

ROGÉRIO LUIZ BACKES

**DESEMPENHO AGRONÔMICO, RESISTÊNCIA AO CANCRO-DA-HASTE  
E ANÁLISE DISCRIMINANTE EM SOJA (*Glycine max* (L.) Merrill)**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2003

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

B126d  
2004

Backes, Rogério Luiz, 1974-

Desempenho agrônômico, resistência ao cancro-da-haste  
e análise discriminante em soja ( *Glycine max* (L.) Merrill )  
/ Rogério Luiz Backes. – Viçosa : UFV, 2004.  
x, 141f. : il. ; 29cm.

Orientador: Múcio Silva Reis.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 134-141.

1. Soja - Melhoramento genético. 2. Soja - Seleção.  
3. Soja - Resistência ao cancro-da-haste. 4. Variação  
(Genética). 5. Soja - População. 6. Soja - Produtividade.  
I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

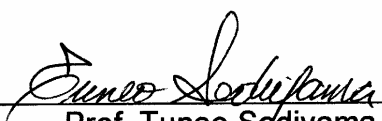
CDD 20.ed. 633.343

ROGÉRIO LUIZ BACKES

**DESEMPENHO AGRONÔMICO, RESISTÊNCIA AO CANCRO-DA-HASTE  
E ANÁLISE DISCRIMINANTE EM SOJA (*Glycine max* (L.) Merrill)**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

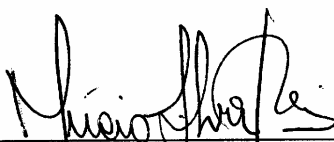
APROVADA: 29 de dezembro de 2003.

  
Prof. Tuneso Sedyama  
(Conselheiro)

  
Prof. Cosme Damião Cruz  
(Conselheiro)

  
Prof. Edésio Fialho dos Reis

  
Prof. Eduardo Rezendes Galvão

  
Prof. Múcio Silva Reis  
(Orientador)

A Deus.

À nossa família.

## **AGRADECIMENTO**

À minha esposa e inseparável companheira, Fernanda A. Londero Backes, que, ao longo destes anos, tem me dedicado todo o seu amor e carinho e, incessantemente me apoiou durante esta jornada.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela oportunidade oferecida para realização desse curso.

Ao professor Múcio Silva Reis, que, como orientador e amigo, não poupou ensinamentos, dedicação, exemplos e confiança.

Ao professor Tuneo Sedyama, pelos ensinamentos, pelo auxílio prestado e pela atenção dedicada.

Ao professor Cosme Damião Cruz, pelos ensinamentos, pelas sugestões e pela atenção dispensada durante o curso.

Àqueles que me acompanharam desde o início do curso de Mestrado, até este momento, em muito responsáveis pela evolução de meu conhecimento e pela oportunidade de dar continuidade ao meu trabalho em melhoramento de plantas, exemplos de dedicação, capacidade e profissionalismo e, ao mesmo tempo, de amizade – refiro-me, assim, novamente e, em especial, aos professores Múcio Silva Reis, Cosme Damião Cruz e Tuneo Sedyama.

Aos professores Edésio Fialho dos Reis e Eduardo Rezende Galvão, pelas críticas e pelas valiosas sugestões ao nosso trabalho.

Aos demais professores da UFV, pelos conhecimentos transmitidos.

Ao amigo Paulo Daniel (Paulinho), funcionário do Laboratório de Soja, pela disposição e pela boa vontade demonstrada durante a condução dos trabalhos de campo.

Ao Paulo Paiva, Cupertino, Bernardo, Custódio e Adílio, funcionários do Laboratório de Soja, pelo auxílio na condução e avaliação dos experimentos.

A todos os amigos conquistados durante a estada em Viçosa, em especial à família que nos acolheu, Seu Pedro, D. Dorinha, Lílian, André e Telésio.

Aos colegas de curso e trabalho, em especial, ao Zé Luis e à Virginia.

À Rita de Cássia e à Conceição, pela disposição.

Aos colegas de trabalho na Estação Experimental de Canoinhas.

A todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para realização deste trabalho.

## **BIOGRAFIA**

ROGÉRIO LUIZ BACKES, filho de João Levino Backes e de Ani Terezinha Backes, nasceu em Marechal Cândido Rondon, Paraná, no dia 25 de janeiro de 1974.

Em agosto de 1997, graduou-se Engenheiro Agrônomo, pela Universidade Federal de Santa Maria, Rio Grande do Sul.

Ainda em agosto de 1997, iniciou o curso de Mestrado no Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento da Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, concluindo-o em dezembro de 1999.

Em fevereiro de 2000, iniciou o curso de Doutorado no Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento da Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, concluindo-o em dezembro de 2003.

Atualmente, é pesquisador da Epagri, Estação Experimental de Canoinhas, Santa Catarina, onde trabalha com melhoramento genético de plantas.

## CONTEÚDO

	<b>Página</b>
RESUMO.....	ix
ABSTRACT .....	xi
INTRODUÇÃO GERAL .....	1
CAPÍTULO 1 .....	4
DESEMPENHO AGRONÔMICO DE LINHAGENS DE SOJA.....	4
1. INTRODUÇÃO .....	4
2. REVISÃO DE LITERATURA .....	6
2.1. Avaliação e seleção de linhagens .....	6
2.2. Análise agrupada .....	7
3. MATERIAL E MÉTODOS .....	11
3.1. Material experimental .....	11
3.1.1. Primeiro ensaio (1998/99) .....	12
3.1.1.1. Caracteres avaliados no primeiro ensaio .....	14
3.1.2. Segundo ensaio (2001) .....	15
3.2. Análises estatísticas.....	16
3.2.1. Esquema da análise individual de cada experimento.....	16

	<b>Página</b>
3.2.1.1. Análise comparativa de médias.....	17
3.2.2. Esquema da análise agrupada de cada ensaio.....	17
3.2.2.1. Contrastes entre populações.....	20
3.3. Processamento das análises.....	21
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	22
4.1. Primeiro ensaio – Ano agrícola 1998/99.....	22
4.1.1. Análise agrupada do primeiro ensaio .....	43
4.2. Segundo ensaio – Ano 2001 .....	50
4.2.1. Análise agrupada do segundo ensaio .....	58
5. RESUMO E CONCLUSÕES .....	62
CAPÍTULO 2 .....	64
REAÇÃO DE LINHAGENS DE SOJA AO CANCRO-DA-HASTE .....	64
1. INTRODUÇÃO .....	64
2. REVISÃO DE LITERATURA .....	66
2.1. Epidemiologia e sintomas.....	67
2.2. Herança da resistência.....	68
2.3. Melhoramento genético visando à resistência.....	70
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	72
3.1. Experimento 1 .....	72
3.2. Experimento 2 .....	73
3.3. Obtenção e preparo do inóculo .....	73
3.4. Inoculação e condução dos experimentos .....	74
3.5. Critérios de avaliação.....	74
3.6. Estimação dos coeficientes de correlação .....	75
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	78
5. RESUMO E CONCLUSÕES .....	86
CAPÍTULO 3 .....	88
DIVERGÊNCIA GENÉTICA EM POPULAÇÕES ENDOGÂMICAS DE SOJA, POR MEIO DE ANÁLISE DISCRIMINANTE.....	88
1. INTRODUÇÃO .....	88

	<b>Página</b>
2. REVISÃO DE LITERATURA .....	90
2.1. Divergência genética.....	90
2.1.1. Estimação da diversidade genética.....	92
2.1.1.1. Análise discriminante.....	93
2.1.1.2. Análise discriminante com base em componentes principais	96
2.1.1.3. Exemplos de utilização da análise classificatória .....	96
3. MATERIAL E MÉTODOS .....	100
3.1. Material experimental .....	100
3.2. Análises estatísticas.....	102
3.2.1. Distância generalizada entre populações.....	102
3.2.2. Análise discriminante de Anderson .....	103
3.2.3. Análise discriminante com base em componentes principais.	105
3.3. Processamento das análises.....	108
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	109
4.1. Análise discriminante de Anderson no primeiro ensaio (1998/99)	109
4.2. Análise discriminante de Anderson no segundo ensaio (2001)....	114
4.3. Análise discriminante com base em componentes principais – Primeiro ensaio (1998/99) .....	117
4.4. Análise discriminante com base em componentes principais – Segundo ensaio (2001) .....	125
5. RESUMO E CONCLUSÕES .....	131
CONCLUSÕES GERAIS.....	133
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	134

## RESUMO

BACKES, Rogério Luiz, D.S., Universidade Federal de Viçosa, dezembro de 2003. **Desempenho agrônômico, resistência ao cancro-da-haste e análise discriminante em soja (*Glycine max* (L.) Merrill)**. Orientador: Múcio Silva Reis. Conselheiros: Cosme Damião Cruz e Tuneo Sedyama.

As linhagens resultantes de intensos processos seletivos, antes de sua recomendação como cultivares, passam por criteriosas avaliações de campo na busca de informações precisas sobre seu comportamento agrônômico e produtivo. Além dos ensaios de campo, as linhagens são avaliadas quanto à reação a doenças, em especial, as de reconhecida importância e maior potencial de causar perdas. Por outro lado, a pressão de seleção exercida tem levado à redução da base genética da soja no Brasil. Neste enfoque, os objetivos do trabalho foram: conhecer o desempenho agrônômico e a reação ao cancro-da-haste de linhagens selecionadas; e avaliar a existência de diversidade genética entre e dentro de populações, após vários ciclos de seleção. Na realização do estudo foram, inicialmente, avaliadas cinco populações no primeiro ensaio (1998/99), sendo as linhagens mais promissoras reavaliadas em um segundo ensaio de campo (2001) e também quanto à reação ao cancro-da-haste (casa-de-vegetação). As análises univariadas indicaram diferenças entre as linhagens e entre as populações. As populações IV e V, oriundas do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina

RC4F<sub>4</sub> e Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> foram as mais divergentes e também as de melhor potencial produtivo. Os resultados da análise discriminante foram concordantes com os observados nos estudos univariados e confirmaram as populações IV e V como as mais divergentes do grupo avaliado. Indicaram, ainda, que a seleção realizada reduziu a variabilidade genética dentro de populações, sendo que a seleção privilegiou linhagens similares aos genitores e padrões mais adaptados à região em que se realizou a seleção. Com a avaliação da reação ao cancro-da-haste foram identificadas linhagens que agregam boa produtividade e resistência a esta doença. As estimativas de correlação indicaram que avaliações aos 10 e 20 dias após a inoculação são suficientes para identificação de plantas com reação de resistência.

## ABSTRACT

BACKES, Rogério Luiz, D.S., Universidade Federal de Viçosa, December 2003.  
**Agronomic performance, stem canker resistance and discriminant analysis in soybean (*Glycine max* (L.) Merrill).** Adviser: Múcio Silva Reis.  
Committee Members: Cosme Damião Cruz and Tuneo Sediayama.

Before being recommended as cultivars, the lines resulting from intense selective processes undergo careful field evaluations aiming at precise information on their agronomic and productive behaviour. Besides field assay, the lines are evaluated on reaction to diseases, especially those of recognized importance and greater loss potential. However, such selection pressure has led to a reduction of the soybean genetic base in Brazil. Focusing on this issue, this work aimed to: understand the agronomic performance and stem canker reaction of the selected lines; and evaluate the existence of genetic diversity among and within populations after various selection cycles. Five populations were initially evaluated in the first assay (1998/99), with the most promising lines being re-evaluated in second field assay (2001) as well as for stem canker reaction (greenhouse). The univariate analyses showed differences among the lines and among the populations. Populations IV and V, derived from Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> and Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> crosses were the most divergent and showed the best productive potential, as well. The discriminant analysis results were in agreement with those observed in the

univariate analysis studies and confirmed populations IV and V as the most divergent in the group evaluated. The results also showed that selection carried out reduced the genetic variability within the populations, favoring lines similar to parents and controls more adapted to the region where the selection was conducted. Stem canker reaction evaluation identified lines that combine good productivity and resistance to this disease. The correlation estimates indicated that evaluations at 10 and 20 days after inoculation are sufficient to identify disease resistant – plants.

## 1. INTRODUÇÃO GERAL

Nas últimas duas décadas houve grande expansão da área de cultivo da soja (*Glycine max* (L.) Merrill) no País, fazendo do Brasil o segundo maior produtor mundial. A expansão da área exigiu dos programas de melhoramento o desenvolvimento de novos cultivares de alto potencial produtivo, estáveis e adaptados às diferentes condições edafoclimáticas de produção (EMBRAPA, 2002).

O melhoramento da soja está baseado, principalmente, na realização de hibridações para formação de populações segregantes, a partir das quais são selecionados os genótipos mais promissores, segundo os objetivos do programa. A escolha dos parentais é talvez o fator mais limitante ao sucesso do programa. Para espécies autógamas, a escolha de genitores depende dos objetivos do programa, da estratégia de melhoramento e da disponibilidade de germoplasma. Entre os critérios de escolha dos parentais está a variabilidade genética. Assim, populações com maior variabilidade e maiores níveis de recombinação podem ser obtidas, oferecendo, portanto, maiores possibilidades de ganhos por seleção (FEDERIZZI et al., 1999; RAMALHO et al., 2001).

De maneira geral, as linhagens-elite adaptadas à determinada região, mesmo selecionadas em diferentes cruzamentos, tendem a ser semelhantes, principalmente quanto aos caracteres agronômicos. Esta semelhança entre linhagens pode ser parcialmente atribuída à seleção com objetivos comuns e importantes para aceitação dos novos cultivares, como: produtividade;

resistência a determinadas doenças e ao acamamento; altura de plantas; estabilidade de produção; adaptação à região; altura de inserção da primeira vagem; resistência à deiscência natural das vagens e qualidade das sementes entre outros. Esses são objetivos comuns a diferentes programas e a diferentes cruzamentos de um mesmo programa, de modo que, talvez, esta seja uma das explicações para a semelhança entre linhagens e cultivares obtidos de diferentes cruzamentos. Assim, considera-se que, se linhagens selecionadas pelas mesmas estratégias de seleção em diferentes cruzamentos ou populações não podem mais ser diferenciadas, qual a importância relativa do genótipo dos parentais e da estratégia de seleção para a determinação das características agronomicamente importantes das linhagens homocigotas?

Em especial, melhoristas, pela sua experiência e “vivência” com as populações de seus programas de melhoramento, muitas vezes, são capazes de reconhecer linhagens e cultivares, apesar das alterações morfológicas impostas pela interação com o ambiente; para tal, principalmente caracteres de alta herdabilidade são tomados como base. Certamente, a diferenciação entre linhagens e, ou, cultivares, considerando também caracteres morfológicos, que, além de alta herdabilidade, não são objetivos da seleção, será mais eficiente, em relação à diferenciação fundamentada em caracteres de importância agrônoma. Tanto que, grande parte dos descritores utilizados na caracterização dos cultivares é de alta herdabilidade e não é critério de importância direta para aceitação do cultivar, a exemplo da cor da flor, da pubescência, do formato da folha entre outros.

Diante do atual estágio dos programas de melhoramento de soja, a opção da realização de novas combinações híbridas, preferencialmente entre cultivares comerciais de boa aceitação, é tida como a estratégia mais promissora, o que em parte é comprovado pela qualidade dos novos cultivares. Por outro lado, esta estratégia deve estar corroborando para continuidade do estreitamento da base genética da soja brasileira. Mesmo que, sabidamente, os melhoristas procurem orientar a escolha de parentais com base não em um critério isolado, mas em vários, entre os quais a divergência genética é considerada, questiona-se sobre a possibilidade de manter os atuais níveis de ganho dos programas de melhoramento. Não se estará trabalhando no sentido de selecionar genes que apesar da origem distinta possuam efeito muito

semelhante, resultando em genótipos e fenótipos semelhantes? E qual o impacto futuro disso? Ademais, o germoplasma atualmente desconsiderado ou muitas vezes apenas lembrado como fonte de genes de resistência a doenças, deve também ser portador de genes promissores para caracteres quantitativos, fenotipicamente não reconhecíveis e não valorizados por estarem inseridos em genótipos “inferiores” do ponto de vista comercial.

O presente trabalho foi conduzido com os seguintes objetivos:

- avaliar o desempenho de linhagens, resultantes de seleção, em diferentes populações, principalmente no que se refere às características de importância agronômica, com destaque para produção de grãos;

- avaliar a diversidade genética remanescente entre linhagens selecionadas em diferentes populações, considerando que os critérios de seleção foram comuns a todas as populações, entre os quais se destaca a seleção de linhagens de alta produtividade; e

- avaliar a reação de linhagens promissoras de soja ao cancro-da-haste, a consistência da avaliação visual e a possibilidade de avaliação de menor número de plantas por tratamento.

## **CAPÍTULO 1**

### **DESEMPENHO AGRONÔMICO DE LINHAGENS DE SOJA**

#### **1. INTRODUÇÃO**

Na maioria dos programas de melhoramento de soja, o processo de desenvolvimento e obtenção de um novo cultivar pode ser subdividido, de forma simplificada, em três etapas principais: i) escolha dos parentais e realização da hibridação; ii) avanço de gerações e, ou, seleção; e iii) avaliação das linhagens mais promissoras. Certamente, para atender objetivos específicos trabalha-se com estratégias diferenciadas, como, por exemplo, na introdução de genes de resistência a doenças, muitas vezes recorre-se ao método de retrocruzamento, em que a seleção é intercalada com hibridações.

