância da ação aditiva, com uma participação considerável da dominância, foram observadas por DICKSON (1967), CHUNG e STEVENSON (1973) e FOOLAD e BASSIRI (1983). Já TONGUTHAISRI (1976) não constatou a presença da ação gênica aditiva. A maioria destes autores utilizou densidades de plantio inferiores, o que pode ter favorecido a expressão dos genes dominantes.

Nos programas de melhoramento, frequentemente se considera o ciclo da cultura ou período gasto para o florescimento, porque são caracteres altamente correlacionados (QUINONES, 1965). Como exemplo, cultivares mais precoces são essenciais para os cultivos em terceira época, em diversas regiões do Estado de Minas Gerais, que corresponde ao período entre agosto e novembro, para em seguida, iniciar nova cultura.

Face a prevalência da ação gênica aditiva, a média das cultivares deve ser considerada para se conduzir um programa de melhoramento com os materiais estudados e em condições experimentais semelhantes. Se o objetivo for a obtenção de linhagens precoces, deve-se optar pelo cruzamento entre cultivares portadoras dos genes aditivos para maior precocidade e também dos dominantes. O limite mínimo que se poderá obter, selecionando-se nas F_2 estudadas, foi praticamente

igual ao período gasto para o florescimento da cultivar 'Goiano Precoce' (Tabela A.3., pág. 223). Deduz-se portanto, que esta cultivar, além de possuir todos os genes dominantes, deve possuir também todos os aditivos para maior precocidade, entre as cultivares estudadas, constituindo-se assim, no progenitor ideal. A cultivar 'Diacol Calima' é também uma das mais precoces e parece diferir da 'Goiano Precoce', principalmente quanto aos genes aditivos (Tabela A.3., pág. 222).

4.4. Correlações fenotípicas e genéticas

Encontram-se na Tabela 28 (pág. 177), as correlações fenotípicas (r_F) e genéticas aditivas (r_A), obtidas a partir das avaliações das cultivares e F_2 em Lavras, e também, as correlações genéticas aditivas (r_D), obtidas a partir do comportamento somente das cultivares. Na Tabela 29 (pág. 178) estão registradas as mesmas correlações da Tabela 28 (pág. 177), são que para as avaliações feitas em Patos de Minas.

As correlações fenotípicas foram de um modo geral concordantes com as correlações genéticas, nos dois locais e especialmente as correlações entre os caracteres, quando se exclui a produção de grãos em Lavras.

A correlação genética aditiva (r_D), obtida somente a partir do comportamento das cultivares, mede a associação entre dois caracteres devida aos desvios aditivos dos ge

Tabela 28. Correlações fenotípicas (r_F) e genéticas aditivas (r_A), envolvendo as cultivares e suas F_2 e correlações genéticas aditivas (r_D), envolvendo somente as cultivares, entre a produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y), peso de 100 sementes (Z), número de internódios da haste mais longa (A), comprimento médio dos internódios (B), altura de inserção da primeira vagem (C) e início do florescimento (F), avaliados em Lavras, MG, em 1981.

| Pares de caracteres | r_F ^{1/} | r_A | r_D |
|---------------------|---------------------|--------|--------|
| W, X | 0,064 | -0,296 | 0,205 |
| W, Y | 0,350 | -0,100 | 0,308 |
| W, Z | 0,211 | 0,208 | 0,005 |
| W, A | 0,205 | -0,275 | 0,512 |
| W, B | 0,429* | 0,139 | 0,484 |
| W, C | 0,126 | 0,324 | 0,123 |
| W, F | 0,507** | 0,512 | 0,476 |
| X, Y | 0,072 | 0,364 | 0,501 |
| X, Z | -0,889** | -0,968 | -0,869 |
| X, A | 0,648** | 0,673 | 0,787 |
| X, B | 0,373 | 0,388 | 0,494 |
| X, C | -0,645** | -0,753 | -0,708 |
| X, F | 0,137 | 0,148 | 0,238 |
| Y, Z | -0,783** | -0,858 | -0,659 |
| Y, A | 0,687** | 0,836 | 0,775 |
| Y, B | 0,712** | 0,842 | 0,789 |
| Y, C | -0,504** | -0,544 | -0,591 |
| Y, F | 0,764** | 0,830 | 0,761 |
| Z, A | -0,834** | -0,982 | -0,772 |
| Z, B | -0,574** | -0,659 | -0,494 |
| Z, C | 0,771** | 0,839 | 0,895 |
| Z, F | -0,297 | -0,325 | -0,264 |
| A, B | 0,733** | 0,842 | 0,807 |
| A, C | -0,700** | -0,880 | -1,018 |
| A, F | 0,583** | 0,692 | 0,637 |
| B, C | -0,540** | -0,676 | -0,720 |
| B, F | 0,726** | 0,856 | 0,736 |
| C, F | -0,195 | -0,261 | -0,174 |

^{1/} * e ** Indicam diferenças de zero, respectivamente, nos níveis de 5% e 1% de probabilidade, pelo teste t.

nes. Já a correlação genética aditiva (r_A), observada entre os caracteres nas cultivares e suas F_2 , pode estar inflacionada pelos desvios de dominância, quando a distribuição dos genes dominantes e recessivos for assimétrica nas cultivares. Observa-se que a r_A e r_D foram, de um modo geral, concordantes sugerindo que as correlações genéticas entre os caracteres foram essencialmente devidas aos desvios aditivos dos genes. Este resultado implica que as correlações avaliadas nas cultivares, refletem as observadas com a inclusão das F_2 , nas condições experimentais utilizadas e concorda com a predominância da ação gênica aditiva no controle genético de todos os caracteres.

Tabéla 29. Correlações fenotípicas (r_F) e genéticas aditivas (r_A), envolvendo as cultivares e suas F_2 e correlações genéticas aditivas (r_D), envolvendo somente as cultivares, entre a produção de grãos por planta (W), número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y) e peso de 100 sementes (Z), avaliados em Patos de Minas, MG, em 1981.

| Pares de caracteres | r_F ^{1/} | r_A | r_D |
|---------------------|---------------------|--------|--------|
| W, X | 0,480** | 0,328 | 0,433 |
| W, Y | 0,202 | 0,359 | 0,103 |
| W, Z | 0,010 | 0,022 | 0,310 |
| X, Y | 0,342 | 0,765 | 1,123 |
| X, Z | -0,767** | -0,899 | -0,728 |
| Y, Z | -0,614** | -0,868 | -0,939 |

^{1/} ** Indica diferença de zero ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste t.

Considerando as correlações entre a produção de grãos e seus componentes primários, observa-se a fenotípica e positiva apenas com o número de vagens, em Patos de Minas (Tabelas 28, pág. 177; 29, pág. 178). As correlações genéticas aditivas (r_D), obtidas a partir das avaliações das cultivares, foram semelhantes às fenotípicas nos dois locais. Quando as F_2 foram incluídas, as correlações genéticas aditivas (r_A) também foram semelhantes ao r_F e r_D em Patos de Minas, embora as observadas em Lavras entre a produção de grãos com o número de vagens e o número de sementes por vagem, tendessem discordar. Estes desacordos surgiram, provavelmente, em virtude dos efeitos de dominância que foram aparentemente opostos nos dois locais para a produção de grãos, número de vagens e número de sementes por vagens (Tabelas 19, pág. 128; A.1., pág. 221; A.2., pág. 222; Figuras 7, pág. 139; 8, pág. 140), e também da assimetria na distribuição dos genes dominantes e recessivos, para os referidos componentes da produção (Tabelas 15, pág. 98; 16, pág. 99).

Entre os componentes primários da produção, as correlações fenotípicas e genéticas foram de um modo geral elevadas, negativas e semelhantes nos dois locais (Tabelas 28, pág. 177; 29, pág. 178). Apenas a correlação fenotípica entre o número de vagens por planta e o número de sementes por vagem, não foi significativa, no entanto, as correlações genéticas aditivas foram positivas e de maiores valores nos dois locais.

Em geral, a ausência de correlações entre a produção de grãos e seus componentes, ocorreu provavelmente porque elas foram anuladas pelas correlações negativas entre estes componentes primários. WESTERMANN e CROTHERS (1977) salientaram que as maiores competições entre plantas, podem induzir maiores competições dentro da planta para os assimilados e regulam a correlação entre os caracteres. Segundo ADAMS (1967), as correlações entre os componentes primários da produção do feijão, são explicadas pelo desenvolvimento destes componentes, que ocorre em sequência na planta e depende dos recursos metabólicos disponíveis, em vez das associações genéticas clássicas. Assim, diante dos presentes resultados, o procedimento que se deve adotar para se obter um material de aceitação mais ampla pelo mercado, consiste em selecionar plantas que apresentem vagens com quatro a cinco sementes, com um peso de 100 sementes entre 20 e 22 g e com o maior número de vagens possível.

Na literatura, as associações entre a produção de grãos e seus componentes primários são discordantes, pois, estão registradas correlações fenotípicas e genéticas, entre a produção de grãos e o número de vagens, positivas e elevadas (PINCHINAT e ADAMS, 1966; DENIS, 1967; COYNE, 1968; DUARTE e ADAMS, 1972; PANIAGUA e PINCHINAT, 1976; WESTERMANN e CROTHERS, 1977; RAMALHO *et alii*, 1979b), positivas e relativamente baixas (AGGARWAL e SINGH, 1973) e praticamente nulas (CAMACHO *et alii*, 1964; WALLACE e MUNGER, 1966; DAVIS e EVANS,

1977).

As correlações entre a produção de grãos e o número de sementes por vagem foram positivas e elevadas (CAMA - CHO *et alii*, 1964; PANIAGUA e PINCHINAT, 1976), positivas e relativamente baixas (AGGARWAL e SINGH, 1973) e praticamente nulas (PINCHINAT e ADAMS, 1966). RAMALHO *et alii* (1979b) tam - bém verificaram valores elevados para esta correlação, quando consideraram progênes de sementes grandes e valores pratica - mente nulos, em progênes de sementes pequenas.

As associações entre a produção de grãos e o peso das sementes foram, de um modo geral, baixas e inconsis - tentes (QUINONES, 1965; PINCHINAT e ADAMS, 1966; DUARTE e A - DAMS, 1972; AGGARWAL e SINGH, 1973; PANIAGUA e PINCHINAT, 1976). Resultados semelhantes foram observados por RAMALHO *et alii* (1979b), para as progênes de sementes pequenas, porém, para as de sementes grandes, encontraram correlações positivas e elevadas.

As correlações obtidas entre os componentes primários da produção estão de acordo com as observações de AGGA - RWAL e SINGH (1973). As correlações entre o número de vagens e o número de sementes por vagem, foram também semelhantes às encontradas por RAMALHO *et alii* (1979b), nas avaliações de progênes de sementes grandes. As estimativas obtidas entre os componentes que envolvem o peso de 100 sementes, foram confir -

madadas por CAMACHO *et alii* (1964), DENIS (1967) e ADAMS (1967). Resultados semelhantes, apenas para as correlações entre o número de vagens por planta e o peso de 100 sementes, foram obtidos por PINCHINAT e ADAMS (1966) e também por RAMALHO *et alii* (1979b), quando consideraram as progênies de sementes pequenas.

Entre os componentes do porte da planta, apenas o comprimento médio dos internódios exibiu correlação fenotípica positiva com a produção de grãos (Tabela 28, pág. 177). No entanto, os valores de r_D foram positivos e de magnitudes superiores, apesar de r_A ter apresentado valores discordantes, principalmente entre a produção de grãos e o número de internódios da haste mais longa. Esta discordância se deveu provavelmente ao efeito de dominância, oriundo da distribuição assimétrica dos genes dominantes e recessivos nas cultivares, para o referido componente do porte da planta (Tabela 22, pág. 148).

Correlações fenotípicas e genéticas, negativas e elevadas, entre a produção e o número de nós na haste principal, foram obtidas por DAVIS e EVANS (1977), a partir das avaliações de progênies F_4 . Inversamente, PANIAGUA e PINCHINAT (1976) encontraram correlações fenotípica e genética, positivas e altamente significativas entre estes caracteres, avaliados em materiais homozigóticos, heterozigóticos e segregantes.

Os pequenos valores para as correlações entre

a produção de grãos e os componentes do porte da planta surgiram, provavelmente, em consequência do notável desenvolvimento vegetativo das plantas de hábito indeterminado, portadoras dos maiores números de internódios. Este desenvolvimento vegetativo foi o responsável pela alta competição entre plantas, principalmente pela luz e deve ter contribuído para impedir a máxima produção de grãos por planta. Por outro lado, as plantas de hábito determinado estiveram sob menor competição entre plantas e apesar de serem portadoras dos ~~menores~~ menores números de internódios, mostraram-se, de modo geral, tão produtivas quanto as de hábito indeterminado (Tabela A.1., pág. 221).

As correlações fenotípica e genética avaliada nas cultivares (r_D), entre a produção de grãos e altura de inserção da primeira vagem, foram praticamente nulas (Tabela 28, pág. 177). No entanto, a correlação genética aditiva obtida das cultivares e suas F_2 (r_A), foi positiva e de valor relativamente superior. No entanto, correlações fenotípica e genética negativas foram obtidas entre estes caracteres (DAVIS e EVANS, 1977). Esses resultados contraditórios ocorreram provavelmente, em virtude das diferentes influências ambientais sobre as expressões dos caracteres. No presente trabalho, as cultivares de hábito de crescimento determinado e suas F_2 descendentes, exibiram as maiores alturas de inserção da primeira vagem e também mostraram-se tão produtivas quanto as cultivares e F_2 de hábito predominantemente indeterminado (Tabelas A.1., pág. 221; A.3., pág. 223). Estes comportamentos justi-

ficam os valores positivos observados para as correlações da Tabela 28 (pág. 177).

A produção de grãos mostrou correlação fenotípica positiva e significativa com o início do florescimento (Tabela 28, pág. 177). As correlações genéticas aditivas, r_A e r_D , foram semelhantes, indicando que as plantas mais produtivas foram também mais tardias. Estes resultados foram semelhantes aos obtidos por AGGARWAL e SINGH (1973) e também confirmados parcialmente por QUINONES (1965), que obteve correlação positiva em um ano e negativa em outro.

As correlações fenotípicas entre os componentes da produção e os componentes do porte da planta foram altamente significativas, à exceção apenas da observada entre o número de vagens e o comprimento médio dos internódios (Tabela 28, pág. 177). As correlações genéticas também mostraram valores concordantes com as fenotípicas.

As correlações entre os componentes do porte da planta com o número de vagens e com o número de sementes por vagem foram positivas, enquanto com o peso de 100 sementes, foram negativas. Isso sugere que a seleção para aumentar os números de vagens e de sementes por vagem, resultará também no aumento do número de internódios da haste mais longa, do comprimento médio dos internódios e na redução do peso de 100 sementes. Essas observações foram confirmadas por PANIAGUA e PINCHINAT (1976), que correlacionaram o número de nós por plan

ta com os componentes primários da produção. Estes autores no entanto, não encontraram correlação entre o número de nós e o peso de 100 sementes.

As correlações fenotípicas entre os componentes primários da produção e a altura de inserção da primeira vagem foram altamente significativas e as correlações genéticas foram concordantes e também elevadas (Tabela 28, pág. 177). As correlações entre a altura de inserção da primeira vagem com o número de vagens e o número de sementes por vagem foram negativas, indicando que a seleção de plantas com a inserção da primeira vagem mais alta, resultará no decréscimo dos números de vagens e de sementes por vagem. Inversamente, as correlações entre a altura de inserção da primeira vagem e o peso de 100 sementes foram positivas, portanto, selecionando-se para maior altura de inserção da primeira vagem, obtêm-se plantas com sementes mais pesadas.

Considerando as correlações fenotípicas e genéticas, entre o início do florescimento e os componentes primários da produção, apenas o número de sementes por vagem mostrou-se positiva e altamente correlacionado, indicando que as plantas mais precoces foram portadoras dos menores números de sementes por vagem (Tabela 28, pág. 177).

A tendência de correlação negativa entre o início do florescimento e o peso de 100 sementes, sugere que entre os materiais mais precoces avaliados, foram mais frequen-

tes os portadores das sementes mais pesadas, embora, cultivares com sementes pesadas também estivessem entre as tardias, como a 'Manteigão Fosco 11' (Tabela A.3., pág. 223).

As presentes correlações entre o início do flo rescimento e os componentes primários da produção, foram inteiramente concordantes com as observações de AGGARWAL e SINGH (1973).

As correlações fenotípicas e genéticas entre o número de internódios da haste mais longa e o comprimento médio dos internódios, foram positivas e elevadas (Tabela 28, pág. 177), indicando que as plantas com o maior número de internódios foram também portadoras do seu maior comprimento.

Considerando as correlações entre os componentes do porte da planta e a altura de inserção da primeira vagem, nota-se na Tabela 28 (pág. 177) que as fenotípicas foram negativas, altamente significativas e confirmadas pelas correlações genéticas, que foram também elevadas.

As correlações entre o número de internódios da haste mais longa e o comprimento médio dos internódios e também as correlações entre estes componentes do porte da planta e a altura de inserção da primeira vagem, foram discordantes dos resultados obtidos por DAVIS (1973). DAVIS e FRAZIER (1966) e DAVIS e EVANS (1977), também obtiveram resultados contrários aos deste trabalho, sobre as correlações fenotípicas e ge-

néticas entre o número de internódios da haste mais longa e a altura de inserção da primeira vagem.

As estimativas das correlações fenotípicas e genéticas aditivas (Tabela 28, pág. 177), envolvendo os componentes do porte da planta e a altura de inserção da primeira vagem, são aparentemente incompreensíveis, especialmente aquelas que indicam que as plantas com a primeira vagem disposta nas posições superiores, foram portadoras de um pequeno número de internódios da haste principal, com um pequeno comprimento médio.

No entanto, os caracteres componentes do porte da planta e a altura de inserção da primeira vagem, foram avaliados de acordo com as sugestões do CIAT (1976) e BARROS (1980), que consistiram em obter avaliações a partir do colo da planta. Adotado este procedimento, pode-se explicar as correlações obtidas, pois, as cultivares e suas F_2 descendentes, de hábito de crescimento determinado, tipo I, foram as plantas portadoras dos menores números de internódios da haste mais longa (Tabela A.3., pág. 223). Nestas plantas, os primeiros três a quatro internódios basais, exibiram comprimentos relativamente pequenos e os demais, foram relativamente mais longos. Em algumas cultivares e F_2 de hábito de crescimento indeterminado, também os primeiros três a quatro internódios basais, foram de comprimentos relativamente pequenos. Porém, estas plantas apresentaram um número bem superior de internódios

na haste mais longa (Tabela A.3., pág. 223), assim, a maioria dos internódios da planta foram de comprimento mais longo, gerando um comprimento médio maior para as plantas com maiores números.