A avaliação das linhagens candidatas a lançamento como novos cultivares deve ser a mais rigorosa possível. Assim, desde o início da vigência da lei de proteção de cultivares, a responsabilidade sobre o lançamento de novos cultivares passou a ser dos seus obtentores, que, após a avaliação em ensaios de VCU (valor de cultivo e uso), devem registrá-los, conforme prevê a Portaria 294/98, do Ministério da Agricultura e do Abastecimento, e a referida lei de proteção de cultivares (Lei nº 9.456).

Em função das estratégias de seleção adotadas e da segregação nas primeiras gerações de autofecundação, o desempenho destas gerações dificilmente pode ser tomado como referência para determinação do potencial

de uma linhagem. Assim, geralmente após a geração F<sub>6</sub> ou F<sub>7</sub>, inicia-se a avaliação do desempenho das linhagens. Para o correto julgamento do valor destas e da viabilidade de lançá-las como cultivares é necessário conhecer o desempenho destas em diferentes ambientes, como: locais, anos, épocas e sistemas de cultivos. Esta etapa visa conhecer a estabilidade, a adaptabilidade e o potencial produtivo das linhagens, em especial em comparação com os cultivares comerciais mais aceitos na região (REIS et al., 1999).

Na avaliação final de linhagens uma série de atributos é considerada na determinação do valor destas, a exemplo da produtividade, do ciclo, da resistência a doenças, da estabilidade e adaptabilidade. Aos obtentores de cultivares e para os produtores de sementes, é desejável que os cultivares sejam adaptados à ampla faixa de ambientes, viabilizando a produção comercial de sementes. Já, do ponto de vista do produtor rural, é importante que o cultivar se mostre estável ao longo dos anos, em uma região específica, dando a este segurança na escolha do cultivar (GILIOLI et al., 1980; SEDIYAMA et al., 1999).

Este trabalho teve por objetivos:

- avaliar o desempenho agrônômico de algumas linhagens promissoras, oriundas de cinco populações, comparativamente a padrões comerciais e aos genitores;
- detectar a presença de variabilidade dentro e entre as populações submetidas à seleção, quanto a caracteres de importância agrônômica; e
- verificar a viabilidade da realização da análise agrupada a partir de um grupo de tratamentos comuns.

## **2. REVISÃO DE LITERATURA**

### **2.1. Avaliação e seleção de linhagens**

Sobre as populações segregantes se realiza a seleção, e diferentes estratégias podem ser utilizadas, de modo a obter o máximo de ganho possível. No entanto, dificilmente se obtém ganho máximo em um caráter sem prejudicar outros, também importantes agronomicamente e de interesse para o melhorista. Desta forma, o valor de uma linhagem deve ser atribuído em função de uma série de características de importância agrônômica. Para atender a esses objetivos, os melhoristas muitas vezes optam por ganhos totais menores, porém melhor distribuídos entre os caracteres.

Em gerações avançadas, quando as linhagens são consideradas homozigotas, estas devem ser avaliadas comparativamente e mostrar comportamento agrônômico superior aos cultivares comerciais, identificados como padrões, em pelo menos uma característica. Atualmente, para a semente de um cultivar ser comercializada, este deve estar inscrito no Registro Nacional de Cultivares, por iniciativa e responsabilidade unicamente dos obtentores do cultivar, tomando como base os resultados dos ensaios de VCU (valor de cultivo e uso), conforme Portaria 294/98, do Ministério da Agricultura e do Abastecimento (REIS et al., 1999).

No desenvolvimento de novos cultivares de soja são consideradas diversas características que determinam a sua aceitação por parte dos

agricultores, entre elas a produção de grãos é determinante para o sucesso de um cultivar, e também o ciclo, que se refere ao número de dias da emergência ao estágio R8. Quanto ao ciclo os cultivares podem ser classificados em superprecoce, precoce, semiprecoce, médio, semitardio, tardio e supertardio. Esta classificação é regional e dependente da forma como a soja é explorada no contexto da agricultura (SEDIYAMA et al., 1999; EMBRAPA, 2002). Outras características importantes são: hábito de crescimento, período juvenil para indução floral, altura da planta e da inserção da primeira vagem, arquitetura de planta, resistência ao acamamento, resistência à deiscência de vagens, qualidade das sementes, resistência a doenças e a pragas, qualidade de grãos (proteína, óleo, sabor diferenciado etc.) e estabilidade da produção de grãos. Muitas outras características podem vir a ser importantes, de acordo com os objetivos específicos de cada programa de melhoramento e da região a ser atendida (GILIOLI et al., 1980; SEDIYAMA et al., 1999).

## **2.2. Análise agrupada**

Entre as atividades do melhorista de plantas, a seleção, a avaliação e recomendação de cultivares se destacam pela ampla necessidade de realização de ensaios experimentais. Questões como a manutenção da variabilidade de populações sob seleção ou o grande número de materiais-elite a serem avaliados, fazem com que muitas vezes o melhorista necessite avaliar em conjunto grande número de tratamentos. Se for utilizado o delineamento tradicional de blocos ao acaso balanceados, o grande número de tratamentos acarretará em tamanho excessivo do bloco, comprometendo a homogeneidade e, conseqüentemente, a precisão experimental (GOMES, 2000; RAMALHO et al., 2000; CRUZ e CARNEIRO, 2003).

Os experimentos em látice são freqüentemente adotados no melhoramento vegetal exatamente pela sua adaptação a avaliação de grande número de tratamentos. Outra alternativa para avaliação de grande número de tratamentos consiste nos seguintes procedimentos, conforme apresentado por CAMPOS (1984):

- i) os tratamentos são subdivididos em grupos;
- ii) cada grupo de tratamentos constitui um experimento em blocos casualizados;
- iii) são escolhidos alguns tratamentos-padrão que integrarão todos os experimentos, chamados de tratamentos comuns; os demais tratamentos são ditos regulares ou não-comuns;
- iv) procede-se a análise de variância da maneira usual, independentemente para cada experimento; e
- v) tendo como elo de ligação os tratamentos comuns, realiza-se a análise agrupada de todos os experimentos.

Com este procedimento formam-se grupos menores de tratamentos, que são avaliados em ensaios de menor tamanho, facilitando a condução e proporcionando maior precisão experimental.

A análise agrupada corresponde à análise conjunta dos tratamentos comuns, juntamente com os não-comuns, permitindo por meio do ajuste de médias a comparação entre eles, indistintamente do ensaio de que provêm. A análise agrupada destes ensaios corresponde à análise de delineamentos em blocos incompletos, de grande flexibilidade, eficiência e simplicidade. Estes ensaios são mais robustos do que os reticulados, usados para fins similares. Uma das maiores vantagens deste delineamento está no caso de perda de alguns tratamentos, uma vez que isto não desestrutura o delineamento, como ocorre nos reticulados (GOMES, 2000).

A proposta de análise apresentada por GOMES (2000) é adequada quando todos os tratamentos são de mesma natureza, por exemplo, todos os tratamentos são cultivares ou todos são linhagens. No entanto, é comum, na avaliação de linhagens-elite incluir tratamentos de natureza distinta, a exemplo de cultivares comerciais, que são utilizados como padrão para comparação com as linhagens em avaliação. Em situações como a descrita, tem-se na verdade, dois tipos de tratamentos, que podem ser individualizados na análise de variância. Neste sentido, a proposta de análise de variância apresentada por CRUZ (2001), e detalhada por CRUZ e CARNEIRO (2003), é mais adequada, por permitir a decomposição da soma de quadrados de tratamentos em tratamentos regulares, tratamentos comuns e contraste entre estes. Assim,

além de informações mais detalhadas sobre os tratamentos, ainda é possível estimar parâmetros genéticos, quando for de interesse, sem a interferência dos tratamentos comuns.

Para que os experimentos possam ser reunidos em uma análise comum, é necessário que seus quadrados médios de resíduo (QMR) não difiram muito entre si. Há na literatura várias propostas para avaliação da homogeneidade dos quadrados médios do resíduo. De forma prática, GOMES (2000) sugere avaliar o quociente entre o maior e o menor QMR. Sendo esta relação inferior a sete (7,0), nos casos de experimentos com o mesmo número de repetições, estes podem ser agrupados sem maiores dificuldades.

Quando os experimentos a serem agrupados são conduzidos em uma mesma área, ou locais muito semelhantes, é esperado que não haja interação entre tratamentos e experimentos. No caso do esquema em discussão, esta interação somente poderá ser avaliada para o grupo de tratamentos comuns, presentes em todos os experimentos; no entanto, espera-se dos tratamentos regulares comportamento semelhante. Assim, caso a interação seja significativa, a comparação de tratamentos regulares de experimentos distintos é de pouca confiabilidade, pois os efeitos de tratamentos estarão confundidos com os de experimento.

CRUZ e CARNEIRO (2003) recomendam a correção das médias para comparações entre tratamentos regulares de experimentos distintos, removendo assim, os efeitos ambientais, estimados a partir dos tratamentos comuns. Destacam também, que a não-significância da interação de tratamentos comuns com experimentos é desejável, dando confiabilidade à correção das médias. Sendo esta interação não-significativa, seguramente o comportamento dos padrões mede unicamente a qualidade do ambiente avaliado.

Caso a interação de tratamentos comuns com experimentos seja significativa, GOMES (2000) sugere a utilização do próprio quadrado médio da interação como resíduo para comparações de tratamentos regulares de experimentos distintos.

O esquema de análise agrupada já foi utilizado com resultados satisfatórios em trabalhos de tese, desenvolvidos na Universidade Federal de Viçosa. Neste sentido, citam-se os trabalhos de MOREIRA (2000), que estudou

o manejo varietal de cana-de-açúcar, e BORSOI FILHO (2000), que investigou a herança da adaptabilidade e estabilidade e a capacidade combinatória de linhagens de milho.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1. Material experimental

Para realização deste trabalho foram executados dois ensaios: o primeiro composto por cinco experimentos, e o segundo por dois. Os ensaios foram conduzidos como parte do Programa de Melhoramento Genético de Soja do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa, no Campo Experimental “Prof. Diogo Alves de Mello”, campus da Universidade Federal de Viçosa. O município de Viçosa está localizado na Zona da Mata do Estado de Minas Gerais, a uma latitude de 20° 45' S, longitude de 42° 51' W, altitude de 650 m, com precipitação anual média de 1.342 mm.

Nos ensaios do presente estudo foram avaliados, além de padrões (BR 16, UFV 19 e CAC 1), genitores e linhagens selecionados nas populações oriundas dos seguintes cruzamentos:

- I) CEPS 7716 x Doko RC;
- II) CEPS 8926 x IAC 8;
- III) CEPS 8926 x FT Cristalina;
- IV) Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>; e
- V) Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

Os genitores utilizados na realização dos cruzamentos são divergentes quanto à região de adaptação, além de outras características. Os cultivares

Coker 6738 e Agratech 550 não são adaptados ao Brasil, porém portadores de genes de resistência ao nematóide do cisto (*Heterodera glycines* Ichinohe). Quando cultivados no Brasil Central caracterizam-se pela precocidade, pouca altura das plantas e baixa produtividade, refletindo a pouca adaptação a baixas latitudes.

O código CEPS indica linhagens obtidas pela FECOTRIGO de Cruz Alta-RS. As linhagens CEPS utilizadas nos cruzamentos são adaptadas à região Sul do Brasil. Nos experimentos do presente trabalho, onde foram avaliados também os genitores, as linhagens CEPS foram substituídas pelo cultivar BR 16, de características semelhantes, devido à falta de sementes daquelas linhagens. O cultivar BR 16 foi muito cultivado nos Estados da Região Sul; atualmente é recomendado também nos estados de São Paulo, Mato Grosso do Sul e Minas Gerais, sendo neste último classificado quanto ao ciclo como semiprecoce (EMBRAPA, 2002).

Os cultivares Doko RC, IAC 8 e FT Cristalina RCH são adaptados ao Brasil Central e, de acordo com o Estado em que são recomendados, são classificados nos grupos de maturação semitardio e tardio. Destaca-se que a partir do genitor FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> obtiveram-se sementes que foram multiplicadas por várias gerações (autofecundação); assim, para efeito de discussão este genitor será considerado de comportamento similar ao cultivar FT Cristalina RCH, derivado do mesmo retrocruzamento.

### **3.1.1. Primeiro ensaio (1998/99)**

A instalação deste ensaio se deu no dia 4 de dezembro de 1998. Para cada experimento (população) foi utilizado o delineamento de blocos casualizados, com três repetições. A unidade experimental foi constituída de uma fileira de 5 m de comprimento, com espaçamento de 0,70 m entre fileiras. Para efeito de avaliação, foram considerados como área útil os 4 m centrais de cada fileira, conforme indicado por MAURO (1984). Na semeadura foram distribuídas 30 sementes por metro, mantendo-se após o desbaste de 15 a 17 plantas por metro linear.

O preparo do solo para o plantio foi no sistema convencional, com uma aradura seguida de duas gradagens. A adubação foi efetuada no sulco de plantio, com 85 kg/ha de  $P_2O_5$  e 55 kg/ha de  $K_2O$ . Para assegurar a população adequada de plantas, as sementes foram tratadas com Benomyl mais Captan (EMBRAPA, 2002). O controle de plantas daninhas foi efetuado por meio de capinas manuais e o de pragas por meio de aplicação de inseticidas, conforme a necessidade. Nos períodos de estiagem foram realizadas irrigações por aspersão.

Este primeiro ensaio foi constituído por cinco experimentos, um de cada população. Cada experimento possuía 15 linhagens, mais os dois genitores, além de três padrões comuns aos cinco experimentos, possibilitando, além da análise individual, a análise agrupada dos experimentos. Assim, cada experimento foi composto de 20 tratamentos, dos quais quatro foram comuns aos cinco experimentos, conforme será explicitado.

Os padrões utilizados são cultivares de reconhecido desempenho: BR 16, de ciclo semiprecoce; UFV 19 (Triângulo), de ciclo médio; e CAC 1, de ciclo semitardio. Esta classificação em grupos de maturação é válida para o Estado de Minas Gerais.

Nos experimentos relativos às populações I, II e III, onde o cultivar BR 16 foi escolhido para substituir os parentais CEPS, não houve necessidade de incluir o mesmo como padrão. Assim, optou-se por acrescentar nestes experimentos FT Cristalina RC4, o qual é genitor das populações IV e V, mantendo o mesmo número de tratamentos nos cinco experimentos. Desta forma, além dos três cultivares eleitos como padrões, FT Cristalina RC4 também constitui um tratamento comum a todos os experimentos e, conseqüentemente, foi incluído no subgrupo de tratamentos-padrão (comuns) para análise agrupada.

As 15 linhagens são provenientes de seleção realizada independentemente em cada população na geração anterior, conduzida por BACKES (2000). Em cada população foram selecionadas 15 linhagens que se destacaram quanto à produção de grãos (produção acima da média da população) e, simultaneamente, apresentaram altura entre 65 e 95 cm, e ciclo entre 115 e 145 dias até a maturação. O número de famílias de cada população onde foi realizada a seleção foi o seguinte:

- I) CEPS 7716 x Doko RC - 84 famílias;
- II) CEPS 8926 x IAC 8 - 81 famílias;
- III) CEPS 8926 x FT Cristalina - 75 famílias;
- IV) Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> - 92 famílias; e
- V) Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> - 81 famílias.

Por ocasião do primeiro ensaio as populações I, II e III encontravam-se na geração F<sub>7</sub>, enquanto as populações IV e V estavam na geração F<sub>6</sub>.

### **3.1.1.1. Caracteres avaliados no primeiro ensaio**

Neste ensaio foram avaliados os seguintes caracteres, em nível de parcela:

1) dias para o florescimento (DPF): número de dias contados da sementeira até o estágio R1;

2) altura da planta no florescimento (APF): medida em centímetros, do nível do solo até o último nó da haste principal, média de dez plantas por parcela (no estágio R1);

3) dias para maturação (DPM): número de dias contados da sementeira até o estágio R8;

4) altura da planta na maturação (APM): medida em centímetros, do nível do solo até o último nó da haste principal, média de dez plantas por parcela (estádio R8);

5) acamamento (ACM): avaliado visualmente no estágio R8, atribuindo as seguintes notas: 1,0 para as parcelas com quase todas as plantas eretas; 2,0 para parcelas com poucas ou até 25% das plantas acamadas; 3,0 para parcelas com 26 a 50% das plantas acamadas; 4,0 para parcelas com 51 a 75% das plantas acamadas; e 5,0 para parcelas com mais de 76% das plantas acamadas; e

6) produção (PRO): produção de grãos em quilogramas por hectare (kg/ha), considerando apenas a área útil da parcela.

### 3.1.2. Segundo ensaio (2001)

O segundo ensaio foi instalado no dia 9 de janeiro de 2001 e o delineamento utilizado foi de blocos casualizados, com quatro repetições. A unidade experimental foi constituída de quatro fileiras de 5 m de comprimento, com espaçamento de 0,5 m entre linhas. A área útil da parcela foi constituída pelas duas fileiras centrais, descontando-se, na colheita, 0,5 m em cada extremidade das fileiras. Na semeadura foram distribuídas 30 sementes por metro, mantendo-se, após o desbaste, uma população de 12 a 14 plantas por metro linear.

Os procedimentos para o preparo do solo, tratamento das sementes, plantio, desbaste e tratos culturais corresponderam aos já descritos para o primeiro ensaio, no item 3.1.1.

Este ensaio foi composto por dois experimentos, nos quais foram avaliadas linhagens das duas populações que se mostraram promissoras em termos de produção de grãos, considerando os resultados do primeiro ensaio. As populações IV e V, oriundas do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> e Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>, respectivamente, destacaram-se como as mais promissoras, e com base no desempenho destas no primeiro ensaio (1998/99), selecionaram-se as seis linhagens de melhor produção de grãos em cada população, para nova avaliação. Portanto, neste ensaio, estas populações encontravam-se na geração F<sub>7</sub>.

De forma análoga ao primeiro ensaio, as seis linhagens de cada população constituíram um experimento, juntamente com os genitores e os três padrões, permitindo, além das análises individuais, a análise agrupada destes experimentos. Novamente, além dos três padrões (BR 16, UFV 19 e CAC 1), o genitor FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>, comum às duas populações, também foi incluído no subgrupo de tratamentos comuns aos dois experimentos.

Neste segundo ensaio foram avaliados, além dos seis caracteres já descritos para o primeiro ensaio (item 3.1.1.1), os seguintes:

1) altura de inserção da primeira vagem (A1V): medida em centímetros, do nível do solo até a inserção da primeira vagem; média de dez plantas por parcela (estádio R8);

2) número de vagens por planta (NVP): número de vagens com sementes formadas; média de dez plantas por parcela;

3) número de sementes por vagem (NSV): número de sementes formadas por vagem; média de dez plantas por parcela; e

4) peso de 100 sementes (PCS): peso médio de cem sementes, em gramas.

### 3.2. Análises estatísticas

Para possibilitar a análise agrupada dos experimentos de cada ensaio foram incluídos, além dos tratamentos regulares (linhagens), tratamentos comuns a todos os experimentos (padrões). Desta forma, também nas análises individuais de cada experimento foi possível separar e estabelecer contrastes entre grupos de tratamentos, conforme será demonstrado a seguir.

#### 3.2.1. Esquema da análise individual de cada experimento

Para realização da análise de variância individual de cada experimento foi adotado o modelo de blocos casualizados com testemunhas adicionais (Quadro 1), proposto por CRUZ (2001) e CRUZ e CARNEIRO (2003):

$$Y_{ij} = \mathbf{m} + T_i + b_j + e_{ij}$$

em que

$Y_{ij}$  = valor observado no  $i$ -ésimo tratamento, no  $j$ -ésimo bloco;

$\mathbf{m}$  = média geral do experimento;

$T_i$  = efeito do  $i$ -ésimo tratamento. Para  $i = 1, 2, 3, \dots, g$ , tem-se o efeito aleatório dos genótipos (linhagens), e para  $i = g + 1, g + 2, \dots, g + t$ , tem-se o efeito fixo de testemunhas (padrões);

$b_j$  = efeito do  $j$ -ésimo bloco; e

$e_{ij}$  = efeito do erro aleatório.

Quadro 1 – Esquema da análise de variância para cada experimento ( $k$ )

FV	GL	SQ	E(QM)	F
Bloco	$r - 1$	SQB	$s^2 + t\mathbf{s}_b^2$	
Tratamento	$(g_k + t) - 1$	SQTrat	$s^2 + r\mathbf{f}_T$	QMTrat/QMR
Linhagens (L)	$g_k - 1$	SQL	$s^2 + r\mathbf{s}_g^2$	QML/QMR
Padrões (P)	$t - 1$	SQP	$s^2 + r\mathbf{f}_{te}$	QMP/QMR
P. vs L.	$1$	SQL vs P	-	QML vs P/QMR
Resíduo	$(g_k + t - 1)(r - 1)$	SQR	$s^2$	
Total	$(g_k + t)r - 1$	SQTotal		

Definem-se, ainda, os seguintes termos:

$T$  = número total de tratamentos avaliados (linhagens ou tratamentos regulares + padrões) no experimento  $k$ . Assim,  $T = g_k + t$ ;

$t$  = número total de padrões;

$g_k$  = número de linhagens avaliadas no experimento  $k$ , onde  $k = 1, 2, 3, \dots, e$ ; e

$r$  = número de repetições.

### 3.2.1.1. Análise comparativa de médias

As médias dos tratamentos de cada experimento foram comparadas com base no teste Tukey, a 5% de probabilidade (GOMES, 2000).

### 3.2.2. Esquema da análise agrupada de cada ensaio

Esta análise foi realizada principalmente para verificar se as populações diferem entre si com base nas características avaliadas. Esta constatação é importante por ser desejável que as mesmas difiram entre si, o que certamente aumenta a probabilidade de sucesso na discriminação entre estas com base neste grupo de características avaliadas.

O esquema apresentado para realização da análise agrupada é uma adaptação do apresentado por CRUZ (2001) e CRUZ e CARNEIRO (2003). Admite-se que as observações  $Z_{ijk}$  e  $Y_{ij(k)}$  se refiram à mesma variável, porém representam os valores dos padrões (tratamentos comuns) e das linhagens (tratamentos regulares), respectivamente. A distinção das duas observações é preferível por facilitar a compreensão, pois os efeitos considerados na determinação de cada observação são diferenciados. O modelo para padrões é:

$$Z_{ijk} = \mathbf{m} + Te_i + B_{j(k)} + E_k + TeE_{ik} + \mathbf{e}_{ijk}$$

em que

$Z_{ijk}$  = valor observado no  $i$ -ésimo padrão (tratamento comum), na  $j$ -ésima repetição do ensaio  $k$ ;

$\mathbf{m}$  = média geral do ensaio;

$Te_i$  = efeito do  $i$ -ésimo padrão;

$B_{j(k)}$  = efeito do  $j$ -ésimo bloco dentro do  $k$ -ésimo ensaio;

$E_k$  = efeito do  $k$ -ésimo ensaio;

$TeE_{ik}$  = efeito da interação entre o padrão e o ensaio (ambiente); e

$\mathbf{e}_{ijk}$  = erro aleatório.

Para tratamentos regulares (linhagens) assumiu-se o seguinte modelo:

$$Y_{ij(k)} = \mathbf{m} + F_i + B_j + \mathbf{e}_{ij(k)}$$

em que

$Y_{ij(k)}$  = valor observado na  $i$ -ésima linhagem, no  $j$ -ésimo bloco, para um particular ensaio  $k$ ;

$\mathbf{m}$  = média geral do ensaio;

$F_i$  = efeito da  $i$ -ésima linhagem, num ensaio  $k$ ;

$B_j$  = efeito do  $j$ -ésimo bloco, no ensaio  $k$ ; e

$\mathbf{e}_{ij(k)}$  = erro aleatório no ensaio  $k$ .

Com base nos modelos estatísticos apresentados, agruparam-se efeitos, obtendo o esquema da análise de variância conforme ilustrado no Quadro 2.

Quadro 2 – Esquema da análise de variância agrupada

FV	GL	SQ
Bloco/Experimento	$(r - 1)e$	SQB/E
Experimentos (E)	$e - 1$	SQE
Padrão (P)	$t - 1$	SQP
P x E	$(t - 1)(e - 1)$	SQP x E
Linhagens/Experimento	$\sum_{k=1}^e g_k - e$	SQL
(P vs Linhagens)/Experimento	$e$	SQP vs L
Resíduo	$(r - 1) \left( \sum_{k=1}^e g_k + et - e \right)$	SQR <sub>a</sub>
Total	$\left( ret + r \sum_{k=1}^e g_k \right) - 1$	SQTotal

Destaca-se que nas análises individuais de cada experimento havia cinco tratamentos-padrão (padrão de ciclo semitardio, médio e semiprecoce, além dos genitores em cada população). Ocorre que o padrão BR 16 substituiu os genitores CEPS's nas populações I, II e III, permitindo a inclusão extra de FT Cristalina RC4, que, por sua vez, é genitor das populações IV e V. Dessa forma, obtiveram-se quatro tratamentos comuns a todos os experimentos (FT Cristalina RC4, CAC 1, UFV 19 e BR 16), conforme já comentado anteriormente.

Para realização de comparações entre as populações, avaliadas em experimentos distintos, foi realizada a correção das médias dos caracteres em função dos efeitos ambientais ( $\hat{E}_k$ ) estimados a partir dos tratamentos comuns (padrões), utilizando a seguinte expressão:

$$\hat{E}_k = \bar{Z}_k - \bar{Z}$$

em que

$\bar{Z}_k$  = média dos padrões no ensaio k; e

$\bar{Z}$  = média geral dos padrões.

A média corrigida é obtida por:

$$\hat{m}_{i(k)} = \bar{Y}_{i.(k)} - \hat{E}_k$$

em que

$\hat{m}_{i(k)}$  e  $\bar{Y}_{i.(k)}$  = respectivamente, a média corrigida e observada da  $i$ -ésima linhagem do experimento k.

### 3.2.2.1. Contrastes entre populações

Com a finalidade de comparar as médias das populações avaliadas em diferentes experimentos, estabeleceram-se contrastes entre as médias corrigidas de cada população, tomando como base os padrões e o resíduo da análise agrupada dos experimentos de cada ensaio (primeiro e segundo ensaios). Os contrastes foram estimados por:

$$\hat{C}_{kk'} = \left( \sum_{i=1}^{15} a_{ik} \hat{m}_{i(k)} \right) - \left( \sum_{i=1}^{15} a_{ik'} \hat{m}_{i(k')} \right)$$

em que

$\hat{C}_{kk'}$  = estimativa do contraste da população  $k$  versus a população  $k'$ , cada uma constituída de 15 linhagens;

$a_{ik}$  e  $a_{ik'}$  = coeficientes que ponderam as médias corrigidas das linhagens; como o objetivo é comparar as populações, todos os coeficientes são iguais a unidade (1,0); e

$\hat{m}_{i(k)}$  e  $\hat{m}_{i(k')}$  = médias corrigidas da  $i$ -ésima linhagem, da população  $k$ , e da  $i$ -ésima linhagem da população  $k'$ .

Para testar a significância dos contrastes, estimou-se a variância associada aos mesmos, por meio de:

$$SQ(\hat{C}_{kk'}) = \frac{\hat{C}_{kk'}^2}{\frac{1}{r} \left( \sum_{i=1}^{15} a_{ik}^2 + \sum_{i=1}^{15} a_{ik'}^2 \right)}$$

em que

$SQ(\hat{C}_{kk'})$  = soma de quadrados do contraste da população  $k$  versus  $k'$ , associada a um grau de liberdade; e

$r$  = número de repetições (blocos) que deram origem às médias das linhagens.

A significância dos contrastes foi avaliada pelo teste F, conforme apresentado na seqüência:

$$F = \frac{QM(\hat{C}_{kk'})}{\left( \frac{1+t}{t} \right) QMR_a} \sim (1; ne_a)$$

em que

$t$  = número de tratamentos comuns a todos os experimentos incluídos na análise agrupada;

$QMR_a$  = quadrado médio do resíduo da análise agrupada; e

$ne_a$  = graus de liberdade associados ao QMR da análise agrupada.

No teste F, apresentado acima, o denominador é ponderado por uma fração, em função do número de tratamentos comuns, conforme indicado por GOMES (2000) para contrastes entre tratamentos regulares de ensaios distintos.

### 3.3. Processamento das análises

As análises estatísticas deste trabalho foram processadas com o auxílio do aplicativo computacional “Genes for Windows”, desenvolvido por CRUZ (2001).

## **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

### **4.1. Primeiro ensaio – Ano agrícola 1998/99**

No Quadro 3 é apresentado o resumo da análise de variância de seis caracteres avaliados no experimento 1.I (população I, no primeiro ensaio), em que foram avaliadas 15 linhagens F<sub>7</sub>, selecionadas na população formada a partir do cruzamento de CEPS 7716 x Doko RC. Para os caracteres avaliados no florescimento, DPF e APF (dias para floração e altura da planta no florescimento, respectivamente), os quadrados médios indicaram a existência de diferenças significativas tanto entre linhagens como entre os padrões, porém o contraste entre estes não foi significativo. Observa-se que tanto as linhagens como os padrões atingiram 50% de florescimento aproximadamente aos 63 dias após o plantio. A altura média de plantas, no florescimento, das linhagens (90,4 cm), foi relativamente superior à dos padrões (87,9 cm), mas estatisticamente igual. Para DPM e APM (dias para maturação e altura da planta na maturação, respectivamente), houve diferenças significativas entre as linhagens (141 dias e 114,3 cm) e entre os padrões (138 dias e 106,3 cm), bem como para os contrastes entre os dois subgrupos de tratamentos.

Quanto ao acamamento (ACM), as linhagens não diferiram significativamente entre si, porém, entre os padrões e para o contraste destes com as linhagens, o teste F indicou efeitos significativos (Quadro 3). No caráter

Quadro 3 – Resumo da análise de variância de seis caracteres do experimento com a população I no primeiro ensaio (1.I), em que se avaliaram 15 linhagens F<sub>7</sub> de soja, oriundas do cruzamento de CEPS 7716 x Doko RC. Viçosa – MG. Ano agrícola 1998/99

FV	GL	QM <sup>2/</sup>					
		DPF <sup>1/</sup>	APF	DPM	APM	ACM	PRO
Bloco	2	49,6167	469,0002	295,8500	595,7772	8,1792	1967691,8849
Tratamento	(19)	115,8245**	850,2433**	246,9789**	843,1820**	1,1971*	788334,0798**
Linhagens (L)	14	62,8508**	620,4761**	164,4391**	768,9871**	0,9365 <sup>n.s.</sup>	411419,2938 <sup>n.s.</sup>
Padrões (P)	4	330,1000**	1849,0973**	571,1667**	1132,4573**	1,6417*	1212677,8811**
P vs L	1	0,3556 <sup>n.s.</sup>	71,5681 <sup>n.s.</sup>	105,8000*	724,8080**	3,0681*	4367765,8789**
Resíduo	38	2,3009	74,9007	15,0079	43,8149	0,5037	256291,6231
Média geral		62,67	89,80	140,30	112,33	2,26	2793,16
Média das linhagens		62,71	90,43	141,07	114,33	2,39	2637,38
Média dos padrões		62,53	87,91	138,00	106,31	1,87	3260,48
CV%		2,42	9,64	2,76	5,89	31,43	18,12

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \*, \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

ACM, o coeficiente de variação foi muito alto, dificultando a detecção de diferenças significativas (GOMES, 2000).

Quanto à produtividade (PRO), as médias das linhagens não foram estatisticamente diferentes, produzindo, em média, 2.637,38 kg/ha, ao passo que os padrões produziram, em média, 3.260,48 kg/ha, sendo detectadas diferenças significativas entre estes, bem como do contraste dos padrões com as linhagens (Quadro 3).

A análise comparativa das médias do experimento 1.I está apresentada no Quadro 4. Para o caráter DPF, Doko RC, P.I-7 e FT Cristalina RC4 apresentaram as maiores médias, não diferindo estatisticamente entre si, enquanto BR 16 foi o tratamento mais precoce com relação a DPF. Doze das quinze linhagens avaliadas apresentaram ciclo intermediário a FT Cristalina RC4 (71 dias) e CAC 1 (59 dias), que são de ciclo tardio e semitardio (Minas Gerais), respectivamente. Quanto à APF, os tratamentos P.I-3 (119,83 cm), Doko RC (116,03 cm) e P.I-10 (113,87 cm) apresentaram as maiores médias, não diferindo de vários outros tratamentos, a exemplo de FT Cristalina RC4, com altura média de 102,1 cm. Os tratamentos com menor APF, e que não diferiram significativamente entre si foram BR 16, P.I-4 e P.I-14 (50,03, 70,6 e 74,7 cm, respectivamente).

Em relação ao número de dias para maturação, os tratamentos P.I-7, P.I-3, Doko RC, P.I-1 e FT Cristalina RC4, com ciclos entre 152 e 149 dias, foram os mais tardios, não diferindo estatisticamente de P.I-5, P.I-9 P.I-10 e P.I-13. O tratamento mais precoce quanto à maturação foi o BR 16 (116,67 dias), seguido de P.I-12, P.I-15, UFV 19, P.I-11, P.I-14 e P.I-8 que não diferiram estatisticamente entre si (Quadro 4). Observa-se que a maior parte das linhagens tem ciclo inferior a Doko RC (tardio), certamente por influência do outro genitor, CEPS 7716, que, por se tratar de linhagem desenvolvida para região Sul, se caracterizaria pela precocidade, quando cultivado em região de baixa latitude, como no estado de Minas Gerais, semelhantemente a BR 16.