As correlações fenotípicas e genéticas entre os componentes do porte da planta e o início do florescimento, foram positivas e elevadas, indicando que as cultivares e F_2 mais precoces, eram também portadoras dos menores número e comprimento médio dos internódios na haste mais longa (Tabela 28, pág. 177). Ao contrário, as cultivares e F_2 mais tardias apresentaram os maiores número e comprimento médio dos internódios. Resultados semelhantes foram observados por FREIRE FILHO (1980) que verificou que as plantas de hábito de crescimento determinado são precoces e no máximo, portadoras de um período de floração intermediário. DAVIS e EVANS (1977) encontraram elevadas correlações positivas, fenotípicas e genéticas, entre o número de nós da haste principal e tempo gasto para a maturação.

Entre a altura de inserção da primeira vagem e o início do florescimento, não se detectou correlação fenotípica significativa e as correlações genéticas foram também de baixos valores (Tabela 28, pág. 177). Porém, todas mostraram valores semelhantes e negativos, sugerindo a tendência das plantas mais precoces terem apresentado inserção superior da primeira vagem. Discordando deste resultado, DAVIS e EVANS

(1977) verificaram que a altura de inserção da vagem foi correlacionada positivamente com o tempo gasto para a maturação.

5. CONCLUSÕES

Os resultados analisados permitem retirar as seguintes conclusões:

a) O controle genético dos caracteres analisados foi explicado pelo modelo aditivo-dominante, após alguns ajustes nos dados da produção de grãos por planta, do número de sementes por vagem e do peso de 100 sementes, conforme proposto na literatura.

b) Para todos os caracteres, a ação gênica aditiva foi predominante em relação a de dominância, o que permitiu a determinação do potencial genético das cultivares, com segurança, através da média de cada caráter, além de explicar também, a semelhança das herdabilidades nos sentidos amplo e restrito. Tais observações foram marcantes principalmente para o peso de 100 sementes e altura de inserção da primeira vagem, que manifestaram as maiores contribuições da ação gênica

aditiva.

c) Como as características favoráveis não se expressaram numa única cultivar, as diferentes cultivares estudadas devem ser utilizadas no melhoramento parcelado de cada caráter, para se obter no final do programa, um material que reúna o maior número de características superiores.

d) Embora a ação gênica aditiva tenha sido a predominante, a dominância mostrou-se também presente em todos os caracteres e tornou possível estimar os limites seletivos para o peso de 100 sementes, a altura de inserção da primeira vagem e o início do florescimento. Tais limites foram obtidos apenas para esses caracteres, porque eles apresentaram efeitos de dominância principalmente unidirecionais e no sentido de reduzir o valor fenotípico.

e) As condições experimentais de Patos de Minas foram inferiores, devido à deficiência de água no início da cultura, enquanto que as de Lavras, foram superiores, o que permitiu um acentuado desenvolvimento vegetativo e maior competição entre plantas. Estas diferentes condições experimentais geraram interações das ações gênicas aditiva e, em particular, da dominância, pois seu efeito mostrou a tendência de aumentar o valor fenotípico em Patos de Minas e reduzir em Lavras, para a produção de grãos por planta e seus componentes primários, com exceção do peso de 100 sementes. As interações observadas entre as ações gênicas e os ambientes analisa

dos, sugerem que a seleção de genótipos de feijão deve ser mais efetiva em condições semelhantes às usadas em cultivo, que corresponde a uma tecnologia de média a baixa, particularmente quanto à fertilidade e densidade.

f) Em geral os componentes da variância genética apresentaram elevados erros, especialmente os obtidos em Patos de Minas, o que resultou na obtenção de parâmetros genéticos inflacionados por erros, como os graus médios de dominância. Assim em trabalhos semelhantes, o uso de um maior número de repetições e da geração F_1 em vez da F_2 , devem contribuir para reduzir os erros.

g) As correlações obtidas foram, de um modo geral, devidas essencialmente à ação gênica aditiva.

h) A correlação positiva observada entre a produção de grãos e o número de vagens em Patos de Minas, é favorável para se aumentar a eficiência de seleção num programa de melhoramento. No entanto, a indicação de que as plantas mais produtivas são também as mais tardias, pode constituir uma dificuldade, quando se pretende obter materiais precoces.

i) Entre as demais correlações, aquelas que avaliam as associações do número de vagens e do número de sementes por vagens com os componentes do porte da planta e altura de inserção da primeira vagem, também indicam uma dificuldade para o melhoramento, pois, apesar da maioria destes ca

racteres não terem se correlacionado com a produção de grãos, a tendência foi das plantas mais produtivas serem também de grandes portes. Este é um tipo de planta que favorece o acamamento e pode reduzir o valor da semente e até o rendimento de grãos.

6. LITERATURA CITADA

- ADAMS, M.W., 1967. Basis of yield component compensation in crop plants with special reference to the field bean, *Phaseolus vulgaris* L. Crop Sci. Madison, 7(5):505-510.
- ADAMS, M.W., 1973. Plant architecture and physiological efficiency in the field bean. In: Potentials of Field Beans and Other Food Legumes in Latin America. Cali, Centro Internacional de Agricultura Tropical, p. 266-278. (Séries Seminários 2E).
- AGGARWAL, V.D. e T.P. SINGH, 1973. Genetic variability and interrelation in agronomic traits in kidney-bean (*Phaseolus vulgaris* L.). Indian J. Agric. Sci. New Delhi, 43(9):845-848.
- AHUJA, V.R., 1968a. Estimation of missing values in a diallel cross. Indian J. Genet. Pl. Breed. New Delhi, 28(3):305-312.

- AHUJA, V.R., 1968b. Diallel analysis of locule number in the tomato - I. Indian J. Genet. Pl. Breed. New Delhi, 28(3): 313-322.
- AKSEL, R. e L.P.V. JOHNSON, 1961. Genetic studies on sowing-to-heading and heading-to-ripening periods in barley and their relation to yield and yield components. Can. J. Genet. Cytol. Ottawa, 3:242-259.
- ALBERINI, J.L. e S.T. MOHAN, 1979. Carãter altura basal longa: Herança e utilidade no melhoramento da arquitetura de planta em feijoeiro. Pesq. Agropec. Bras. Brasília, 14 (4):339-341.
- ALBUQUERQUE, M.M. e C. VIEIRA, 1974. Manifestações da heterose em *Phaseolus vulgaris* L. Rev. Ceres. Viçosa, 21(114): 148-166.
- ALLARD, R.W., 1956a. Estimation of prepotency from lima bean diallel cross data. Agron. J. Madison, 48(12):537-543.
- ALLARD, R.W., 1956b. The analysis of genetic-environmental interactions by means of diallel crosses. Genetics. Austin, 41:305-318.
- ALLARD, R.W., 1971. Princípios do Melhoramento Genético das Plantas. São Paulo, Edgard Blücher Ltda. 381p. (Tradução do idioma inglês para o português de A. Blumenschein, E. Paterniani, J.T.A. Gurgeł e R. Vencovsky).

- ARUNACHALAM, V., 1976. Evaluation of diallel crosses by graphical and combining ability methods. Indian J. Genet. Pl. Breed. New Delhi, 36(3):358-366.
- ASAWA, B.M. e A.S. TIWARI, 1976. Analysis of genetic architecture in segregating populations of gram (*Cicer arietinum* L.). Z. Pflanzenzüchtg. Berlin, 77:251-256.
- BAKER, R.J., 1978. Issues in diallel analysis. Crop. Sci. Madison, 18(4):533-536.
- BARROS, L.G., 1980. Caracterização de alguns dos cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) indicados para o Brasil. Viçosa, UFV, 105p. (Dissertação de Mestrado).
- BENNETT, J.P., M.W. ADAMS e C. BURGA, 1977. Pod yield component variation and intercorrelation in *Phaseolus vulgaris* L. as affected by planting density. Crop Sci. Madison, 17(1):73-75.
- BLISS, R.A., 1971. Inheritance of growth habit and time of flowering in beans. J. Amer. Soc. Hort. Sci. Mount, 96(6):715-717.
- CAMACHO, L.H., C. CARDONA e S.H. OROZCO, 1964. Genotypic and phenotypic correlation of components of yield in kidney beans. Bean Improv. Coop. New York, 7:8-9.