Os tratamentos P.I-10, P.I-3, P.I-11 e Doko RC atingiram as maiores APM, variando de 138,07 a 131,0 cm; estes tratamentos não diferiram significativamente entre si, e também não de P.I-5, P.I-9, P.I-12. Já as linhagens P.I-6 e P.I-15 foram as de menor APM, com altura de 86,67 e 95,17 cm, respectivamente (Quadro 4). Novamente, em relação à APM, observa-se que

Quadro 4 – Resultado da análise comparativa das médias de seis caracteres de soja do experimento com a população I (geração F<sub>7</sub> do cruzamento de CEPS 7716 x Doko RC) no primeiro ensaio (1.I). Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

Dias para floração (DPF)		Altura da planta na floração (APF)		Dias para maturação (DPM)		Altura da planta na maturação (APM)		Acamamento (ACM)		Produção de grãos (PRO)	
Tratamento	Média <sup>1/</sup>	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média
Doko RC	75,00 a	P.I-3	119,83 a	P.I-7	151,67 a	P.I-10	138,07 a	P.I-14	3,33 a	CAC 1	4.255,95 a
P.I-7	73,33 ab	Doko RC	116,03 ab	P.I-3	151,33 a	P.I-3	138,03 a	P.I-9	3,17 ab	UFV 19	3.538,09 ab
FT-C.RC4 <sup>2/</sup>	71,33 abc	P.I-10	113,87 ab	Doko RC	151,00 ab	P.I-11	133,33 ab	Doko RC	3,00 ab	P.I-15	3.215,48 abc
P.I-3	68,67 bcd	P.I-1	103,53 abc	P.I-1	149,33 abc	Doko RC	131,00 ab	P.I-11	2,83 ab	P.I-4	3.000,00 abc
P.I-1	68,00 cd	FT-C.RC4	102,10 abc	FT-C.RC4	149,33 abc	P.I-5	129,57 abc	P.I-13	2,83 ab	P.I-5	2.965,47 abc
P.I-11	66,00 de	P.I-5	98,93 abcd	P.I-5	148,00 abcd	P.I-9	125,87 abc	P.I-15	2,83 ab	BR 16	2.879,76 abc
P.I-10	65,00 def	P.I-7	97,30 abcde	P.I-9	147,00 abcde	P.I-12	118,07 abcd	P.I-2	2,50 ab	FT-C.RC4	2.867,86 abc
P.I-5	62,33 efg	P.I-11	94,17 abcde	P.I-10	143,00 abcdef	P.I-1	115,80 bcd	P.I-6	2,50 ab	P.I-11	2.863,10 abc
P.I-13	62,33 efg	P.I-9	92,60 bcde	P.I-13	142,00 abcdef	UFV 19	114,27 bcde	P.I-5	2,33 ab	P.I-3	2.847,62 abc
P.I-9	61,00 fgh	UFV 19	89,47 bcde	P.I-6	139,00 bcdef	P.I-13	113,97 bcde	P.I-10	2,33 ab	P.I-12	2.828,57 abc
P.I-14	60,33 fgh	P.I-13	86,20 cde	P.I-2	138,67 cdef	P.I-2	110,43 cde	P.I-12	2,33 ab	P.I-13	2.761,91 abc
P.I-8	60,00 gh	P.I-8	85,67 cde	P.I-4	138,67 cdef	CAC 1	105,20 def	P.I-1	2,00 ab	Doko RC	2.760,71 abc
P.I-6	59,67 gh	P.I-12	84,43 cde	CAC 1	138,00 cdef	P.I-8	104,80 def	P.I-3	2,00 ab	P.I-8	2.733,34 abc
P.I-15	59,67 gh	CAC 1	81,90 cde	P.I-8	137,00 defg	FT-C.RC4	103,53 def	UFV 19	2,00 ab	P.I-1	2.680,95 bc
P.I-2	59,33 gh	P.I-15	80,17 cde	P.I-14	137,00 defg	P.I-14	103,30 def	P.I-4	1,83 ab	P.I-10	2.595,24 bc
CAC 1	59,00 gh	P.I-6	77,47 cde	P.I-11	135,00 efg	P.I-7	102,27 def	FT-C.RC4	1,83 ab	P.I-9	2.538,10 bc
P.I-4	58,00 gh	P.I-2	76,97 cde	UFV 19	135,00 efg	P.I-4	99,67 def	P.I-7	1,67 ab	P.I-2	2.415,48 bc
UFV 19	58,00 gh	P.I-14	74,70 def	P.I-15	132,67 fg	P.I-15	95,17 efg	CAC 1	1,50 ab	P.I-14	2.139,29 bc
P.I-12	57,00 h	P.I-4	70,60 ef	P.I-12	125,67 gh	P.I-6	86,67 fg	P.I-8	1,33 ab	P.I-6	2.122,62 bc
BR 16	49,33 i	BR 16	50,03 f	BR 16	116,67 h	BR 16	77,53 g	BR 16	1,00 b	P.I-7	1.853,57 c

<sup>1/</sup> Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey.

<sup>2/</sup> FT-C.RC4 = 'FT Cristalina RC4'.

grande parte das linhagens tem porte inferior a Doko RC, isto também pode ser atribuído aos genes herdados de CEPS 7716.

O tratamento P.I-14 foi mais suscetível ao acamamento (ACM), apesar da nota deste ser estatisticamente superior apenas à do BR 16, o qual não apresentou acamamento. As linhagens, com exceção de P.I-14 e P.I-9, foram mais resistentes ao acamamento do que o genitor Doko RC, e não diferiram estatisticamente dos padrões UFV 19, FT Cristalina RC4, CAC 1 e mesmo de BR 16. Em função da baixa precisão experimental obtida para o caráter ACM, foram detectadas poucas diferenças significativas entre as médias dos tratamentos (Quadros 3 e 4).

Quanto à PRO, não houve diferença significativa entre os padrões e oito das 15 linhagens avaliadas (Quadro 4). Mas, observando a produtividade média destes tratamentos, destaca-se CAC 1, com mais de 4.255 kg/ha, produtividade numericamente muito superior aos 3.538,09 kg/ha de UFV 19. Entre os tratamentos de menor produtividade, destaca-se P.I-7 (1.853,57 kg/ha), mas que não diferiu significativamente de nenhuma das outras linhagens, bem como de BR 16 (2.879,76 kg/ha), FT Cristalina RC4 (2.867,86 kg/ha) e de Doko RC (2.760,71 kg/ha).

O resumo da análise de variância para os seis caracteres observados no experimento 1.II (população II no primeiro ensaio), no qual foram avaliadas 15 linhagens  $F_7$  selecionadas na população II, oriunda do cruzamento de CEPS 8926 x IAC 8, está apresentado no Quadro 5. A significância dos quadrados médios indica a existência de efeitos significativos entre linhagens, entre padrões, bem como para o contraste entre estes subgrupos de tratamentos, tanto para os caracteres DPF e DPM, como para APF e APM. Observa-se ainda que o ciclo médio dos padrões foi inferior ao ciclo médio das linhagens; da mesma forma, a altura média dos padrões foi inferior à das linhagens, tanto na floração como na maturação. Além disso, com base no Quadro 6, ressalta-se que BR 16 teve ciclo e altura significativamente inferior aos demais padrões, não diferindo significativamente de algumas linhagens apenas quanto à APM. Este padrão teve, portanto, forte participação no sentido de diminuir o ciclo e a altura média dos padrões.

Quadro 5 – Resumo da análise de variância de seis caracteres do experimento com a população II no primeiro ensaio (1.II), em que se avaliaram 15 linhagens F<sub>7</sub> de soja, oriundas do cruzamento de CEPS 8926 x IAC 8. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

FV	GL	QM <sup>2/</sup>					
		DPF <sup>1/</sup>	APF	DPM	APM	ACM	PRO
Bloco	2	14,0667	58,2407	15,5167	18,6562	0,6125	211794,0654
Tratamento	(19)	111,4482**	1321,8323**	223,5789**	1320,3675**	2,5200**	1532569,6717**
Linhagens(L)	14	68,6127**	1125,2231**	104,4381**	1316,1071**	2,6762**	1683646,8120**
Padrões (P)	4	235,3333**	1894,5400**	657,2667**	1408,6843**	1,4750 <sup>n.s.</sup>	844992,2058 <sup>n.s.</sup>
P vs L	1	215,6056**	1783,5309**	156,8000**	1026,7445**	4,5125*	2167799,5712*
Resíduo	38	2,4351	34,8308	13,1658	59,5860	0,6871	426751,0334
Média geral		64,62	95,84	141,67	118,61	2,28	3.062,44
Média das linhagens		65,71	98,99	142,60	121,00	2,43	2.952,70
Média dos padrões		61,33	86,40	138,87	111,45	1,80	3.391,67
CV%		2,42	6,16	2,56	6,51	36,43	21,33

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \*, \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade pelo teste F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

Quadro 6 – Resultado da análise comparativa das médias de seis caracteres de soja do experimento com a população II (geração F<sub>7</sub> do cruzamento de CEPS 8926 x IAC 8) no primeiro ensaio (1.II). Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

Dias para floração (DPF)		Altura da planta na floração (APF)		Dias para maturação (DPM)		Altura da planta na maturação (APM)		Acamamento (ACM)		Produção de grãos (PRO)	
Tratamento	Média <sup>1/</sup>	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média
P.II-6	74,00 a	P.II-12	127,93 a	P.II-6	155,67a	P.II-6	154,07 a	P.II-1	4,33 a	P.II-15	4.211,90 a
FT-C.RC4 <sup>2/</sup>	73,67 a	P.II-6	126,60 a	FT-C.RC4	154,33 ab	P.II-12	153,33 a	P.II-2	4,00 ab	CAC 1	3.972,62 a
P.II-5	70,67 ab	P.II-10	121,10 ab	IAC 8	149,33 abc	P.II-14	139,17 ab	P.II-10	3,17 abc	P.II-13	3.951,19 a
P.II-12	70,67 ab	P.II-5	116,23 ab	P.II-10	149,00 abc	P.II-10	139,03 ab	P.II-8	3,00 abc	P.II-10	3.802,38 ab
P.II-10	70,00 abc	FT-C.RC4	114,10 ab	P.II-5	147,33 abcd	P.II-5	137,43 abc	P.II-12	3,00 abc	UFV 19	3.667,86 abc
P.II-14	68,00 bcd	P.II-14	113,23 ab	P.II-12	146,33 abcde	FT-C.RC4	132,23 abc	FT-C.RC4	2,83 abc	IAC 8	3.475,00 abc
P.II-2	67,67 bcd	P.II-9	111,60 ab	P.II-1	145,00 abcde	P.II-9	128,67 bc	P.II-6	2,67 abc	P.II-4	3.419,05 abc
P.II-3	67,00 bcd	P.II-11	107,07 bc	P.II-2	144,67 abcde	P.II-11	126,70 bc	P.II-5	2,50 abc	P.II-12	3.403,57 abc
P.II-1	66,00 bcd	IAC 8	103,90 bcd	P.II-14	144,00 bcdef	UFV 19	124,20 bcd	P.II-14	2,33 abc	FT-C.RC4	3.284,52 abc
IAC 8	66,00 bcd	P.II-1	92,23 cde	P.II-3	142,67 cdef	IAC 8	120,43 bcde	P.II-7	2,00 abc	P.II-7	3.270,24 abc
P.II-9	65,33 cd	UFV 19	88,33 de	P.II-8	141,67 cdef	P.II-8	119,20 bcdef	P.II-9	2,00 abc	P.II-5	3.173,81 abc
P.II-11	65,00 d	P.II-2	88,07 de	P.II-11	141,33 cdef	P.II-1	118,53 bcdef	UFV 19	2,00 abc	P.II-14	2.895,24 abc
P.II-4	64,67 d	P.II-3	86,50 de	P.II-4	140,00 cdef	P.II-2	113,80 cdefg	P.II-3	1,83 abc	P.II-3	2.792,86 abc
P.II-8	59,33 e	P.II-4	86,43 de	UFV 19	137,33 def	CAC 1	102,40 defg	P.II-11	1,83 abc	BR 16	2.558,33 abc
P.II-13	59,33 e	P.II-8	80,37 e	CAC 1	137,33 def	P.II-4	100,83 defgh	IAC 8	1,83 abc	P.II-8	2.530,95 abc
P.II-7	59,00 e	P.II-13	77,37 e	P.II-15	137,00 defe	P.II-3	99,53 efgh	P.II-4	1,50 bc	P.II-9	2.510,72 abc
P.II-15	59,00 e	CAC 1	75,83 e	P.II-9	135,67 ef	P.II-15	96,53 efgh	CAC 1	1,33 c	P.II-11	2.505,95 abc
CAC 1	59,00 e	P.II-15	75,17 e	P.II-13	135,33 ef	P.II-7	96,33 fgh	P.II-13	1,17 c	P.II-6	2.386,90 abc
UFV 19	57,67 e	P.II-7	74,97 e	P.II-7	133,33 f	P.II-13	91,83 gh	P.II-15	1,17 c	P.II-2	1.790,48 bc
BR 16	50,33 f	BR 16	49,83 f	BR 16	116,00 g	BR 16	77,97 h	BR 16	1,00 c	P.II-1	1.645,24 c

<sup>1/</sup> Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey.

<sup>2/</sup> FT-C.RC4 = 'FT Cristalina RC4'.

Em relação ao ACM, a análise de variância indicou a existência de diferenças significativas entre linhagens, mas não entre padrões; mostrou ainda que, em média, os padrões são significativamente mais resistentes ao acamamento do que as linhagens, conforme indicado pelo contraste entre estes e pelas médias apresentadas no Quadro 5. Novamente, o CV (coeficiente de variação) de ACM foi muito alto, dificultando a detecção de diferenças significativas.

Para PRO (produção de grãos), foi detectada significância do quadrado médio de linhagens, bem como para o contraste entre estas e os padrões, mas não para o quadrado médio de padrões. Em termos de média, os padrões superaram as linhagens, produzindo 3.391,67 kg/ha e 2.952,70 kg/ha, respectivamente.

O Quadro 6 apresenta a análise comparativa das médias do experimento 1.II. A linhagem P.II-6 apresentou a maior média para DPF (74 dias), não diferindo estatisticamente de FT Cristalina RC4 e de outras três linhagens. BR 16 foi o tratamento que mais rapidamente atingiu a fase de florescimento (50 dias), diferindo significativamente de todos os outros tratamentos. Dez das 15 linhagens avaliadas não diferiram significativamente de IAC 8, genitor de ciclo mais longo desta população. Para APF, as médias variaram de 127,93 cm (P.II-12) a 49,83 cm (BR 16). Nove das 15 linhagens avaliadas não diferiram significativamente do genitor IAC 8. Quanto ao caráter DPM, os tratamentos P.II-6 (155,67 dias) e FT Cristalina RC4 (154,33 dias) foram os mais tardios, mas não diferiram significativamente de IAC 8 (149,33 dias) e de outras cinco linhagens. Já BR 16 foi o tratamento mais precoce (116 dias), repetindo o que ocorreu com o caráter DPF. A provável herança de genes envolvidos com a determinação do ciclo em CEPS 8926 pode justificar o fato de 14 das 15 linhagens avaliadas possuírem ciclo inferior ao genitor IAC 8, apesar da seleção ter sido praticada sobre a produção, o que geralmente leva a uma seleção correlacionada para ciclo tardio (MONTENEGRO, 1994). Avaliando esta mesma população na geração F<sub>6</sub>, BACKES et al. (2003) detectaram correlação genética positiva, porém não-significativa de ciclo com a PRO, e a estimativa de ganhos correlacionados também indicou que a seleção das famílias mais produtivas indiretamente acarretaria em aumento do ciclo.

Observa-se, ainda, que os padrões CAC 1, UFV 19 e BR 16 foram os três tratamentos com menor ciclo até o florescimento (DPF), mas, para DPM, algumas linhagens foram mais precoces do que os padrões CAC 1 e UFV 19, indicando existência de diferenças nos subperíodos semeadura-florescimento e florescimento-maturação entre os tratamentos.

As linhagens P.II-6, P.II-12, P.II-14, P.II-10, P.II-5 e o padrão FT Cristalina RC4 apresentaram as maiores APM, entre 154,07 e 132,23 cm, não diferindo estatisticamente entre si. BR 16 (77,97 cm) mostrou a menor APM, mas não diferiu significativamente de outros cinco tratamentos (Quadro 6).

As linhagens P.II-1 e P.II-2 foram os tratamentos mais suscetíveis ao acamamento (notas acima de 4,0), mas não diferiram de outros tratamentos como FT Cristalina RC4, UFV 19 e IAC 8. Os tratamentos com menores índices de acamamento foram BR 16, P.II-15 e P.II-13; estas, por sua vez, configuram entre os tratamentos com menor APM. No entanto, as duas linhagens com maiores notas para acamamento não foram os de maior APM, mostrando que não necessariamente as plantas mais altas são as mais suscetíveis ao acamamento.

Em relação à PRO, a linhagem P.II-15 apresentou a melhor média, 4.211,9 kg/ha, ou seja, 6,02% superior à CAC 1 (3.972,62 kg/ha), apesar da diferença não ter sido significativa. As linhagens P.II-13 (3.951,19 kg/ha) e P.II-10 (3.802,38 kg/ha) produziram 7,72% e 3,67% a mais do que UFV 19 (3.667,86 kg/ha), não ocorrendo diferença significativa entre estes, nem mesmo com CAC 1 e P.II-15, conforme apresentado no Quadro 6. A baixa precisão do caráter PRO (CV = 21,33%), dificultou a detecção de significâncias entre tratamentos, por elevar muito a diferença mínima significativa (GOMES, 2000).