- CAMACHO, L.H., C. CARDONA e S.H. OROZCO, 1965. Variâncias genéticas y heredabilidad en caracteres cuantitativos del frijol. In: CONGRESO NACIONAL DE INGENIEROS AGRÓNOMOS, 3., Manizales, Colômbia, 1965. Memórias... Manizales, Ministério da Agricultura, p. 86-87.
- CARVALHO, D.A., 1981. Estudo sobre a competição específica de malervas na cultura do feijoeiro. II. Efeito competitivo do capim-marmelada (*Brachiaria plantaginea* (Link) Hitch.) e picão-preto (*Bidens pilosa* L.), em diferentes densidades, sobre o "stand" final, produção de grãos e componentes primários da produção do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.). Ciênc. Prát. Lavras, 5(2):138-143.
- CHENG, S.S., M.J. BASSETT e K.H. QUESENBERRY, 1981. Cytogenetic analysis of interspecific hybrids between common bean and scarlet runner bean. Crop Sci. Madison, 21(1):75-79.
- CHUNG, J.H. e E. STEVENSON, 1973. Diallel analysis of the genetic variation in some quantitative traits in dry beans. N. Z. Jl. Agric. Res. Wellington, 16:223-231.
- CENTRO INTERNACIONAL DE AGRICULTURA TROPICAL, Cali, 1974. In forme Anual. Cali, CIAT. 286p.
- CENTRO INTERNACIONAL DE AGRICULTURA TROPICAL, Cali, 1976. Lista descriptiva del germoplasma de Phaseolus spp. I. Materiales promisorios. Cali, CIAT. s.p.

- CENTRO INTERNACIONAL DE AGRICULTURA TROPICAL, Cali, 1982. Hojas de frijol para a América Latina; clave para identificar diferentes hábitos de crecimiento en frijol común. Cali, CIAT. s.p. (CIAT 01SB(14)82).
- COYNE, D.P., 1968. Correlation, heritability, and selection of yield components in field beans, *Phaseolus vulgaris*. Proc. Am. Soc. Hort. Sci. Mount, 93(5):388-396.
- COYNE, D.P., 1978. Genetics of flowering in dry beans (*Phaseolus vulgaris* L.). J. Amer. Soc. Hort. Sci. Mount, 103(5):606-608.
- COYNE, D.P. e R.H. MATTSON, 1964. Inheritance of time of flowering and length of blooming period in *Phaseolus vulgaris* L. Proc. Am. Soc. Hort. Sci. Mount, 85:366-373.
- COUGHTREY, A. e K. MATHER, 1970. Interaction and gene association and dispersion in diallel crosses where gene frequencies are unequal. Heredity. Edinburgh, 25:79-88.
- CRUMPACKER, D.W. e R.W. ALLARD, 1962. A diallel cross analysis of heading date in wheat. Hilgardia. California, 32(6):275-319.
- DAVIS, W.D., 1973. Quantitative inheritance of growth habit in the bush bean, *Phaseolus vulgaris* L. Corvallis, 160p. (Tese de Ph.D.). In: CENTRO INTERNACIONAL DE AGRICULTURA TROPICAL, Cali, 1980. Resúmenes Analíticos sobre Frijol. Cali, CIAT. v.5, p. 183-184. (Resumo 5495).

- DAVIS, D.W. e W.A. FRAZIER, 1966. Inheritance of some growth habit components in certain types of bush lines of *Phaseolus vulgaris* L. Proc. Am. Soc. Hort. Sci. Mount, 88:384-392.
- DAVIS, J.H.C. e A.M. EVANS, 1977. Selection indices using plant type characteristics in navy beans (*Phaseolus vulgaris* L.). J. Agric. Sci. Cambridge, 89(2):341-348.
- DENIS, J.C., 1967. Estimación de la heredabilidad del rendimiento y sus componentes primarios en el frijol común (*Phaseolus vulgaris* L.); correlaciones fenotípicas y genotípicas entre estos caracteres. Turrialba, IICA, 46p. Dissertação de Mestrado). In: CENTRO INTERNACIONAL DE AGRICULTURA TROPICAL, Cali, 1977. Resúmenes Analíticos sobre Frijol. Cali, CIAT. v.1, p. 522-523. (Resumo 1128-3826).
- DENIS, J.C. e M.W. ADAMS, 1978. A factor analysis of plant variables related to yield in dry beans. I. Morphological traits. Crop Sci. Madison, 18(1):74-78.
- DHALIWAL, H.S. e K.B. SINGH, 1970. Combining ability and inheritance of pod and cluster number in *Phaseolus mungo* L. Theor. Appl. Genetics. Berlin, 40:117-120.
- DICKINSON, A.G. e J.L. JINKS, 1956. A generalized analysis of diallel crosses. Genetics. Austin, 41(1):65-78.
- DICKSON, M.H., 1967. Diallel analysis of seven economic characters in snap beans. Crop Sci. Madison, 7(2):121-124.

- DUARTE, R. e M.W. ADAMS, 1963. Component interaction in relation to expression of a complex trait in a field bean cross. Crop Sci. Madison, 3(3):185-186.
- DUARTE, R.A. e M.W. ADAMS, 1972. A path coefficient analysis of some yield component interrelations in field beans (*Phaseolus vulgaris* L.). Crop Sci. Madison, 12(5):579-582.
- FALCONER, D.S., 1981. Introdução à Genética Quantitativa. Viçosa, Imprensa Universitária. 279p. (Tradução do idioma inglês para o português de M.A. Silva e J.C. Silva).
- FREIRE FILHO, F.R., 1980. Herança do número de dias para a floração e do hábito de crescimento em feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.). Viçosa, UFV, 38p. (Dissertação de Mestrado).
- FRETS, G.P., 1951. The heredity of the dimensions and the weight of the seeds of *Phaseolus vulgaris*. Genetica. The Hage, 25:338-356.
- FOOLAD, M.R. e A. BASSIRI, 1983. Estimates of combining ability, reciprocal effects and heterosis for yield and yield components in a common bean diallel cross. J. Agric. Sci. Cambridge, 100(1):103-108.
- GILBERT, N.E.G., 1958. Diallel cross in plant breeding. Heredity. Edinburgh, 12:477-492.

- GILL, K.S., S.S. DHILLON e K.S. BAINS, 1972. Combining ability and inheritance of yield components in crosses involving indian and exotic wheat germplasm. Indian J. Genet. Pl. Breed. New Delhi, 32(3):421-430.
- GOMES, F.R., 1958. Inheritance of viability in *Drosophila melanogaster*. W. Lafayette, Purdue University, 169p. (Tese de Doutorado).
- GRAFIUS, J.E., 1956. Components of yield in oats: A geometrical interpretation. Agron. J. Madison, 48(9):419-423.
- GRAFIUS, J.E., 1964. A geometry for plant breeding. Crop Sci. Madison, 4(3):241-246.
- GRAFIUS, J.E., 1972. Competition for environmental resources by component characters. Crop Sci. Madison, 12(3):364-367.
- GRIFFING, B., 1956. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. Aust. J. Biol. Sci. Melbourne, 9(4):463-493.
- HAMBLIN, J., 1977. Plant breeding interpretations of the effects of bulk breeding on four populations of beans (*Phaseolus vulgaris* L.). Euphytica. Wageningen, 26(1): 157-168.
- HAMBLIN, J. e A.M. EVANS, 1976. The estimation of cross yield using early generation and parental yields in dry beans (*Phaseolus vulgaris* L.). Euphytica. Wageningen, 25(2): 515-520.

- HAMBLIN, J. e J.R. MORTON, 1977. Genetic interpretations of the effects of bulk breeding on four populations of beans (*Phaseolus vulgaris* L.). Euphytica. Wageningen, 26(1):75-83.
- HAYMAN, B.I., 1954a. The theory and analysis of diallel crosses. Genetics. Austin, 39:789-809.
- HAYMAN, B.I., 1954b. The analysis of variance of diallel tables. Biometrics. Raleigh, 10(2):235-244.
- HAYMAN, B.I., 1957. Interaction, heterosis and diallel crosses. Genetics. Austin, 42(3):336-355.
- HAYMAN, B.I., 1958a. The theory and analysis of diallel crosses. II. Genetics. Austin, 43(1):63-85.
- HAYMAN, B.I., 1958b. The separation of epistatic from additive and dominance variation in generation means. Heredity. Edinburgh, 21:371-390.
- HAYMAN, B.I., 1960a. The theory and analysis of diallel crosses. III. Genetics. Austin, 45(2):155-172.
- HAYMAN, B.I., 1960b. The separation of epistatic from additive and dominance variation in generation means. II. Genetica. The Hage, 31:133-146.
- HAYMAN, B.I., 1963. Notes on diallel-cross theory. In: HANSON, W.D. e H.F. ROBINSON Eds. Statistical Genetics and Plant Breeding. Washington, NAS-NRC, 982:571-578.

- HONMA, S., 1968. Inversion in the chromosomes of *Phaseolus vulgaris* L. Cytologia. Tokyo, 33(1):78-81.
- HOSTALÁCIO, S., 1983. Estudo de alguns aspectos físicos, bioquímicos e anatômicos no crescimento e desenvolvimento do feijão em diferentes regimes de irrigação. Campinas, UNICAMP, 144p. (Tese de Doutorado).
- IBARRA, S.A.O., 1966. Contribuição ao estudo da herança de crescimento em *Phaseolus vulgaris* L. Piracicaba, ESALQ/USP, 50p. (Dissertação de Mestrado).
- JANA, S., 1975. Genetic analysis by means of diallel graph. Heredity. Edinburgh, 35(1):1-19.
- JANA, S., 1976. Graphical analysis of tiller and ear production in a diallel cross of barley. Can. J. Genet. Cytol. Ottawa, 18:445-453.
- JINKS, J.L., 1954. The analysis of continuous variation in a diallel cross of *Nicotiana rustica* varieties. Genetics. Austin, 39:767-788.
- JINKS, J.L., 1956. The F₂ and backcross generations from a set of diallel crosses. Heredity. Edinburgh, 10(1):1-30.
- JINKS, J.L. e B.I. HAYMAN, 1953. The analysis of diallel crosses. Maize Genet. Coop. News Lett. Ithaca, New York, 27:48-54.