O resumo da análise de variância do experimento 1.III está apresentado no Quadro 7. Neste experimento, avaliaram-se linhagens selecionadas na população III, formada a partir do cruzamento de CEPS 8926 x FT Cristalina. Para os caracteres altura na floração (APF) e na maturação (APM), bem como para o número de dias para floração (DPF) e para maturação (DPM), a significância dos quadrados médios indicou a existência de efeitos significativos entre as linhagens e entre padrões, além da significância do contraste entre os dois subgrupos de tratamentos. A exemplo da população II, as linhagens se mostraram mais tardias e de porte maior do que os padrões. Já em relação ao acamamento (ACM), houve significância entre linhagens e para o contraste

Quadro 7 – Resumo da análise de variância de seis caracteres do experimento com a população III no primeiro ensaio (1.III), em que se avaliaram 15 linhagens F<sub>7</sub> de soja, oriundas do cruzamento de CEPS 8926 x FT Cristalina. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

FV	GL	QM <sup>2/</sup>					
		DPF <sup>1/</sup>	APF	DPM	APM	ACM	PRO
Bloco	2	116,0167	484,1422	226,4000	667,5395	0,0292	426057,1896
Tratamento	(19)	68,5825**	532,8556**	168,9439**	403,6351**	2,1044**	1193406,9505**
Linhagens (L)	14	20,5143**	262,0137**	50,6889**	214,9728**	2,1127**	793953,0329*
Padrões (P)	4	225,1667**	1335,7583**	559,0667**	904,4607**	0,2667 <sup>n.s.</sup>	1418310,7245*
P vs L	1	115,2000**	1113,0320**	264,0222**	1041,6056**	9,3389**	5886146,7000**
Resíduo	38	2,4903	42,3351	12,8386	33,3065	0,3800	399825,4984
Média geral		63,73	88,89	142,70	111,21	1,98	2.857,26
Média das linhagens		64,53	91,38	143,91	113,62	2,21	2.676,43
Média dos padrões		61,33	81,43	139,07	103,99	1,30	3.399,76
CV%		2,48	7,32	2,51	5,19	31,08	22,13

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \*, \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade pelo teste F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

destas contra os padrões, porém entre padrões não foram detectados efeitos significativos. Em média, as linhagens foram mais suscetíveis ao acamamento do que os padrões e, a não-indicação de diferenças significativas entre os padrões, associada à baixa média de acamamento destas reflete as exigências do mercado para aceitação de novos cultivares.

Ainda no Quadro 7 é apresentada a análise de variância da produtividade (PRO), que indicou diferenças significativas entre as linhagens e entre os padrões, além da superioridade significativa da média dos padrões (3.399,76 kg/ha) comparativamente as linhagens (2.676,43 kg/ha).

Em relação ao DPF, os tratamentos FT Cristalina RC4, P.III-15, P.III-2 e FT Cristalina, com média de 71,33 a 68 dias, foram superiores aos demais e não diferiram significativamente entre si (Quadro 8). Já para o DPM, 15 tratamentos não diferiram significativamente entre si, entre eles, FT Cristalina, FT Cristalina RC4 e CAC 1. Destaca-se que FT Cristalina RCH e CAC 1 foram descritos pela EMBRAPA (1998) em diferentes grupos de maturação para o estado de Minas Gerais (tardio e semitardio, respectivamente); no entanto, atualmente, estes cultivares são considerados semitardios (EMBRAPA, 2002). BR-16 foi o tratamento mais precoce, da mesma forma como havia ocorrido nos experimentos 1.I e 1.II (Quadros 4 e 6). A maioria das linhagens foi mais precoce que FT Cristalina, genitor de ciclo mais tardio deste cruzamento e, semelhantemente ao suposto para população II, as linhagens devem ter herdado genes para precocidade do genitor CEPS 8926, que por ser adaptado à região Sul, se comportaria como precoce ou semiprecoce se cultivado em Minas Gerais, de forma semelhante a BR 16.

Quanto a APF e APM, as linhagens P.III-15 (105,77 e 127,2 cm, respectivamente) e P.III-2 (104,37 e 128,5 cm, respectivamente) apresentaram as maiores médias, mas não diferiram significativamente de FT Cristalina, que é um dos genitores deste cruzamento. O cultivar BR 16 se destaca novamente pelo baixo porte, diferindo estatisticamente de todos os outros tratamentos, conforme apresentado no Quadro 8.

Apesar da análise de variância ter indicado a existência de efeitos significativos entre os tratamentos quanto à ACM (Quadro 7), na análise comparativa das médias os tratamentos se mostraram estatisticamente iguais (Quadro 8). Novamente, cabe salientar que numericamente as notas atribuídas

Quadro 8 – Resultado da análise comparativa das médias de seis caracteres de soja do experimento com a população III (geração F<sub>7</sub> do cruzamento de CEPS 8926 x FT Cristalina) no primeiro ensaio (1.III). Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

Dias para floração (DPF)		Altura da planta na floração (APF)		Dias para maturação (DPM)		Altura da planta na maturação (APM)		Acamamento (ACM)		Produção de grãos (PRO)	
Tratamento	Média <sup>1/</sup>	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média
FT-C.RC4 <sup>2/</sup>	71,33 a	P.III-15	105,77 a	P.III-2	151,00 a	P.III-2	128,50 a	P.III-13	4,50 a	UFV 19	4.201,19 a
P.III-15	69,33 ab	P.III-2	104,37 a	P.III-7	151,00 a	P.III-15	127,20 a	P.III-5	3,33 a	CAC 1	4.050,00 ab
P.III-2	69,00 abc	FT-C.RC4	102,57 ab	FT-Cristal.	149,67 ab	P.III-3	120,17 ab	P.III-3	2,50 a	P.III-2	3.585,72 abc
FT-Cristal. <sup>3/</sup>	68,00 abcd	P.III-12	99,03 abc	FT-C.RC4	149,67 ab	UFV 19	119,27 abc	P.III-4	2,50 a	P.III-1	3.309,52 abc
P.III-3	66,00 bcde	P.III-3	95,80 abcd	P.III-1	147,33 abc	P.III-12	118,47 abc	P.III-14	2,50 a	FT-C.RC4	3.151,19 abc
P.III-7	65,67 bcde	P.III-13	95,20 abcd	P.III-15	147,33 abc	P.III-14	116,77 abcd	P.III-15	2,50 a	P.III-9	3.060,71 abc
P.III-13	65,67 bcde	P.III-7	94,60 abcd	P.III-8	147,00 abc	FT-Cristal.	116,73 abcd	P.III-9	2,17 a	P.III-8	2.967,86 abc
P.III-11	65,00 bcde	P.III-11	93,03 abcd	P.III-12	144,67 abc	P.III-1	116,57 abcd	P.III-10	2,17 a	P.III-12	2.961,90 abc
P.III-1	64,67 bcde	P.III-9	92,63 abcd	P.III-9	144,33 abc	P.III-7	115,60 abcd	P.III-2	1,83 a	FT-Cristal.	2.940,48 abc
P.III-6	64,67 bcde	P.III-1	92,30 abcd	P.III-11	143,00 abc	P.III-6	112,97 abcd	P.III-6	1,67 a	P.III-4	2.932,14 abc
P.III-8	64,33 cdef	FT-Cristal.	91,80 abcd	P.III-3	142,67 abc	P.III-13	112,90 abcd	P.III-12	1,67 a	P.III-6	2.834,53 abc
P.III-9	64,00 def	P.III-6	91,43 abcd	P.III-5	142,00 abc	P.III-9	112,67 abcd	FT-Cristal.	1,67 a	P.III-11	2.808,33 abc
P.III-12	64,00 def	P.III-14	90,90 abcd	P.III-6	141,33 abc	P.III-11	112,30 abcd	P.III-1	1,50 a	P.III-14	2.795,24 abc
P.III-5	62,67 efg	UFV 19	88,33 abcde	CAC 1	141,00 abc	P.III-8	105,33 bcd	P.III-7	1,50 a	BR 16	2.655,95 abc
P.III-14	62,33 efg	P.III-8	83,83 bcde	P.III-4	140,33 abc	FT-C.RC4	104,60 bcd	P.III-11	1,50 a	P.III-10	2.529,76 abc
P.III-4	61,67 efg	P.III-5	82,73 bcde	P.III-10	139,33 bc	CAC 1	103,83 bcd	UFV 19	1,50 a	P.III-15	2.241,67 abc
CAC 1	59,67 fg	P.III-4	78,97 cde	P.III-13	139,33 bc	P.III-5	102,37 bcd	P.III-8	1,33 a	P.III-3	2.208,33 bc
P.III-10	59,00 g	CAC 1	77,10 de	UFV 19	138,67 bc	P.III-10	102,20 cd	FT-C.RC4	1,33 a	P.III-7	2.141,67 bc
UFV 19	58,33 g	P.III-10	70,10 e	P.III-14	138,00 c	P.III-4	100,23 d	BR 16	1,00 a	P.III-5	2.067,81 c
BR 16	49,33 h	BR 16	47,37 f	BR 16	116,33 d	BR 16	75,53 e	CAC 1	1,00 a	P.III-13	1.695,24 c

<sup>1/</sup> Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey.

<sup>2/</sup> FT-C.RC4 = 'FT Cristalina RC4'.

<sup>3/</sup> FT-Cristal. = 'FT Cristalina'.

para acamamento foram muito divergentes, desde 4,5 para a linhagem P.III-13 e 3,33 para P.III-5 até 1,0 para BR 16 e CAC 1. A ineficiência na identificação de diferenças significativas entre os tratamentos pode ser atribuída ao alto nível de erro, conforme expressado pelo coeficiente de variação (31,08%), apresentado no Quadro 7.

Os padrões UFV 19 (4.201,19 kg/ha) e CAC 1 (4.050 kg/ha) foram os tratamentos de maior produtividade, mas não diferiram significativamente de P.III-2 (3.585,72 kg/ha) e P.III-1 (3.309,52 kg/ha) e dos padrões FT Cristalina RC4 (3.151,19 kg/ha), FT Cristalina (2.940,48 kg/ha) e de vários outros tratamentos, conforme apresentado no Quadro 8. As linhagens P.III-5 (2.067,81 kg/ha) e P.III-13 (1.695,24 kg/ha) foram os tratamentos menos produtivos, mas não diferiram significativamente de 16 outros tratamentos, incluindo BR 16, FT Cristalina e FT Cristalina RC4. Destaca-se que neste experimento, diferentemente do que ocorreu nos demais, UFV 19 superou CAC 1 em termos de produtividade, no entanto, a diferença entre estas não foi significativa, apenas numérica.

No experimento 1.IV, avaliou-se a população IV, oriunda do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>, sendo o resumo da análise de variância apresentada no Quadro 9. Para os caracteres relacionados ao ciclo e a altura, tanto na floração como na maturação (DPF, APF, DPM e APM), a significância dos quadrados médios indicaram a existência de diferenças entre as médias das linhagens, entre as médias dos padrões, além de diferença entre os dois subgrupos de tratamentos, conforme o contraste apresentado.

Quanto ao índice de acamamento (ACM), não foram detectadas diferenças significativas entre as linhagens, mas sim entre os padrões. Diferenças significativas entre padrões foi também observada no experimento 1.I, lembrando que este subgrupo é formado por cinco tratamentos, sendo quatro destes constantes nos diferentes experimentos. Este também é o único experimento em que, em média, as linhagens mostraram índices de acamamento inferior aos padrões, porém a diferença não foi significativa, conforme contraste apresentado no Quadro 9.

Na população IV, a análise de variância não indicou diferenças significativas entre as produtividades das linhagens, mas sim entre os padrões. Dentre os cinco experimentos do primeiro ensaio (ano agrícola 1998/99), foi apenas neste, em que foram avaliadas as linhagens da população IV, que a

Quadro 9 – Resumo da análise de variância de seis caracteres do experimento com a população IV no primeiro ensaio (1.IV), em que se avaliaram 15 linhagens F<sub>6</sub> de soja, oriundas do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

FV	GL	QM <sup>2/</sup>					
		DPF <sup>1/</sup>	APF	DPM	APM	ACM	PRO
Bloco	2	252,9167	2293,4535	626,1500	1739,9435	1,0167	3090442,0530
Tratamento	(19)	170,3956**	699,1498**	350,4658**	589,1043**	0,1796 <sup>n.s.</sup>	753143,6887*
Linhagens (L)	14	69,8413**	212,3112**	152,4508**	204,1007**	0,1413 <sup>n.s.</sup>	481572,7509 <sup>n.s.</sup>
Padrões (P)	4	385,9333**	2079,5377**	793,5667**	1932,1843**	0,3583*	1700291,2502**
P vs L	1	716,0056**	1993,3389**	1350,2722**	606,8347**	0,0014 <sup>n.s.</sup>	766546,5712 <sup>n.s.</sup>
Resíduo	38	3,2325	47,6451	16,8868	24,1668	0,1000	377330,4577
Média geral		62,12	80,47	142,95	98,06	1,26	3.303,16
Média das linhagens		64,11	83,80	145,69	99,89	1,26	3.368,41
Média dos padrões		56,13	70,49	134,73	92,55	1,27	3.107,38
CV%		2,89	8,58	2,87	5,01	25,13	18,60

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \*, \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

produtividade média das linhagens (3.368,41 kg/ha) superou a média dos padrões (3.107,38 kg/ha), no entanto, esta diferença não foi estatisticamente significativa (Quadro 9).

Neste experimento (1.IV), os coeficientes de variação foram baixos para os caracteres DPF, APF, DPM e APM; médio, para PRO; e alto, para o caráter ACM, de acordo com a classificação proposta por GOMES (2000).

Conforme apresentado no Quadro 10, os tratamentos P.IV-3 (73,67 dias), FT Cristalina RC4 (71 dias) e P.IV-1 (68,33 dias) foram os mais tardios em relação ao número de dias para o florescimento (DPF), não diferindo estatisticamente entre si. Das 15 linhagens avaliadas, 14 tiveram DPF intermediário ao dos genitores, sendo o genitor Coker 6738 (40,67 dias) o tratamento com menor DPF. Em termos de ciclo até a maturação (DPM), os tratamentos P.IV-7 e FT Cristalina RC4 foram os mais tardios (154,33 dias), mas não diferiram significativamente de outros 12 tratamentos, incluindo UFV 19 (142,33 dias). Ainda no Quadro 10, destaca-se o que ocorreu em termos de DPF e DPM com BR 16 e Coker 6738, este floresceu aproximadamente dez dias antes de BR 16; no entanto, em relação ao ciclo total (DPM) foi um dia mais tardio, visto que BR 16 atingiu o estágio R8 aos 117 dias e Coker 6738 aos 118 dias. Este caso exemplifica uma situação em que a correlação entre estas características não é positiva, ao contrário do que comumente relatado (SANTOS, 1994; BACKES, 2000).