- JOHNSON, L.P.V., 1963. Applications of the diallel - cross techniques to plant breeding. In: HANSON, W.D. e H.F. ROBINSON, Eds. Statistical Genetics and Plant Breeding. Washington, NAS-NRC, 982:561-570.
- JOHNSON, L.P.V. e R. AKSEL, 1964. The inheritance of malting quality and agronomic characters in a diallel cross of barley. Can. J. Genet. Cytol. Ottawa, 6:178-200.
- JUNQUEIRA NETO, A. e J. LASMAR FILHO, 1971. Taxa de alogamia do feijoeiro comum (*Phaseolus vulgaris* L.) em Lavras, Minas Gerais. AGROS. Lavras, 1(1):19-21.
- KEMPTHORNE, O., 1956. The theory of the diallel cross. Genetics. Austin, 41:451-459.
- KEMPTHORNE, O., 1966. An Introduction to Genetic Statistics. 3a. ed. New York, John Wiley & Sons. 545p.
- KRETCHMER, P.J. e D.H. WALLACE, 1978. Inheritance of growth habit in indeterminate lines of *Phaseolus vulgaris* L. Bean Improv. Coop. New York, 21:29-30.
- KRETCHMER, P.J., J.L. OZBUN, S.L. KAPLAN, D.R. LAING e D.H. WALLACE, 1977. Red and far-red light effects on climbing in *Phaseolus vulgaris* L. Crop Sci. Madison, 17(5):797-799.
- LEFFEL, R.C. e M.G. WEISS, 1958. Analyses of diallel crosses among ten varieties of soybeans. Agron. J. Madison, 50(9):528-534.

- LEIVA, O.R., 1977. Herencia y mejoramiento de la precocidade del fríjol (*Phaseolus vulgaris* L.) en el trópico. Bogotá, 80p. (Dissertação de Mestrado). In: CENTRO INTERNACIONAL DE AGRICULTURA TROPICAL, Cali, 1978. Resúmenes Analíticos sobre Fríjol. Cali, CIAT. v. 33, p. 253-254. (Resumo 0553-9467).
- LÄM-SÄNCHEZ, A. e C. VIEIRA, 1964. Hereditariedade da cor das vagens de *Phaseolus vulgaris* L. Rev. Ceres. Viçosa, 12 (68):106-118.
- MASAYA, P.N. e D.H. WALLACE, 1978. Genetic and environmental control of flowering in *Phaseolus vulgaris* L. Bean Improv. Coop. New York, 21:30-31.
- MATHER, K. e J.L. JINKS, 1971. Biometrical Genetics. 2a. ed. London, Chapman and Hall Ltd. 382p.
- MENÊZES, J.E., M.E.B. de CASTRO, J.B.T. da SILVA, W.M. BATISTA e C.L. LIRA, Org., 1982. Feijão: Resúmenes Informativos. Brasília, EMBRAPA/CNPAF. 371p.
- MIRANDA, C.S., 1966. Herencia del habito de crecimiento en *Phaseolus vulgaris* L. Agrociência. Chapingo, 1(1):77-83.
- MIRANDA, C.S., 1973. Mejoramiento genético del fríjol. In: BRAUER, O., 1973. Fitogenética Aplicada. Chapingo, Editorial Limusa, p. 412-440.
- MIRANDA, C.S., 1976. Cruzamiento directo y cruzamiento reciproco en fríjol (*Phaseolus vulgaris* L.). Agrociência. Chapingo, 25:65-70.

- MOLL, R.H. e C.W. STUBER, 1974. Quantitative genetics - Empirical results relevant to plant breeding. Advan. Agron. New York, 26:277-313.
- MORAES, C.F. e C. VIEIRA, 1968. Hereditariedade da cor das vagens de *Phaseolus vulgaris* L. II. Rev. Ceres. Viçosa, 15(86):199-209.
- MORLEY JONES, R., 1965. Analysis of variance of the half diallel table. Heredity. Edinburgh, 20:117-121.
- MOTTO, M., G.P. SORESSI e F. SALAMINI, 1978. Seed size inheritance in a cross between wild and cultivated common beans (*Phaseolus vulgaris* L.). Genetica. The Hage, 49(1):31-36.
- MOURA, P.A.M., 1982. Aspectos econômicos da cultura do feijão. Inf. Agropec. Belo Horizonte, 8(90):3-6.
- NANCHARAI AH, D., J.S. NANDA e R.C. CHAUDHARY, 1974a. Genetics of yield and yield components in dwarf rice. Indian J. Agric. Sci. New Delhi, 44(7):437-443.
- NANCHARAI AH, D., J.S. NANDA e R.C. CHAUDHARY, 1974b. Genetics of some characters associated with yield in dwarf rice. Indian J. Agric. Sci. New Delhi, 44(11):736-740.
- NASSAR, R.F., 1965. Effect of correlated gene distribution due to sampling on the diallel analysis. Genetics. Austin, 52(1):9-20.
- NELDER, J.A., 1953. Statistical models in biometrical genetics. Heredity. Edinburgh, 7:111-119.

- NEI, M., 1960. Studies on the application of biometrical genetics to plant breeding. Kyoto, Kyoto University, nº 82, 100p. (Memoirs of the College of Agriculture).
- PANIAGUA, C.V. e A.M. PINCHINAT, 1976. Criterios de selección para mejorar el rendimiento de grano en frijol (*Phaseolus vulgaris* L.). Turrialba. Costa Rica, 26(2):126-131.
- PARK, H.G. e D.W. DAVIS, 1976. Inheritance of interocular cavitation in a six-parent diallel cross in snap beans (*Phaseolus vulgaris* L.). J. Amer. Soc. Hort. Sci. Mount, 101(2):184-189.
- PINCHINAT, A.M. e M.W. ADAMS, 1966. Yield components in beans, as affected by intercrossing and neutron irradiation. Turrialba. Costa Rica, 16(3):247-252.
- POMPEU, A.S., 1963. Polinização cruzada natural no feijoeiro. Bragantia. Campinas, 35(5):53-57.
- QUINONES, F.A., 1965. Correlations of characters in dry beans. Proc. Am. Soc. Hort. Sci. Mount, 86(5):368-372.
- QUINONES, F.A., 1969. Relationships between parents and selections in crosses of dry beans. Crop Sci. Madison, 9(5):673-675.
- QUISENBERRY, J.E., 1977. Inheritance of plant height in cotton. II. Diallel analysis among six semidwarf strains. Crop Sci. Madison, 17(3):347-350.

- RAMALHO, M.A.P. e J.B. dos SANTOS, 1982. Melhoramento do feijão. Inf. Agropec. Belo Horizonte, 8(90):16-19.
- RAMALHO, M.A.P. e R. VENCovsky, 1978. Estimação dos componentes da variância genética em plantas autógamas. Ciênc. Prát. Lavras, 2(2):117-140.
- RAMALHO, M.A.P., J.B. dos SANTOS, F.C.S. CECÍLIA e M.A. ANDRADE, 1979a. Seleção de progênie no feijão 'Pintado' e estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos. Ciênc. Prát. Lavras, 3(1):51-57.
- RAMALHO, M.A.P., L.A.B. ANDRADE e N.C.S. TEIXEIRA, 1979b. Correlações genéticas e fenotípicas entre caracteres do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.). Ciênc. Prát. Lavras, 3(1):63-70.
- REIS, W.P., M.A.P. RAMALHO e C.A.B.P. PINTO, 1981. Herança do tamanho da semente do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.). Ciênc. Prát. Lavras, 5(1):66-71.
- SANTOS, J.B. dos, F.C.S. CECÍLIA e M.A.P. RAMALHO, 1979. Comportamento de algumas cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) na região sudoeste de Minas Gerais, período 1974-1977. Ciênc. Prát. Lavras, 3(1):23-28.
- SARAFI, A., 1978. A yield-component selection experiment involving american and iranian cultivars of the common bean. Crop Sci. Madison, 18(1):5-7.
- SAX, K., 1926. Quantitative inheritance in *Phaseolus*. J. Agric. Res. Washington, 33(4):349-354.

- SHARMA, D., S.S. BHADOURIA e H.C. MALIK, 1975. Genetic parameters and their implications in breeding high-yielding varieties of wheat. Indian J. Agric. Sci. New Delhi, 45 (7):311-316.
- SILVA, H.T., 1981. Caracterização morfológica, agronômica e fenológica de cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) comumente plantadas em diversas regiões do Brasil. Goiânia, CNPAF/EMBRAPA. 51p. (Circular Técnica nº 15).
- SILVA, E.L. da, 1982. Suscetibilidade do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) cv. goiano precoce, a inundações temporárias do sistema radicular em diferentes fases do seu ciclo vegetativo. Piracicaba, ESALQ/USP, 77p. (Dissertação de Mestrado).
- SINGH, K.B. e H.S. DHALIWAL, 1971. Combining ability and genetics of days to 50 per cent flowering in black-gram (*Phaseolus mungo* Roxb.). Indian J. Agric. Sci. New Delhi, 41(8):719-723.
- SOKOL, M.J. e R.J. BAKER, 1977. Evaluation of the assumptions required for the genetic interpretation of diallel experiments in self-pollinating crops. Can. J. Pl. Sci. Ottawa, 57(4):1185-1191.
- SNOAD, B. e A.E. ARTHUR, 1973a. Genetical studies of quantitative characters in peas. 1. A seven-parent diallel cross of cultivars. Euphytica. Wageningen, 22(2): 327-337.

- SNOAD, B. e A.E. ARTHUR, 1973b. Genetical studies of quantitative characters in peas. 2. A six-parent diallel cross of cultivars and primitive forms. Euphytica. Wageningen, 22(3):510-519.
- SNOAD, B. e A.E. ARTHUR, 1974. Genetical studies of quantitative characters in peas. 3. Seed and seedling characters in the F₂ of a six-parent diallel set of crosses. Euphytica. Wageningen, 23(1):105-113.
- STEEL, R.G.D. e J.H. TORRIE, 1980. Principles and Procedures of Statistics. 2a. ed. New York, McGraw-Hill Book Company. 633p.
- TOJIB, A., D.L. DAVIS e P.D. LEGG, 1977. Inheritance of phytosterol content in tobacco. Crop Sci. Madison, 17(5): 700-703.
- TOLEDO, J.F.F. e R.A.R. KIIHL, 1982. 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):745-755.
- TONGUTHAISRI, R., 1976. Genetic analysis of morphological characteristics of field bean (*Phaseolus vulgaris* L.) as expressed in a diallel cross. East Lansing, Michigan State University. (Tese de Ph.D.). In: CENTRO INTERNACIONAL DE AGRICULTURA TROPICAL, Cali, 1980. Resúmenes Analíticos sobre Fríjol. Cali, CIAT. v. 5, p. 181-182. (Resumo 4461).

- VENCOVSKY, R., 1969. Genética Quantitativa. In: KERR, W.E.,
Org. Melhoramento e Genética. São Paulo, Edições Melhora-
mentos. p. 17-38.
- VENCOVSKY, R., 1978. Herança Quantitativa. In: PATERNIANI,
E., Coord. Melhoramento e Produção do Milho no Brasil.
Piracicaba/ESALQ, Marprint. p. 122-201.
- VÉRHALEN, L.M. e J.C. MURRAY, 1967. A diallel analysis of
several fiber property traits in upland cotton (*Gossypium*
hirsutum L.). Crop Sci. Madison, 7(5):501-505.
- VERHALEN, L.M. e J.C. MURRAY, 1969. A diallel analysis of
several fiber property traits in upland cotton (*Gossypium*
hirsutum L.). II. Crop Sci. Madison, 9(3):311-315.
- VIEIRA, C., 1960. Sobre a hibridação natural em *Phaseolus*
vulgaris L. R. Ceres. Viçosa, 11(63):103-107.
- VIEIRA, C., 1964. Melhoramento do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris*
L.) no Estado de Minas Gerais. I. Ensaio comparativos
de variedades realizados no período de 1956 a 1961.
Experientiae. Viçosa, 4(1):1-68.
- VIEIRA, C., 1967. O Feijoeiro-comum: Cultura, Doenças e Me-
lhoramento. Viçosa, Imprensa Universitária. 220p.
- VIEIRA, C., 1970. Melhoramento do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris*
L.) no Estado de Minas Gerais. III. Estudos realizados
no período de 1965 a 1969. Experientiae. Viçosa, 10(5):
93-122.

- VIEIRA, C., A. BUSS, B.C.L. CARVALHO, D. BRANDES, F.F. DUQUE, F.J.P. ZIMMERMANN, G. BALDANZI, J.G.C. da COSTA, L.D.A. de ALMEIDA, N.T. da PONTE, R.J. GUAZZELLI e S. MIYASAKA, 1972. Variedades, melhoramento e genética do feijoeiro. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE FEIJÃO, 1., Campinas, 1971. Anais ... Viçosa, Imprensa Universitária, p. 155-208.
- VIEIRA, C., 1978. Cultura do Feijão. Viçosa, Imprensa Universitária. 146p.
- VOYSEST, O.V., 1972. Efecto de heterosis en rendimiento y sus componentes primarios en frijol, *Phaseolus vulgaris* L. Investnes Agropec. Lima, 3(1):10-16.
- YARNELL, S.H., 1965. Cytogenetics of the vegetable crops. IV. Legumes. Bot. Rev. Lancaster, 31:247-330.
- WALLACE, D.H. e H.M. MUNGER, 1966. Studies of the physiological basis for yield differences. II. Variations in dry matter distribution among aerial organs for several dry bean varieties. Crop Sci. Madison, 6(6):503-507.
- WALTERS, D.E. e J.S. GALE, 1977. A note on the Hayman analysis of variance for a full diallel table. Heredity. Edinburgh, 38(3):401-407.
- WESTERMANN, D.T. e S.E. CROTHERS, 1977. Plant population effects on the seed yield components of beans. Crop Sci. Madison, 17(4):493-496.

- WILCOX, J.R. e A.M. SIMPSON Jr., 1977. Performance of reciprocal soybean hybrids. Crop Sci. Madison, 17(3):351-352.
- WILSON, N.D., D.E. WEIBEL e R.W. McNEW, 1978. Diallel analysis of grain yield, percent protein, and protein yield in grain sorghum. Crop Sci. Madison, 18(3):491-495.
- WHITEHOUSE, R.N.H., J.B. THOMPSON e M.A.M. VALLE RIBEIRO, 1958. Studies on the breeding of self-pollinating cereals. 2. The use of a diallel cross analysis in yield prediction. Euphytica. Wageningen, 7(2):147-169.

ANEXOS

Anexo 1. Expressões utilizadas na obtenção das somas de quadrados da Tabela 6 (pág. 61).

A metodologia para se fazer a análise de variância da Tabela 6 (pág. 61), utiliza as n variâncias (V_i) e covariâncias (C_i) da tabela dialética, estimadas em cada uma das r repetições (k) e dos c locais (ℓ). Para aumentar as chances de detectar as interações dos efeitos de dominância com os ambientes, ALLARD (1956b) sugeriu dividir V_i e C_i pela variância das cultivares (V_c) da mesma repetição, pois V_c representa apenas os efeitos aditivos. Nestas divisões resultam, respectivamente, os quocientes $V_{ik\ell}$ e $C_{ik\ell}$, para a i -ésima linha da tabela dialética, k -ésima repetição e ℓ -ésimo local. Utilizando estes quocientes, as expressões que fornecem as somas de quadrados correspondem (ALLARD, 1956b; CRUMPACKER e ALLARD, 1962):

$$S_1 = \sum_{i=1}^n (C_{i..} + V_{i..})^2 / 2rc - (C_{...} + V_{...})^2 / 2nrc,$$

$$S_2 = \sum_{\ell=1}^c (C_{..\ell} + V_{..\ell})^2 / 2nr - (C_{...} + V_{...})^2 / 2nrc,$$

$$S_3 = (C_{...}^2 + V_{...}^2) / nrc - (C_{...} + V_{...})^2 / 2nrc,$$

$$S_4 = \sum_{\ell=1}^c \left[\sum_{k=1}^r (C_{.k\ell} + V_{.k\ell})^2 / 2n - (C_{..\ell} + V_{..\ell})^2 / 2nr \right],$$

$$S_5 = \sum_{i=1}^n \sum_{\ell=1}^c (C_{i.\ell} + V_{i.\ell})^2 / 2r - (C_{...} + V_{...})^2 / 2nrc - S_1 - S_2,$$

$$S_6 = \sum_{\ell=1}^c (C_{\dots\ell}^2 + V_{\dots\ell}^2)/nr - (C_{\dots} + V_{\dots})^2/2nrc - S_2 - S_3,$$

$$S_7 = \sum_{i=1}^n (C_{i\dots}^2 + V_{i\dots}^2)/rc - (C_{\dots} + V_{\dots})^2/2nrc - S_1 - S_3,$$

$$S_8 = \sum_{i=1}^n \sum_{\ell=1}^c (C_{i.\ell}^2 + V_{i.\ell}^2)/r - (C_{\dots} + V_{\dots})^2/2nrc - S_1 - S_2 - S_3 - S_5 - S_6 - S_7,$$

$$S_9 = \sum_{\ell=1}^c \left[\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^r (C_{ik\ell} + V_{ik\ell})^2/2 - (C_{..\ell} + V_{..\ell})^2/2nr \right] - S_4 - S_{(L/C)},$$

$$S_{10} = \sum_{\ell=1}^c \left[\sum_{k=1}^r (C_{.k\ell}^2 + V_{.k\ell}^2)/n - (C_{..\ell} + V_{..\ell})^2/2nr \right] - S_4 - S_{(D/C)},$$

$$S_{11} = \sum_{\ell=1}^c \left[\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^r (C_{ik\ell}^2 + V_{ik\ell}^2) - (C_{..\ell} + V_{..\ell})^2/2nr \right] - S_4 - S_9 - S_{10} - S_{(D/C)} - S_{(L/C)} - S_{(D \times L/C)},$$

$$S_{12} = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^r \sum_{\ell=1}^c (C_{ik\ell}^2 + V_{ik\ell}^2) - (C_{\dots} + V_{\dots})^2/2nrc,$$

onde,

$$C_{i.\ell} = \sum_{k=1}^r C_{ik\ell},$$

$$C_{.k\ell} = \sum_{i=1}^n C_{ik\ell},$$

$$C_{i\dots} = \sum_{k=1}^r \sum_{\ell=1}^c C_{ik\ell},$$

$$C_{\dots\ell} = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^r C_{ik\ell},$$

$$C_{\dots} = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^r \sum_{\ell=1}^c C_{ik\ell},$$

$$V_{i..} = \sum_{k=1}^r V_{ik\ell},$$

$$V_{.k\ell} = \sum_{i=1}^n V_{ik\ell},$$

$$V_{i..} = \sum_{k=1}^r \sum_{\ell=1}^c V_{ik\ell},$$

$$V_{..l} = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^r V_{ik\ell},$$

$$V_{\dots} = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^r \sum_{\ell=1}^c V_{ik\ell},$$