Quanto à altura na floração (APF), os genitores FT Cristalina RC4 e Coker 6738 foram os tratamentos com maior e menor altura, 97,07 e 37,57 cm, respectivamente. Doze das 15 linhagens não diferiram significativamente de FT Cristalina RC4, UFV 19 e CAC 1, quanto à APF. Em relação à altura na maturação (APM), UFV 19 (119,70 cm), P.IV-11 (109,7 cm), P.IV-13 (107,73 cm) e FT Cristalina RC4 (107,67 cm) foram os tratamentos que apresentaram as maiores médias, não diferindo significativamente de outras três linhagens. Já BR 16 (73,63 cm) e Coker 6738 (58,73 cm) foram os tratamentos com menor APM. Comparando a altura na floração e na maturação destaca-se a linhagem P.IV-3, a segunda maior APF, e quanto à APM configura no grupo de plantas mais baixas, resultado do incremento de apenas 6,2 cm na altura após o florescimento, contrastando com UFV 19, que apresentava APF intermediária, mas foi o tratamento com maior APM, em

Quadro 10 – Resultado da análise comparativa das médias de cinco caracteres de soja do experimento com a população IV (geração F<sub>6</sub> do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>) no primeiro ensaio (1.IV). Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

Dias para floração (DPF)		Altura da planta na floração (APF)		Dias para maturação (DPM)		Altura da planta na maturação (APM)		Acamamento (ACM)		Produção de grãos (PRO)	
Tratamento	Média <sup>1/</sup>	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média
P.IV-3	73,67 a	FT-C.RC4	97,07 a	P.IV-7	154,33 a	UFV 19	119,70 a	UFV 19	1,83 a	CAC 1	4.166,67 a
FT-C.RC4 <sup>2/</sup>	71,00 ab	P.IV-3	93,13 a	FT-C.RC4	154,33 a	P.IV-11	109,70 ab	P.IV-14	1,66 a	P.IV-6	4.109,52 a
P.IV-1	68,33 abc	P.IV-2	91,10 ab	P.IV-3	153,33 ab	P.IV-13	107,73 ab	P.IV-9	1,50 a	P.IV-15	3.926,19 a
P.IV-11	67,33 bc	P.IV-8	90,63 ab	P.IV-1	151,67 ab	FT-C.RC4	107,67 ab	P.IV-10	1,50 a	P.IV-8	3.688,10 a
P.IV-12	67,00 bc	P.IV-11	89,07 ab	P.IV-6	151,33 ab	P.IV-1	107,27 ab	P.IV-13	1,50 a	UFV 19	3.635,71 a
P.IV-7	66,67 bc	P.IV-15	88,97 ab	P.IV-11	150,33 ab	P.IV-10	105,83 ab	P.IV-2	1,33 a	P.IV-7	3.619,05 a
P.IV-2	66,00 bc	P.IV-7	88,40 abc	P.IV-12	149,67 ab	P.IV-9	105,43 ab	P.IV-7	1,33 a	P.IV-1	3.570,24 a
P.IV-6	65,00 cd	P.IV-13	88,00 abc	P.IV-8	148,33 ab	P.IV-12	103,47 bc	P.IV-11	1,33 a	P.IV-2	3.564,29 a
P.IV-8	65,00 cd	UFV 19	87,37 abc	P.IV-15	146,33 abc	CAC 1	103,00 bc	BR 16	1,33 a	P.IV-9	3.375,00 a
P.IV-15	65,00 cd	P.IV-12	87,10 abc	P.IV-2	146,00 abc	P.IV-8	102,47 bc	P.IV-3	1,17 a	P.IV-4	3.332,14 a
P.IV-13	64,00 cde	P.IV-6	86,23 abc	P.IV-10	145,00 abc	P.IV-7	101,73 bc	P.IV-5	1,17 a	P.IV-11	3.302,38 a
P.IV-9	63,33 cde	P.IV-1	85,73 abc	P.IV-9	144,67 abc	P.IV-2	101,63 bc	P.IV-12	1,17 a	P.IV-12	3.205,95 a
P.IV-14	60,00 def	P.IV-9	83,40 abc	P.IV-13	144,00 abc	P.IV-15	99,63 bcd	P.IV-15	1,17 a	P.IV-14	3.191,67 a
CAC 1	59,67 def	CAC 1	83,13 abc	UFV 19	142,33 abcd	P.IV-3	99,33 bcd	CAC 1	1,17 a	P.IV-10	3.078,57 a
UFV 19	59,00 ef	P.IV-14	78,03 abc	CAC 1	141,33 bcd	P.IV-6	97,53 bcde	P.IV-1	1,00 a	P.IV-5	3.048,81 a
P.IV-10	58,67 ef	P.IV-10	70,00 bc	P.IV-14	135,00 cd	P.IV-14	89,37 cde	P.IV-4	1,00 a	P.IV-3	3.027,38 a
P.IV-5	56,67 f	P.IV-5	69,80 bc	P.IV-5	134,67 cd	P.IV-4	84,63 def	P.IV-6	1,00 a	BR 16	2.659,52 a
P.IV-4	55,00 fg	P.IV-4	67,37 cd	P.IV-4	130,67 de	P.IV-5	82,60 ef	P.IV-8	1,00 a	FT-C.RC4	2.626,19 a
BR 16	50,33 g	BR 16	47,30 de	Coker	118,67 ef	BR 16	73,63 fg	Coker	1,00 a	P.IV-13	2.486,90 a
Coker <sup>3/</sup>	40,67 h	Coker	37,57 e	BR 16	117,00 f	Coker	58,73 g	FT-C.RC4	1,00 a	Coker	2.448,81 a

<sup>1/</sup> Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey.

<sup>2/</sup> FT-C.RC4 = 'FT Cristalina RC4'.

<sup>3/</sup> Coker = 'Coker 6738'.

função do incremento de 32,33 cm na altura, após o florescimento (Quadro 10).

A análise comparativa das médias do índice de acamamento (ACM) confirmou a ausência de diferenças significativas entre os tratamentos (Quadro 10), conforme evidenciado na análise de variância (Quadro 9). Destaca-se que UFV 19, tratamento de maior APM, foi também o tratamento com maior índice de acamamento, contrastando, por exemplo, com FT Cristalina RC4 e P.IV-1, que configuraram no grupo de tratamentos de maior APM, não diferindo estatisticamente de UFV 19, que, no entanto, não apresentaram acamamento algum (nota 1,0), conforme Quadro 10. Ou seja, apesar da expectativa de associações positivas entre altura e nível de acamamento, ocorrem genótipos que apesar do grande porte são resistentes ao acamamento (JOHNSON et al., 1955; ANAND e TORRIE, 1963; MORRISON et al., 2000).

O teste F, da análise de variância, indicou a existência de efeitos significativos entre tratamentos quanto à produtividade (Quadro 9), no entanto, o teste de médias não detectou diferenças significativas entre os mesmos (Quadro 10), apesar da produtividade ter variado de 2.448,81 a 4.166,67 kg/ha. A não-detecção de diferenças significativas pode ser atribuída à falta de precisão experimental para o caráter produtividade. CAC 1 foi o tratamento de maior produtividade (4.166,67 kg/ha), a linhagem P.IV-6 apresentou produtividade de 4.109,52 kg/ha, correspondendo a 98,63% da produção de CAC 1, seguida de P.IV-15, P.IV-8 e UFV 19, com produtividades equivalentes a 94,23, 88,51 e 87,26% da produtividade de CAC 1. O genitor Coker 6738 foi o tratamento com menor produtividade, comportamento esperado por se tratar de um genótipo não adaptado ao cultivo no Brasil. Apenas uma linhagem (P.IV-13) apresentou produtividade intermediária aos genitores, as demais linhagens superaram o genitor de maior produtividade. A superioridade das linhagens, em termos de produtividade, é resultado da segregação transgressiva e da eficiência de seleção, que nas gerações anteriores visou selecionar as plantas e as famílias de maior potencial de produção de grãos (REIS et al., 2003).

Em termos de nota para ACM, também não foram detectadas diferenças significativas entre os tratamentos e, quanto aos caracteres relacionados ao ciclo e ao porte, as linhagens apresentaram, de forma geral, comportamento intermediário aos genitores. Assim, optou-se por selecionar na população IV as seis linhagens mais produtivas (P.IV-6, P.IV-15, P.IV-8, P.IV-7, P.IV-1 e P.IV-2).

Estas linhagens apresentaram produtividades que corresponderam de 85,54 a 98,63% da produtividade de CAC 1 (tratamento mais produtivo), não diferindo desta quanto à APM e quanto ao ciclo (DPM), apenas a linhagem P.IV-7 foi significativamente mais tardia.

O Quadro 11 apresenta o resumo da análise de variância do experimento 1.V, no qual foi avaliada a população V, geração F<sub>6</sub> do cruzamento de Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>. Com base na significância dos quadrados médios, observa-se que as linhagens avaliadas, em média, apresentam ciclo e altura comparativamente maior que os padrões. Foram detectadas também diferenças significativas entre as linhagens e entre os padrões, tanto para ciclo como para altura. Já em relação ao acamamento, não houve diferença significativa entre padrões, mas sim entre as linhagens e o contraste entre estes dois subgrupos de tratamentos também foi significativo, evidenciando a maior resistência média ao acamamento dos padrões. Em relação à PRO, apenas o quadrado médio de padrões foi significativo, não sendo detectada significância para o contraste de padrões *versus* linhagens, que apresentaram 3.039,57 e 2.936,11 kg/ha de produtividade média, respectivamente (Quadro 11).

Os coeficientes de variação foram baixos para os caracteres relacionados ao ciclo e ao porte das plantas; alto para PRO; e muito alto para ACM (Quadro 11). Observou-se nas análises de variância dos cinco experimentos do primeiro ensaio um comportamento quase constante, sendo os CVs dos caracteres DPF, APF, DPM e APM sempre abaixo de 10% (baixo); para PRO, variaram de 18,12 a 23,01% (médio a alto); enquanto para ACM, variaram de 25,30 a 36,43% (alto a muito alto) (GOMES, 2000).

A comparação de médias do experimento 1.V pelo teste Tukey é apresentada no Quadro 12. Para o número de dias até o florescimento (DPF), os genitores apresentaram os valores mais extremos, sendo FT Cristalina RC4 o genótipo mais tardio (70,67 dias) e Agratech 550 o mais precoce (46,33 dias); no entanto, estes não diferiram significativamente de alguns outros genótipos. Já para o caráter dias para maturação (DPM), a linhagem P.V-1 foi a mais tardia, necessitando de 156 dias para completar o ciclo; no entanto, esta não diferiu significativamente do genitor FT Cristalina RC4 (153,33 dias), utilizado como padrão de ciclo tardio (EMBRAPA, 1998). Por outro lado, a linhagem

Quadro 11 – Resumo da análise de variância de seis caracteres do experimento com a população V no primeiro ensaio (1.V), em que se avaliaram 15 linhagens F<sub>6</sub> de soja, oriundas do cruzamento de Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

FV	GL	QM <sup>2/</sup>					
		DPF <sup>1/</sup>	APF	DPM	APM	ACM	PRO
Bloco	2	66,7167	512,3625	129,3500	513,4722	0,8292	247788,4298
Tratamento	(19)	153,2447**	1260,8689**	261,3825**	1585,3117**	1,5024**	740625,7510 <sup>n.s.</sup>
Linhagens (L)	14	106,0381**	1100,0795**	129,3714**	1566,7013**	1,7317**	612297,8287 <sup>n.s.</sup>
Padrões (P)	4	270,6667**	1443,6323**	543,7667**	1053,6660**	0,3083 <sup>n.s.</sup>	1305197,9682*
P vs L	1	344,4500**	2780,8681**	980,0000**	3972,4409**	3,0681**	278927,7932 <sup>n.s.</sup>
Resíduo	38	1,7342	41,7264	9,1746	42,5332	0,3511	468901,1378
Média geral		60,82	84,37	142,20	108,41	1,69	2.975,48
Média das linhagens		62,20	88,30	144,53	113,11	1,82	2.936,11
Média dos padrões		56,67	72,57	135,20	94,32	1,30	3.039,57
CV%		2,17	7,66	2,13	6,02	35,03	23,01

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \*, \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade, pelo F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

Quadro 12 – Resultado da análise comparativa das médias de seis caracteres de soja do experimento com a população V (geração F<sub>6</sub> do cruzamento de Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>) no primeiro ensaio (1.V). Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

Dias para floração (DPF)		Altura da planta na floração (APF)		Dias para maturação (DPM)		Altura da planta na maturação (APM)		Acamamento (ACM)		Produção de grãos (PRO)	
Tratamento	Média <sup>1/</sup>	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média
FT-C.RC4 <sup>2/</sup>	70,67 a	P.V-1	112,90 a	P.V-1	156,33 a	P.V-1	142,80 a	P.V-1	3,67 a	CAC 1	3.896,43 a
P.V-1	69,33 a	P.V-14	108,63 ab	FT-C.RC4	153,33 ab	P.V-5	136,20 ab	P.V-3	2,83 ab	P.V-5	3.842,86 a
P.V-12	68,67 ab	P.V-5	104,97 abc	P.V-6	151,00 abc	P.V-14	127,70 abc	P.V-8	2,50 ab	UFV 19	3.729,76 a
P.V-5	68,33 ab	FT-C.RC4	101,33 abcd	P.V-5	149,67 abc	P.V-12	126,23 abc	P.V-14	2,50 ab	P.V-12	3.508,34 a
P.V-6	67,33 abc	P.V-7	98,90 abcde	P.V-4	149,00 abcd	P.V-6	122,53 bcd	P.V-2	2,00 ab	P.V-14	3.291,67 a
P.V-13	64,67 bcd	P.V-3	97,60 abcde	P.V-14	148,33 abcde	P.V-4	121,50 bcd	P.V-7	1,83 ab	P.V-13	3.236,90 a
P.V-14	64,00 cde	P.V-12	97,37 abcde	P.V-12	146,33 bcdef	P.V-13	117,83 bcd	FT-C.RC4	1,83 ab	P.V-15	3.201,19 a
P.V-3	63,33 cdef	P.V-6	96,60 abcde	P.V-15	145,33 bcdefg	P.V-7	117,50 bcd	P.V-5	1,67 b	P.V-7	3.109,53 a
P.V-7	63,33 cdef	P.V-10	89,63 bcde	P.V-8	145,00 bcdefg	UFV 19	116,83 bcde	P.V-4	1,50 b	P.V-2	2.814,29 a
P.V-10	63,00 def	P.V-13	87,63 cde	P.V-10	145,00 bcdefg	P.V-15	115,63 cde	P.V-6	1,50 b	P.V-4	2.814,29 a
P.V-2	62,33 defg	P.V-2	86,47 cde	P.V-3	143,33 cdefg	P.V-2	113,03 cde	P.V-12	1,50 b	P.V-1	2.791,67 a
P.V-15	60,33 efgh	P.V-4	84,47 de	P.V-13	143,00 cdefg	P.V-3	112,13 cde	P.V-15	1,50 b	P.V-9	2.788,09 a
P.V-4	59,67 fgh	P.V-15	83,20 de	P.V-2	140,00 defgh	P.V-10	110,87 cde	P.V-10	1,33 b	P.V-8	2.786,91 a
CAC 1	59,67 fgh	CAC 1	80,30 e	P.V-7	139,67 defgh	P.V-8	107,57 cde	UFV 19	1,33 b	P.V-6	2.672,62 a
P.V-8	58,67 gh	UFV 19	80,20 e	CAC 1	139,00 efgh	FT-C.RC4	105,83 de	Agrat. 550	1,17 b	P.V-3	2.647,62 a
UFV 19	57,00 h	P.V-8	79,27 e	P.V-9	137,67 fghi	CAC 1	97,03 ef	BR 16	1,17 b	FT-C.RC4	2.633,33 a
P.V-9	51,67 i	P.V-9	57,77 f	UFV 19	136,00 ghi	Agrat. 550	82,40 fg	P.V-9	1,00 b	P.V-10	2.621,43 a
BR 16	49,67 ij	Agrat. 550	52,37 f	Agrat. 550	131,67 hi	P.V-9	71,47 gh	P.V-11	1,00 b	Agrat. 550	2.610,71 a
P.V-11	48,33 ij	BR 16	48,67 f	P.V-11	128,33 i	BR 16	69,50 gh	P.V-13	1,00 b	BR 16	2.597,62 a
Agrat. 550 <sup>3/</sup>	46,33 j	P.V-11	39,03 f	BR 16	116,00 j	P.V-11	53,67 h	CAC 1	1,00 b	P.V-11	1.914,29 a

<sup>1/</sup> Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey.

<sup>2/</sup> FT-C.RC4 = 'FT Cristalina RC4'.

<sup>3/</sup> Agrat. 550 = 'Agratech 550'.

P.V-11 (128,33 dias) apresentou ciclo menor do que o genitor mais precoce, Agratech 550 (131,67 dias), mas não diferiu significativamente deste. Observou-se a predominância de linhagens com ciclo maior que o de CAC 1 (padrão de ciclo semitardio), apesar de apenas quatro linhagens apresentarem ciclo significativamente superior a este padrão (Quadro 12).

Em termos de altura da planta no florescimento (APF), também foram observadas linhagens fora do intervalo dos genitores; no entanto, sem apresentarem diferenças significativas em relação a pelo menos um destes (Quadro 12). Predominaram linhagens com altura superior a CAC 1 (80,3 cm), sendo que oito linhagens não diferiram significativamente de FT Cristalina RC4 (101,33 cm). Já em relação à altura da planta na maturação (APM), as linhagens P.V-1 (142,8 cm), P.V-5 (136,2 cm), P.V-14 (127,7 cm) e P.V-12 (126,23 cm) foram as mais altas, diferindo significativamente dos demais tratamentos. Observou-se que FT Cristalina RC4, que no florescimento configurava no grupo de plantas mais altas, na maturação apresentou altura inferior inclusive a UFV 19, mesmo não diferindo significativamente desta. Treze linhagens apresentaram APM superior ao genitor de maior altura, FT Cristalina RC4 (105,83 cm), mas apenas quatro foram significativamente mais altas. Somente duas linhagens apresentaram APM inferior a Agratech 550 (82,4 cm), não diferindo significativamente de BR 16, padrão de ciclo semiprecoce.

A linhagem P.V-1 (nota 3,67) foi a mais suscetível ao acamamento (ACM), não diferindo significativamente de FT Cristalina RC4 (1,83) e outras cinco linhagens, conforme pode ser observado no Quadro 12. P.V-1 é exatamente o tratamento que apresentou maior APM; no entanto, dentre os demais tratamentos com altas notas para acamamento, vários apresentaram APM intermediária, mostrando que não há uma relação direta entre estas duas características. Destaca-se P.V-9, P.V-11, P.V-13 e CAC 1, tratamentos que não apresentaram acamamento (nota 1,0); no entanto, não diferiram significativamente dos outros tratamentos, à exceção de P.V-1.

Para produção de grãos (PRO), o teste F da Anova não indicou diferença significativa entre os tratamentos, mesmo assim procedeu-se a análise comparativa das médias, mas, conforme esperado, as médias não diferiram estatisticamente (Quadro 12). No entanto, observa-se que houve grande variação entre os tratamentos quanto a esta característica e a não-

detecção de diferenças significativas pode ser atribuída à baixa precisão experimental, conforme mostra o coeficiente de variação (23,01%), apresentado no Quadro 11. Ainda, quanto a PRO, destaca-se, especialmente, a linhagem P.V-5, que produziu 3.842,86 kg/ha, correspondendo a 98,63% da produtividade de CAC 1, enquanto UFV 19 produziu 3.729,76 kg/ha (95,72% da produção de CAC 1). No entanto, o ciclo da linhagem P.V-5 foi de 150 dias, enquanto o ciclo de UFV 19 e CAC 1 foi de 136 e 139 dias, respectivamente. Destaca-se, ainda, que 13 das 15 linhagens avaliadas tiveram produtividade acima da média do genitor de melhor desempenho, que foi FT Cristalina RC4 (2.633,33 kg/ha).