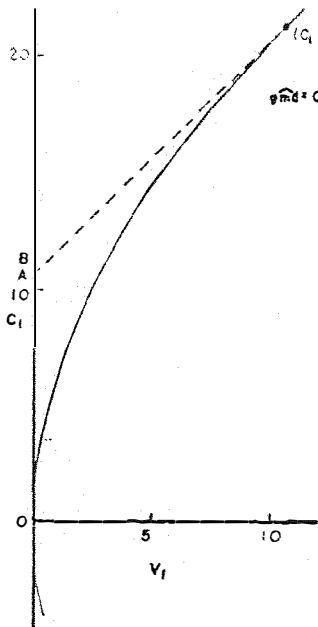
$$S_{(L/C)} = \sum_{\ell=1}^c \left[\sum_{i=1}^n (C_{i..} + V_{i..})^2 / 2r - (C_{..l} + V_{..l})^2 / 2nr \right],$$

$$S_{(D/C)} = \sum_{\ell=1}^c \left[(C_{..l}^2 + V_{..l}^2) / nr - (C_{..l} + V_{..l})^2 / 2nr \right],$$

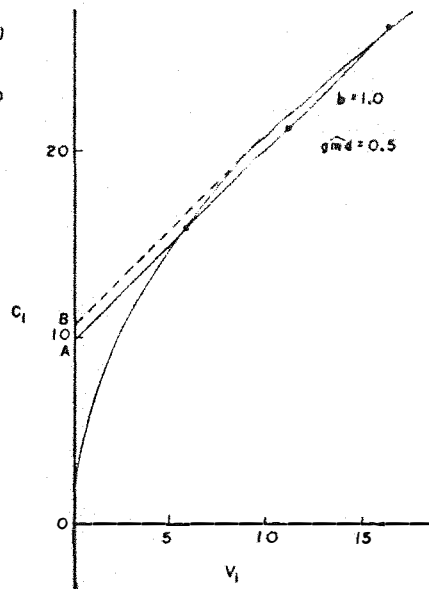
$$S_{(D \times L/C)} = \sum_{\ell=1}^c \left[\sum_{i=1}^n (C_{i..}^2 + V_{i..}^2) / r - (C_{..l} + V_{..l})^2 / 2nr \right] - S_{(L/C)} - S_{(D/C)},$$

Anexo 2. Gráficos teóricos para diferentes graus de dominância e epistasia, construídos para a geração F_2 .

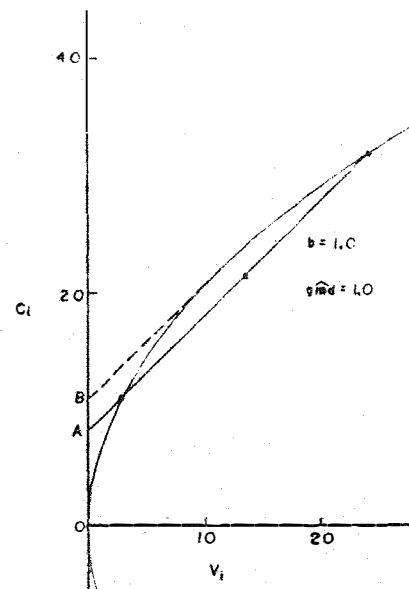
Considerando a geração F_2 , foram construídos os gráficos teóricos (Figuras A a F, pág. 218), utilizando 4 genótipos homozigóticos para 2 pares de alelos, como os progenitores do dialelo.



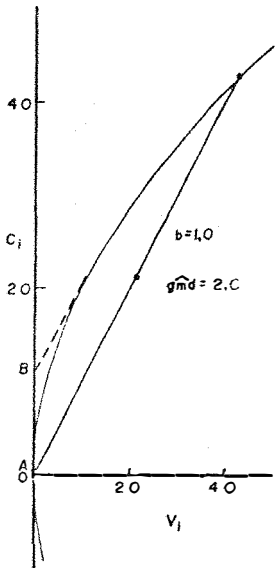
A. Ação aditiva ($h = 0$)



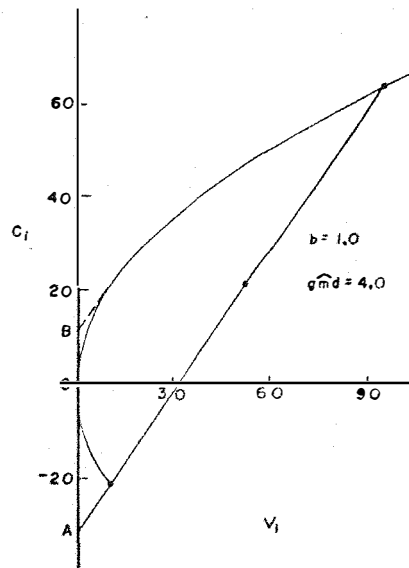
B. Dominância parcial ($h = d/2$)



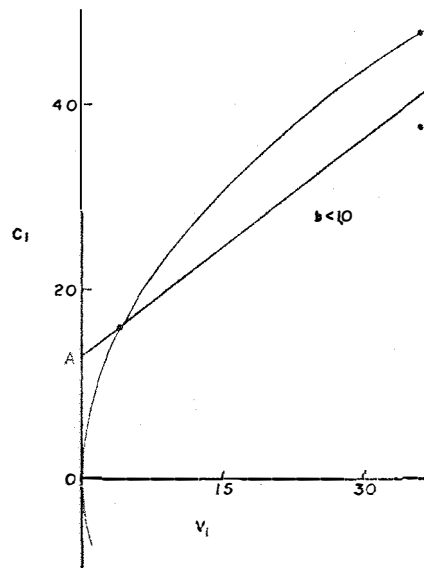
C. Dominância completa ($h = d$)



D. Sobredominância ($h = 2d$)



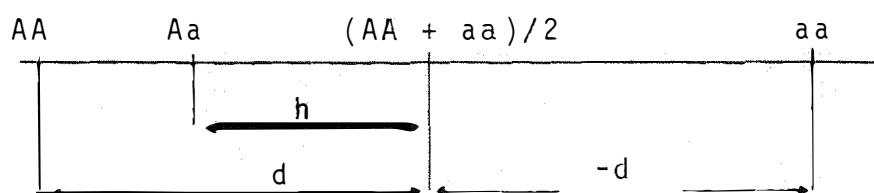
E. Sobredominância ($h = 4d$)



F. Epistasia

Figuras A a F. Regressão entre C_i e V_i para diferentes valores de h e epistasia.

Admitiu-se efeitos iguais para os 2 pares de a lelos, distribuição independente e ausência de efeitos ambientais. Supondo que um dos pares seja representado pelas letras A e a, os genótipos diferentes oriundos destes pares são AA, Aa e aa. A expressão destes genótipos gera fenótipos que variam como ilustrado no esquema seguinte:



onde, d é o desvio aditivo e h é o desvio de dominância (HAYMAN, 1954a).

Utilizou-se a metodologia desenvolvida por HAYMAN (1954a) para a construção dos gráficos sendo considerado: ação aditiva para $h = 0,0$ (Figura A, pág. 218); dominância parcial para $h = d/2$ (Figura B, pág. 218); dominância completa para $h = d$ (Figura C, pág. 218); dois casos de sobredominância, para $h = 2d$ (Figura D, pág. 218) e para $h = 4d$ (Figura E, pág. 218). Considerou-se também, um exemplo de epistasia do tipo complementar na Figura F (pág. 218).

Nota-se na Figura A (pág. 218) que apenas a ação aditiva não determina regressão entre C_i e V_i e a classificação das cultivares, quanto ao potencial genético, é obtida a partir dos seus comportamentos médios. Na presença da e

pistasia (Figura F, pág. 218), a regressão entre C_i e V_i não é somente linear, além do coeficiente de regressão (b) ser inferior a 1,0. Neste caso, não se pode determinar o potencial genético das cultivares. O modelo aditivo-dominante ilustrado nas Figuras B a E (pág. 218), permite a classificação relativa das cultivares quanto a ordem de dominância, através da disposição das coordenadas de cada cultivar ao longo da reta de regressão. Fornece também a participação da ação gênica aditiva no controle do caráter, que se reduz com a redução do coeficiente linear de regressão (\overline{OA}). A participação relativa das ações gênicas aditiva e de dominância é indicada pelo grau médio de dominância (\overline{gmd}) previsto através da expressão, $2\sqrt{\overline{AB}/\overline{OB}}$.

Anexo 3. Valores médios para as cultivares e sua média, as F_2 e sua média e teste de Tukey para comparação das médias, referentes às respectivas características estudadas (Tabelas A.1., pág. 221; A.2., pág. 222; A.3., pág. 223).

Tabela A.1 Valores médios da produção de grãos por planta (W) em gramas, número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y), peso de 100 sementes (Z) em log (gramas) e teste de Tukey, para as sete cultivares e suas 21 F₂ descendentes, avaliadas em Lavras, MG, em 1981.

| Cultivares e F ₂ | W | X | Y | Z (log) |
|-----------------------------|--------|-------|-------|---------|
| 1. Diacol Calima | 12,48 | 8,39 | 2,77 | 72,49 |
| 2. Goiano Precoce | 8,40 | 7,27 | 3,23 | 54,28 |
| 3. Roxo | 8,71 | 6,14 | 3,84 | 55,12 |
| 4. Small White | 11,79 | 19,02 | 4,36 | 14,86 |
| 5. Manteigão Fosco 11 | 12,84 | 6,18 | 4,00 | 70,06 |
| 6. Pintado | 14,30 | 8,65 | 3,85 | 62,92 |
| 7. Ricopardo 896 | 14,09 | 13,14 | 4,77 | 34,75 |
| 1 x 2 | 8,75 | 7,15 | 2,62 | 65,48 |
| 1 x 3 | 12,78 | 8,11 | 3,35 | 63,12 |
| 1 x 4 | 11,77 | 14,23 | 3,16 | 41,92 |
| 1 x 5 | 12,88 | 7,50 | 3,17 | 73,37 |
| 1 x 6 | 11,92 | 6,94 | 3,27 | 71,73 |
| 1 x 7 | 9,70 | 7,89 | 3,92 | 49,60 |
| 2 x 3 | 10,87 | 7,86 | 3,59 | 58,26 |
| 2 x 4 | 8,90 | 10,63 | 3,47 | 38,20 |
| 2 x 5 | 11,06 | 7,13 | 3,60 | 63,42 |
| 2 x 6 | 9,12 | 6,80 | 3,40 | 59,70 |
| 2 x 7 | 11,19 | 10,16 | 3,98 | 44,22 |
| 3 x 4 | 11,52 | 13,50 | 3,82 | 35,09 |
| 3 x 5 | 12,84 | 6,97 | 4,15 | 64,28 |
| 3 x 6 | 10,71 | 7,14 | 3,68 | 60,39 |
| 3 x 7 | 10,56 | 9,73 | 4,14 | 41,75 |
| 4 x 5 | 9,44 | 11,78 | 4,01* | 41,06 |
| 4 x 6 | 11,08 | 12,92 | 3,69 | 36,78 |
| 4 x 7 | 10,75 | 13,40 | 4,25 | 27,25 |
| 5 x 6 | 15,73 | 7,71 | 4,23 | 68,32 |
| 5 x 7 | 12,29 | 10,20 | 4,11 | 46,84 |
| 6 x 7 | 12,70* | 7,09 | 4,06 | 43,82 |
| Médias Cultivares | 11,80 | 9,83 | 3,83 | 52,06 |
| Médias F ₂ | 11,26 | 9,28 | 3,70 | 52,29 |
| Tukey (5%) | 8,18 | 6,19 | 0,67 | 5,95 |

* Dados estimados segundo AHUJA (1968a).

Tabela A.2 Valores médios da produção de grãos por planta (W) em gramas, número de vagens por planta (X), número de sementes por vagem (Y), peso de 100 sementes (Z) em gramas e teste de Tukey, para as sete cultivares e suas 21 F₂ descendentes, avaliadas em Patos de Minas, MG, em 1981.

| Cultivares e F ₂ | W | X | Y | Z |
|-----------------------------|------|------|------|-------|
| 1. Diacol Calima | 5,67 | 3,78 | 2,44 | 61,67 |
| 2. Goiano Precoce | 2,23 | 2,20 | 2,36 | 43,89 |
| 3. Roxo | 5,82 | 4,81 | 3,23 | 37,34 |
| 4. Small White | 3,91 | 5,35 | 4,28 | 19,15 |
| 5. Manteigão Fosco 11 | 4,21 | 2,55 | 3,58 | 47,84 |
| 6. Pintado | 4,83 | 3,84 | 3,28 | 38,57 |
| 7. Ricopardo 896 | 4,05 | 4,24 | 4,04 | 23,76 |
| 1 x 2 | 3,36 | 2,79 | 2,30 | 52,43 |
| 1 x 3 | 6,15 | 4,38 | 2,94 | 47,71 |
| 1 x 4 | 4,41 | 5,22 | 2,67 | 31,40 |
| 1 x 5 | 4,07 | 2,74 | 2,59 | 57,07 |
| 1 x 6 | 4,87 | 3,33 | 2,77 | 52,86 |
| 1 x 7 | 3,83 | 3,59 | 3,16 | 34,25 |
| 2 x 3 | 5,35 | 4,42 | 2,84 | 43,04 |
| 2 x 4 | 4,20 | 5,36 | 2,57 | 31,44 |
| 2 x 5 | 3,73 | 2,90 | 2,89 | 44,56 |
| 2 x 6 | 3,48 | 2,87 | 2,69 | 45,22 |
| 2 x 7 | 4,83 | 5,58 | 3,46 | 28,56 |
| 3 x 4 | 5,79 | 7,46 | 3,28 | 23,61 |
| 3 x 5 | 5,80 | 3,97 | 3,45 | 42,36 |
| 3 x 6 | 5,32 | 4,18 | 3,06 | 41,99 |
| 3 x 7 | 4,97 | 5,59 | 3,29 | 27,06 |
| 4 x 5 | 3,87 | 5,05 | 2,65 | 28,85 |
| 4 x 6 | 5,31 | 6,84 | 2,85 | 27,85 |
| 4 x 7 | 4,30 | 5,96 | 3,75 | 19,10 |
| 5 x 6 | 5,23 | 3,53 | 3,27 | 45,07 |
| 5 x 7 | 4,92 | 4,77 | 3,20 | 33,99 |
| 6 x 7 | 5,53 | 5,34 | 3,35 | 31,40 |
| Médias | | | | |
| Cultivares | 4,39 | 3,82 | 3,32 | 38,89 |
| F ₂ | 4,73 | 4,56 | 3,00 | 37,61 |
| Tukey (5%) | 2,74 | 2,96 | 1,34 | 9,64 |

Tabela A.3. Valores médios do número de internódios da haste mais longa (A), comprimento médio dos internódios (B) em centímetros, altura de inserção da primeira vagem (C) em centímetros, início do florescimento (F) em dias e teste de Tukey, para as sete cultivares e suas 21 F₂ descendentes, avaliadas em Lavras, MG, em 1981.

| Cultivares e F ₂ | A | B | C | F |
|-----------------------------|-------|------|-------|-------|
| 1. Diacol Calima | 10,10 | 3,54 | 17,12 | 37,72 |
| 2. Goiano Precoce | 11,07 | 2,93 | 13,58 | 34,49 |
| 3. Roxo | 11,27 | 4,55 | 13,42 | 40,20 |
| 4. Small White | 13,47 | 5,48 | 9,37 | 38,95 |
| 5. Manteigão Fosco 11 | 10,10 | 3,94 | 18,40 | 40,28 |
| 6. Pintado | 11,63 | 6,42 | 11,43 | 38,89 |
| 7. Ricopardo 896 | 15,60 | 6,85 | 10,78 | 43,60 |
| 1 x 2 | 10,93 | 3,52 | 15,97 | 34,53 |
| 1 x 3 | 11,95 | 5,31 | 15,10 | 38,07 |
| 1 x 4 | 12,15 | 5,43 | 13,30 | 37,38 |
| 1 x 5 | 10,53 | 3,96 | 19,13 | 38,17 |
| 1 x 6 | 11,37 | 4,73 | 15,00 | 38,53 |
| 1 x 7 | 11,75 | 5,37 | 13,43 | 39,88 |
| 2 x 3 | 12,10 | 5,13 | 14,63 | 37,24 |
| 2 x 4 | 11,78 | 4,61 | 11,40 | 36,54 |
| 2 x 5 | 10,57 | 3,58 | 17,27 | 37,09 |
| 2 x 6 | 11,12 | 5,25 | 12,87 | 37,60 |
| 2 x 7 | 11,98 | 5,49 | 11,17 | 37,27 |
| 3 x 4 | 12,53 | 6,53 | 11,73 | 39,61 |
| 3 x 5 | 12,12 | 6,46 | 16,23 | 41,14 |
| 3 x 6 | 12,15 | 5,87 | 13,47 | 39,39 |
| 3 x 7 | 13,00 | 7,09 | 13,40 | 41,88 |
| 4 x 5 | 11,83 | 5,59 | 12,93 | 37,53 |
| 4 x 6 | 12,83 | 6,31 | 13,80 | 39,06 |
| 4 x 7 | 13,58 | 6,22 | 9,87 | 40,26 |
| 5 x 6 | 11,75 | 6,66 | 15,33 | 40,01 |
| 5 x 7 | 13,83 | 6,17 | 12,93 | 41,35 |
| 6 x 7 | 12,28 | 6,85 | 12,23 | 41,08 |
| Médias | | | | |
| Cultivares | 11,89 | 4,82 | 13,45 | 39,16 |
| F ₂ | 12,01 | 5,53 | 13,87 | 38,79 |
| Tukey (5%) | 2,60 | 2,14 | 4,82 | 2,46 |