A população P.V, juntamente com a P.IV, foi eleita para continuar sendo estudada; para tanto, foram selecionadas algumas das linhagens mais promissoras destas populações para um novo ciclo de avaliações. Os critérios que levaram à escolha destas duas populações são apresentados e discutidos no item 4.1.1, em que, por meio de análise agrupada e contrastes entre populações, avaliou-se o potencial das mesmas.

As seis linhagens de maior produtividade, P.V-5, P.V-12, P.V-14, P.V-13, P.V-15 e P.V-7, todas com produtividade acima de 3.000 kg/ha, foram novamente avaliadas no segundo ensaio (ano 2001). As linhagens selecionadas para nova avaliação completaram seu ciclo (DPM) entre 139 e 149 dias, ou seja, foram intermediárias a CAC 1 e FT Cristalina RC4, padrões de ciclo semitardio e tardio, respectivamente (EMBRAPA, 1998). Quanto a APM, variaram de 115 a 136 cm, não diferindo estatisticamente de UFV 19 e, apesar da altura, em especial da linhagem P.V-5 (136,20 cm), esta apresentou satisfatória resistência ao acamamento, obtendo nota 1,67 (Quadro 12). Assim, tomando como base o conjunto de caracteres avaliados consideraram-se estas linhagens promissoras, justificando um novo ensaio de avaliação.

#### **4.1.1. Análise agrupada do primeiro ensaio**

Além das comparações entre as linhagens de cada população, objetivou-se também comparar as diferentes populações, o que foi realizado por meio da análise de variância agrupada dos cinco experimentos do primeiro ensaio, e da comparação entre pares de populações, realizada a partir da

construção de contrastes entre as mesmas. A análise agrupada foi realizada conforme o modelo sugerido por CRUZ (2001) e detalhado por CRUZ e CARNEIRO (2003).

Para realização da análise agrupada verificou-se primeiramente a homogeneidade dos quadrados médios do resíduo (QMR) das análises de variâncias dos experimentos. A relação entre o maior e o menor QMR foi inferior a sete para todos os caracteres, indicando que os experimentos podem ser reunidos para análise agrupada (GOMES, 2000).

O resumo da análise de variância agrupada do primeiro ensaio está apresentado no Quadro 13, o qual indica que houve diferença significativa entre os experimentos para todos os caracteres, fato esperado, já que estes são constituídos predominantemente por tratamentos diferentes. Esta análise evidenciou ainda que há diferenças significativas entre as quatro testemunhas, para todos os caracteres avaliados. Vale recordar que na análise agrupada foram considerados os quatro padrões comuns aos cinco experimentos (BR 16, UFV 19, CAC 1 e FT Cristalina RC4).

A não-significância da interação entre padrões e experimentos evidencia a legitimidade da análise agrupada e da correção das médias, já que o comportamento dos quatro padrões foi consistente nos cinco experimentos, considerando os seis caracteres avaliados (Quadro 13), indicando uniformidade ambiental. Conforme destacam CRUZ e CARNEIRO (2003), a não-significância da interação entre padrões e experimentos indica que o comportamento dos padrões mede unicamente a qualidade do ambiente avaliado, viabilizando assim, a correção das médias a partir dos efeitos ambientais estimados com base nestes padrões.

A significância dos quadrados médios de linhagens dentro de experimentos e do contraste de padrões *versus* linhagens dentro de experimentos (Quadro 13) indica que há pelo menos um contraste entre linhagens e um contraste entre padrões e linhagens diferindo de zero, considerando cada um dos caracteres avaliados, fato já comprovado nas análises individuais anteriormente discutidas.

Na análise agrupada os coeficientes de variação experimental foram baixos para os caracteres relacionados ao ciclo e à altura; alto, para produção de grãos; e muito alto, para acamamento. Este padrão de comportamento já

Quadro 13 – Resumo da análise de variância agrupada de seis caracteres de soja avaliados em cinco experimentos (1.I, 1.II, 1.III, 1.IV e 1.V) do primeiro ensaio, sendo os tratamentos de cada experimento constituídos por 15 linhagens, respectivamente das populações I, II, III, IV e V, além de quatro padrões comuns aos cinco experimentos. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

FV	GL	QM <sup>2/</sup>					
		DPF <sup>1/</sup>	APF	DPM	APM	ACM	PRO
Bloco/(E)	10	99,3825	778,9766	254,4842	658,6569	1,9351	1223044,6977
Experimento (E)	4	81,0123**	1239,7606**	160,8737**	2460,2232**	9,9417**	2656262,4897**
Padrão (P)	3	1213,0000**	7887,6536**	3301,9278**	5493,6575**	1,8278**	6665070,2259**
P x E	12	1,7639 <sup>n.s.</sup>	52,8388 <sup>n.s.</sup>	9,4000 <sup>n.s.</sup>	102,1981 <sup>n.s.</sup>	0,4215 <sup>n.s.</sup>	139686,2877 <sup>n.s.</sup>
Linhagens (L)/E	70	65,5714**	664,0207**	120,2775**	814,1738**	1,5197**	796577,9437**
(P vs L)/E	5	172,1982**	1280,8686**	484,9392**	1432,6594**	4,3793**	2886761,5743**
Resíduo	180	2,3380	46,9313	13,7324	40,9697	0,4101	372640,6316
Média geral		62,98	88,27	142,06	110,14	1,90	3.006,25
Média das linhagens		63,85	90,58	143,56	112,39	2,02	2.914,21
Média dos padrões		59,7	79,62	136,45	101,69	1,45	3.351,43
CV%		2,43	7,76	2,61	5,81	33,67	20,31

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \* e \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

era esperado com base nas análises individuais, em que os CVs para produção de grãos variaram de médio a alto, enquanto para ACM variaram de alto a muito alto, segundo a classificação proposta por GOMES (2000). Comparando a média geral das linhagens (cinco populações) com a dos padrões observa-se que estas são plantas de maior altura, mais suscetíveis ao acamamento e menos produtivas (Quadro 13).

Os contrastes entre médias (ajustadas) de populações foram testados por meio do teste F, sendo o resumo dos resultados apresentado no Quadro 14. Em relação aos caracteres avaliados, destaca-se o caráter DPM, no qual apenas dois contrastes entre populações foram significativos (P.I vs P.V e P.II vs P.V). Para os demais caracteres predominaram contrastes significativos, sendo no mínimo de seis dos dez contrastes, em cada caráter, significativamente diferentes de zero.

No Quadro 15 há uma representação esquemática dos resultados obtidos pelo teste dos contrastes entre populações apresentados no Quadro 14; esta representação visa apenas facilitar a visualização dos resultados. As populações seguidas por uma barra contínua não diferiram significativamente da população identificada acima da barra. Assim, com base no Quadro 15 podem-se visualizar as diferenças entre populações.

Em relação a DPF, as populações P.V e P.I foram as mais precoces (62 dias), diferindo significativamente das demais; ao passo que as populações P.III e P.II foram mais tardias (64 e 65 dias, respectivamente) (Quadro 15). Destaca-se que, apesar da significância dos contrastes, a diferença entre as médias da população mais precoce e a mais tardia é de menos de três dias. A significância destes contrastes se deve à precisão experimental obtida na avaliação deste caráter, conforme evidenciado pelos coeficientes de variação (Quadro 13).

A população II apresentou APF (96,583 cm) significativamente superior às demais, enquanto a P.IV teve APF (84,698 cm) significativamente inferior às demais populações. Observa-se que, quanto às médias das populações, houve associação positiva entre DPF e APF, de forma que populações de ciclo mais tardio tenderam a apresentar maior altura no florescimento (Quadro 15).

Quadro 14 – Médias ajustadas e quadrados médios dos contrastes entre as cinco populações de soja, considerando os seis caracteres avaliados no primeiro ensaio. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

Populações	DPF <sup>1/</sup>	APF	DPM	APM	ACM	PRO
	Médias ajustadas					
P.I (CEPS 7716 x Doko RC)	62,994	89,171	142,767	115,888	2,256	2.603,394
P.II (CEPS 8926 x IAC 8)	65,244	96,583	142,800	113,488	2,092	2.933,294
P.III (CEPS 8926 x FT Cristalina)	64,567	92,155	143,944	114,496	2,453	2.513,273
P.IV (Coker 6738 x FT Cristalina RC4F <sub>4</sub> )	63,811	84,698	143,389	100,580	1,372	3.447,817
P.V (Agratech 550 x FT Cristalina RC4F <sub>4</sub> )	62,650	90,287	144,900	117,499	1,939	3.073,254

Contrastes	Quadrados Médios <sup>2/</sup>					
	P.I vs P.II	113,9056 **	1236,1726 **	0,0250 <sup>n.s.</sup>	129,6000 <sup>n.s.</sup>	0,6044 <sup>n.s.</sup>
P.I vs P.III	55,6172 **	200,4048 <sup>n.s.</sup>	31,2109 <sup>n.s.</sup>	43,6463 <sup>n.s.</sup>	0,8752 <sup>n.s.</sup>	182741,2987 <sup>n.s.</sup>
P.I vs P.IV	15,0065 *	450,1296 **	8,7109 <sup>n.s.</sup>	5273,1452 **	17,5563 **	16043629,3100 **
P.I vs P.V	2,6695 <sup>n.s.</sup>	28,0563 <sup>n.s.</sup>	102,4000 *	58,4020 <sup>n.s.</sup>	2,2561 *	4967289,3000 **
P.II vs P.III	10,3360 <sup>n.s.</sup>	441,1178 **	29,4696 <sup>n.s.</sup>	22,8261 <sup>n.s.</sup>	2,9343 *	3969385,3170 **
P.II vs P.IV	46,2241 **	3178,1976 **	7,8027 <sup>n.s.</sup>	3749,3855 **	11,6457 **	5956532,4390 **
P.II vs P.V	151,4502 **	891,7648 **	99,2256 *	362,0008 **	0,5250 <sup>n.s.</sup>	440753,2845 <sup>n.s.</sup>
P.III vs P.IV	12,8441 *	1251,2279 **	6,9446 <sup>n.s.</sup>	4357,3056 **	26,2712 **	19650890,2300 **
P.III vs P.V	82,6563 **	78,4930 <sup>n.s.</sup>	20,5446 <sup>n.s.</sup>	203,0241 *	5,9416 **	7055526,7520 **
P.IV vs P.V	30,3350 **	702,9431 **	51,3784 <sup>n.s.</sup>	6441,4348 **	7,2253 **	3156692,4220 *

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \* e \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

Quadro 15 – Médias ajustadas de seis caracteres e representação esquemática da significância dos contrastes entre as cinco populações de soja avaliadas no primeiro ensaio. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

DPF <sup>1/</sup>							APF						DPM					
Pop. <sup>2/</sup>	Média	P.II	P.III	P.IV	P.I	P.V	Média	P.II	P.III	P.V	P.I	P.IV	Média	P.V	P.III	P.IV	P.II	P.I
P.II	65,244	<sup>3/</sup>					P.II	96,583					P.V	144,900				
P.III	64,567						P.III	92,155					P.III	143,944				
P.IV	63,811						P.V	90,287					P.IV	143,389				
P.I	62,994						P.I	89,171					P.II	142,800				
P.V	62,650						P.IV	84,698					P.I	142,767				
APM							ACM						PRO					
	Média	P.V	P.I	P.III	P.II	P.IV	Média	P.III	P.I	P.II	P.V	P.IV	Média	P.IV	P.V	P.II	P.I	P.III
P.V	117,499						P.III	2,453					P.IV	3.447,817				
P.I	115,888						P.I	2,256					P.V	3.073,254				
P.III	114,496						P.II	2,092					P.II	2.933,294				
P.II	113,488						P.V	1,939					P.I	2.603,394				
P.IV	100,580						P.IV	1,372					P.III	2.513,273				

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> P.I = CEPS 7716 x Doko RC; P.II = CEPS 8926 x IAC 8; P.III = CEPS 8926 x FT Cristalina; P.IV = Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>; e P.V = Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

<sup>3/</sup> As barras verticais indicam as populações cujos contrastes com a população acima das barras foram não-significativos, pelo teste t (5%).

Quanto a DPM, houve pouca variação entre as médias de populações e, apesar do baixo CV% (Quadro 13), apenas dois contrastes foram significativamente diferentes de zero (P.II vs P.V e P.I vs P.V). Destaca-se, ainda, que a população V foi a mais precoce quanto à DPF; no entanto, quanto à maturação (DPM), foi a mais tardia. Esta população (P.V) apresentou ainda a maior APM. Já a população IV, repetindo o observado quanto à APF, foi também a de menor altura média na maturação.

As populações P.IV e P.V destacaram-se como as mais resistentes ao acamamento (ACM), sendo que a população V não diferiu significativamente da P.II. Destaca-se que a população V apresentou a maior APM; no entanto, apesar da altura, mostrou-se resistente ao acamamento.

A PRO ao lado de DPF foram os caracteres que mais diferenciaram as populações no sentido de que oito dos dez contrastes testados em cada carácter foram significativamente diferentes de zero. Assim, a população IV apresentou média de produtividade ajustada (3.447,817 kg/ha) significativamente maior à demais. Já a população V apresentou a segunda maior média ajustada (3.073,254 kg/ha), mas esta não diferiu significativamente da P.II.

Considerando agora simultaneamente as características avaliadas, elegeram-se as populações P.IV e P.V para nova avaliação. Esta escolha deve-se, principalmente, ao potencial produtivo das mesmas (>3.000 kg/ha), aliado à resistência ao acamamento demonstrada pelas mesmas. Como um dos objetivos foi manter algum nível de variabilidade genética entre populações, considerou-se, ainda, a frequência de contrastes significativos em cada população como um critério para escolha de populações para o próximo ensaio. Destacaram-se, novamente, as P.IV e P.V, com 20 e 16 contrastes significativos, respectivamente (Quadro 14). Nas populações P.I, P.II e P.III foram detectados, respectivamente, 12, 15 e 13 contrastes significativos, num total de 24 contrastes testados para cada população. Os 24 contrastes por população foram constituídos de quatro contrastes para cada população em cada um dos seis caracteres avaliados.

## 4.2. Segundo ensaio – Ano 2001

Na população IV, geração F<sub>7</sub>, avaliada no segundo ensaio, foram detectadas diferenças significativas entre linhagens quanto aos caracteres DPF, DPM, APM, A1V, PCS e PRO (Quadro 16), enquanto para padrões, o teste F foi significativo em todos os caracteres, à exceção de ACM. O contraste entre linhagens e padrões foi significativo para DPF, DPM, NVP, NSV, PCS e PRO. A significância destes contrastes evidenciou a superioridade média das linhagens em relação aos padrões quanto aos caracteres relacionados ao ciclo e para NVP e PRO. Os coeficientes de variação obtidos neste experimento variaram de baixo, para os caracteres DPF, DPM, ACM, NSV, PCS, a médio, para os demais caracteres (GOMES, 2000).

O Quadro 17 apresenta as médias e os resultados da análise comparativa de médias para os caracteres, em que o teste F indicou a existência de diferenças significativas entre os tratamentos do experimento 2.IV, onde se avaliou a população IV. Quanto à DPF, as seis linhagens avaliadas apresentaram médias intermediárias (51,75 a 57,75 dias) aos genitores, porém, significativamente superiores ao Coker 6738, que é o genitor mais precoce. Apenas a linhagem P.IV-1 teve APF significativamente inferior à FT Cristalina RC4; por outro lado, todas as linhagens apresentaram APF significativamente superior ao Coker 6738.

Em relação ao DPM, as linhagens não diferiram significativamente de FT Cristalina RC4, CAC 1 e UFV 19 (139, 131 e 128 dias, respectivamente), enquanto Coker 6738 e BR 16 apresentaram ciclo significativamente inferior aos demais tratamentos. Para APM, o comportamento dos genótipos foi semelhante ao ocorrido para DPM, ou seja, as linhagens não diferiram significativamente de UFV 19, FT Cristalina RC4 e CAC 1 (77,50, 74,5 e 68 cm, respectivamente), mas todas as linhagens apresentaram APM superior ao BR 16 e ao Coker 6738, porém, a diferença em alguns casos não foi significativa.

O comportamento geral das linhagens quanto aos caracteres relacionados ao ciclo e à altura demonstram que a seleção realizada nas gerações anteriores privilegiou genótipos que se assemelhavam ao genitor FT Cristalina RC4 (ciclo tardio), bem como aos padrões CAC 1 e UFV 19 (ciclo: semitardio e médio, respectivamente), conforme apresentado no Quadro 17.

Quadro 16 – Resumo da análise de variância de dez caracteres do experimento com a população IV no segundo ensaio (2.IV), em que se avaliaram seis linhagens F<sub>7</sub> de soja, oriundas do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>. Viçosa-MG. Ano 2001

FV	GL	QM <sup>2/</sup>									
		DPF <sup>1/</sup>	APF	DPM	APM	ACM	A1V	NVP	NSV	PCS	PRO <sup>3/</sup>
Bloco	3	5,0303	283,9015	47,1818	974,2424	0,0001	12,2520	237,7652	0,0365	4,7110	120,7977
Tratamento	(10)	331,6727**	441,2682**	719,2409**	977,1136**	0,0001 <sup>n.s.</sup>	136,9157**	456,5643**	0,0678**	13,3184**	65,9868**
Linhagens (L)	5	28,1750*	74,0667 <sup>n.s.</sup>	116,3667**	363,7667*	0,0001 <sup>n.s.</sup>	29,2796**	92,5748 <sup>n.s.</sup>	0,0151 <sup>n.s.</sup>	3,1709*	27,3656**
Padrões (P)	4	543,9250**	968,7500**	1156,8250**	1888,8000**	0,0001 <sup>n.s.</sup>	300,7607**	740,9425**	0,1328**	20,8204**	102,8424**
L vs P	1	1000,1523**	167,3485 <sup>n.s.</sup>	1983,2758**	397,1030 <sup>n.s.</sup>	0,0001 <sup>n.s.</sup>	19,7157 <sup>n.s.</sup>	1138,9986**	0,0714*	34,0482**	111,6704**
Resíduo	30	7,7636	46,9348	31,1318	122,9258	0,0001	6,3760	54,5959	0,0165	0,8870	6,8582
Média geral		50,27	44,39	127,95	61,09	1,00	19,92	41,93	1,82	13,28	1.831,17
Média das linhagens		54,63	46,17	134,08	63,83	1,00	20,53	46,58	1,78	12,48	1.976,60
Média dos padrões		45,05	42,25	120,60	57,80	1,00	19,18	36,36	1,86	14,24	1.656,65
CV%		5,54	15,43	4,36	18,15	0,01	12,68	17,62	7,07	7,09	14,30

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; A1V = altura da inserção da primeira vagem; NVP = número de vagens por planta; NSV = número de sementes por vagem; PCS = peso de 100 sementes; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \* e \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

<sup>3/</sup> Os QMs do carácter PRO foram divididos por 10.000.

Quadro 17 – Resultado da análise comparativa das médias de nove caracteres de soja do experimento com a população IV (geração F<sub>7</sub> do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>) no segundo ensaio (2.IV). Viçosa-MG. Ano 2001

Dias para floração (DPF)		Altura da planta na floração (APF)		Dias para maturação (DPM)		Altura da planta na maturação (APM)		Acamamento (ACM)	
Tratamento	Média <sup>1/</sup>	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média
FT-Crist. RC4 <sup>2/</sup>	59,75 a	FT-Crist. RC4	59,00 a	P.IV-1	141,25 a	UFV 19	77,50 a	P.IV-6	1,03
P.IV-7	57,75 ab	P.IV-7	53,00 ab	FT-Crist. RC4	139,00 a	P.IV-8	76,25 a	P.IV-15	1,00
P.IV-1	56,75 ab	UFV 19	50,50 ab	P.IV-7	137,75 a	P.IV-7	75,25 a	P.IV-8	1,00
P.IV-8	56,50 ab	CAC 1	49,50 ab	P.IV-6	137,25 a	FT-Crist. RC4	74,50 a	P.IV-7	1,00
P.IV-2	52,75 bc	P.IV-8	48,75 ab	P.IV-8	131,00 a	CAC 1	68,00 a	P.IV-2	1,00
P.IV-6	52,25 bc	P.IV-2	46,25 abc	CAC 1	131,00 a	P.IV-2	61,50 ab	P.IV-1	1,00
P.IV-15	51,75 bc	P.IV-15	45,00 abc	P.IV-2	129,50 a	P.IV-15	58,00 ab	BR 16	1,00
UFV 19	49,00 c	P.IV-6	43,25 abc	UFV 19	128,00 a	P.IV-1	58,00 ab	CAC 1	1,00
CAC 1	48,25 c	P.IV-1	40,75 bc	P.IV-15	127,75 a	P.IV-6	54,00 abc	Coker 6738	1,00
BR 16	39,75 d	BR 16	31,00 cd	Coker 6738	102,75 b	BR 16	38,50 bc	FT-Crist. RC4	1,00
Coker 6738	28,50 e	Coker 6738	21,25 d	BR 16	102,25 b	Coker 6738	30,50 c	UFV 19	1,00

Altura de inserção da 1ª vagem (A1V)		Número de vagens por planta (NVP)		Número de sementes por vagem (NSV)		Peso de 100 sementes (PCS)		Produção de grãos (PRO)	
Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média
FT-Crist. RC4	32,42 a	P.IV-7	52,63 a	CAC 1	2,16 a	Coker 6738	17,41 a	P.IV-7	2.416,84 a
P.IV-8	23,75 b	UFV 19	51,21 a	UFV 19	1,86 ab	BR 16	15,29 ab	CAC 1	2.283,12 ab
P.IV-15	22,42 bc	P.IV-1	50,08 a	BR 16	1,86 ab	CAC 1	14,36 bc	P.IV-6	2.145,01 ab
UFV 19	22,17 bcd	P.IV-6	49,33 a	P.IV-15	1,85 ab	P.IV-7	13,75 bcd	UFV 19	2.023,35 ab
P.IV-2	21,46 bcd	FT-Crist. RC4	46,42 a	P.IV-8	1,83 b	P.IV-6	12,99 bcde	P.IV-15	1.927,79 ab
P.IV-7	21,04 bcd	P.IV-2	44,50 a	P.IV-6	1,80 b	P.IV-2	12,59 cde	P.IV-1	1.854,68 abc
P.IV-1	17,38 cd	P.IV-15	42,58 ab	P.IV-7	1,78 b	P.IV-15	12,48 cde	P.IV-2	1.815,74 abc
P.IV-6	17,13 cd	P.IV-8	40,33 ab	P.IV-2	1,72 b	UFV 19	12,41 cde	P.IV-8	1.699,52 bcd
CAC 1	16,00 d	CAC 1	39,29 ab	FT-Crist. RC4	1,71 b	P.IV-1	11,88 de	FT-Crist. RC4	1.652,30 bcd
BR 16	15,96 d	BR 16	25,83 bc	Coker 6738	1,71 b	FT-Crist. RC4	11,74 de	BR 16	1.241,61 cd
Coker 6738	9,38 e	Coker 6738	19,04 c	P.IV-1	1,70 b	P.IV-8	11,16 e	Coker 6738	1.082,88 d

<sup>1/</sup> Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey.

<sup>2/</sup> FT-Crist. RC4 = 'FT Cristalina RC4'.

Neste experimento observou-se associação positiva no comportamento dos genótipos quanto a APM e a A1V (Quadro 17), de forma que plantas mais altas tenderam também a apresentar maior altura de inserção da primeira vagem, concordando com os resultados obtidos por ALMEIDA (1979) e GILIOI (1979). Quanto à A1V, novamente as linhagens apresentaram comportamento intermediário e significativamente diferente dos genitores. À exceção de Coker 6738, os demais genótipos apresentaram A1V superior ao mínimo desejado para viabilizar a colheita mecânica, que é de 10 a 12 cm, em solos de topografia plana (SEDIYAMA et al., 1999). Por outro lado, FT Cristalina RC4 apresentou A1V excessivamente alta (32,42 cm), ou seja, não havia vagens no terço inferior da planta, o que comprometeu sua produtividade.

Quanto aos componentes primários da produção (NVP, NSV e PSC), as linhagens novamente não diferiram significativamente de FT Cristalina RC4, confirmando mais uma vez que nas gerações anteriores foram selecionadas predominantemente linhagens semelhantes a este genitor. Obviamente não poderiam ser selecionadas linhagens semelhantes ao genitor Coker 6738, o qual não é adaptado ao cultivo nas condições brasileiras, em especial às baixas latitudes, apresentando desempenho produtivo e vegetativo muito abaixo do desejado nestas condições. Uma característica específica de Coker 6738 é o tamanho da semente, com PCS igual a 17,41 g, em oposição ao PCS de FT Cristalina RC4 (11,74 g); assim, apesar do pequeno número de vagens por planta a produção de grãos daquela não diferiu significativamente da PRO de FT Cristalina RC4 (Quadro 17).

Os genótipos P.IV-7, P.IV-6, P.IV-15, P.IV-1, P.IV-2, CAC 1 e UFV 19 apresentaram produtividade variando de 1.815,74 a 2.416,84 kg/ha, mas não diferiram estatisticamente entre si (Quadro 17). As linhagens superaram os dois genitores, mesmo que algumas linhagens não tenham diferido significativamente de FT Cristalina RC4. Destacam-se especialmente as linhagens P.IV-7 (2.416,84 kg/ha), que superou CAC 1 (2.283,12 kg/ha) e P.IV-6 (2.145,01 kg/ha), que superou a produção de UFV 19 (2.023,35 kg/ha), ambos cultivares com ampla aceitação entre sojicultores de algumas regiões do Centro Oeste. No entanto, ressalta-se a necessidade de novas avaliações destas linhagens (mais locais e mais anos) para inferir sobre o verdadeiro valor destas linhagens. Neste sentido, observa-se que no primeiro ensaio (Quadro 10), P.IV-7 teve

desempenho inferior ao CAC 1 e ao UFV 19. Já a linhagem P.IV-6 teve comportamento relativamente semelhante nos dois ensaios, considerando como referência os padrões CAC 1 e UFV 19. Destaca-se, ainda, a diferença entre a produtividade média obtida nos experimentos, em que se avaliou a população IV, nos anos 1998/99 e 2001. Comparando a média dos padrões no primeiro ensaio (3.107,38 kg/ha) com a média dos mesmos no segundo ensaio (1.656,65 kg/ha), pode-se afirmar que as condições ambientais foram determinantes para baixa produtividade do segundo ensaio.

Ainda, no Quadro 17, observa-se que houve associação positiva entre o NVP e a PRO, à exceção do padrão CAC 1, que, apesar de apresentar menor número de vagens, destacou-se quanto à produção de grãos, em consequência de seu maior número de sementes por vagem.

Entre as seis linhagens da população V avaliadas no segundo ensaio, o teste F indicou a presença de contrastes significativos apenas para os caracteres DPF, APF e PCS. Em oposição, entre os padrões, apenas para os caracteres ACM e NVP, não foram detectados contrastes significativos pelo teste F, conforme apresentado no Quadro 18. O contraste entre linhagens e padrões foi significativo para DPF, APF, DPM, APM, A1V e PCS, indicando sempre a superioridade da média das linhagens sobre a média dos padrões. Os coeficientes de variação foram baixos para os caracteres DPF, DPM, NSV e PCS, e médios para os demais caracteres (GOMES, 2000).

Para os caracteres em que foram detectados efeitos significativos de tratamentos, no experimento em que se avaliou a população V, no segundo ensaio, realizou-se o teste de médias, que é apresentado no Quadro 19. À semelhança do observado no experimento 2.IV, as linhagens da população V, para os caracteres relacionados ao ciclo e ao porte da planta, apresentaram médias superiores ao Agratech 550 (genitor não-adaptado) e, em geral próximas ou superiores ao FT Cristalina RC4, da qual não diferiram significativamente.

As linhagens da população V se caracterizam pela altura, entre 84,25 e 103,25 cm, todas mais altas que FT Cristalina RC4 (não diferindo significativamente), e pelo ciclo tardio (142 a 150 dias), semelhante ao genitor mais tardio, FT Cristalina RC4 (Quadro 19). O ciclo tardio e a altura foram positivamente associados à produção de grãos. Com a seleção das plantas e famílias mais produtivas nas gerações anteriores, indiretamente selecionaram-

Quadro 18 – Resumo da análise de variância de dez caracteres do experimento com a população V no segundo ensaio (2.V), em que se avaliaram seis linhagens F<sub>7</sub> de soja, oriundas do cruzamento de Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>. Viçosa-MG. Ano 2001

FV	GL	QM <sup>2/</sup>									
		DPF <sup>1/</sup>	APF	DPM	APM	ACM	A1V	NVP	NSV	PCS	PRO <sup>3/</sup>
Bloco	3	128,3258	217,6364	148,0227	928,2424	0,0909	6,7667	261,1382	0,0235	2,5938	154,1966
Tratamento	(10)	385,4409**	546,8682**	590,7636**	1132,5181**	0,0409 <sup>n.s.</sup>	54,2144**	95,0903 <sup>n.s.</sup>	0,0547*	10,4110**	45,0776**
Linhagens (L)	5	58,6000**	208,3417**	34,1667 <sup>n.s.</sup>	254,6417 <sup>n.s.</sup>	0,0667 <sup>n.s.</sup>	10,9043 <sup>n.s.</sup>	57,9341 <sup>n.s.</sup>	0,0264 <sup>n.s.</sup>	1,9234*	23,3193 <sup>n.s.</sup>
Padrões (P)	4	407,9250**	473,1750**	625,8000**	745,3750*	0,0000 <sup>n.s.</sup>	88,5816**	163,5068 <sup>n.s.</sup>	0,1034**	22,4571**	78,9782**
L vs P	1	1929,7091**	2534,2735**	3233,6030**	7070,4735**	0,0758 <sup>n.s.</sup>	133,2961**	7,2050 <sup>n.s.</sup>	0,0010 <sup>n.s.</sup>	4,6645*	18,2673 <sup>n.s.</sup>
Resíduo	30	8,3924	49,0864	78,6727	186,5424	0,0409	12,2978	61,3935	0,0245	0,6174	10,4905
Média geral		58,70	54,36	139,34	83,64	1,05	23,97	39,95	1,76	14,87	1.826,07
Média das linhagens		64,75	61,29	147,17	95,21	1,08	25,56	40,32	1,76	15,17	1.884,89
Média dos padrões		51,45	46,05	129,95	69,75	1,00	22,07	39,51	1,77	14,52	1.755,48
CV%		4,93	12,89	6,37	16,33	19,35	14,63	19,61	8,88	5,28	17,74

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; A1V = altura da inserção da primeira vagem; NVP = número de vagens por planta; NSV = número de sementes por vagem; PCS = peso de 100 sementes; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \* e \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

<sup>3/</sup> Os QM's do caráter PRO foram divididos por 10.000.

Quadro 19 – Resultado da análise comparativa das médias de oito caracteres de soja do experimento com a população V (geração F<sub>7</sub> do cruzamento de Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>) no segundo ensaio (2.V). Viçosa-MG. Ano 2001

Dias para floração (DPF)		Altura da planta na floração (APF)		Dias para maturação (DPM)		Altura da planta na maturação (APM)		Acamamento (ACM)	
Tratamento	Média <sup>1/</sup>	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média
P.V-5	69,75 a	P.V-5	68,25 a	P.V-5	150,25 a	P.V-5	103,25 a	P.V-12	1,25
P.V-12	69,00 a	P.V-14	66,25 a	P.V-14	149,75 a	P.V-12	103,25 a	P.V-14	1,25
FT-Crist. RC4 <sup>2/</sup>	65,25 ab	P.V-12	64,00 ab	P.V-13	148,75 a	P.V-15	98,25 a	P.V-5	1,00
P.V-14	64,00 ab	P.V-15	63,75 ab	FT-Crist. RC4	147,50 a	P.V-14	94,75 a	P.V-13	1,00
P.V-13	63,75 ab	FT-Crist. RC4	59,25 ab	P.V-12	146,25 ab	P.V-7	87,50 ab	P.V-15	1,00
P.V-7	61,50 bc	P.V-7	56,50 ab	P.V-7	145,25 ab	P.V-13	84,25 abc	P.V-7	1,00
P.V-15	60,50 bcd	CAC 1	53,25 ab	P.V-15	142,75 ab	UFV 19	82,25 abc	Agratech 550	1,00
CAC 1	55,00 cd	P.V-13	49,00 bc	UFV 19	132,00 ab	FT-Crist. RC4	80,50 abc	FT-Crist. RC4	1,00
UFV 19	53,50 d	UFV 19	47,75 bc	CAC 1	132,00 abc	CAC 1	75,25 abc	BR 16	1,00
BR 16	44,25 e	Agratech 550	35,00 c	Agratech 550	125,25 abc	Agratech 550	59,25 bc	UFV 19	1,00
Agratech 550	39,25 e	BR 16	35,00 c	BR 16	113,00 c	BR 16	51,50 c	CAC 1	1,00

Altura de inserção da primeira vagem (A1V)		Número de vagens por planta (NVP)		Número de sementes por vagem (NSV)		Peso de 100 sementes (PCS)		Produção de grãos (PRO)	
Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média	Tratamento	Média
FT-Crist. RC4	29,33 a	UFV 19	45,38	CAC 1	1,98 a	Agratech 550	17,58 a	CAC 1	2.462,83 a
P.V-15	26,92 ab	P.V-5	44,92	P.V-7	1,86 ab	P.V-14	16,09 ab	P.V-15	2.157,18 ab
P.V-5	26,79 ab	FT-Crist. RC4	44,54	BR 16	1,85 ab	BR 16	15,91 ab	P.V-5	1.975,87 abc
P.V-12	26,75 ab	P.V-15	43,79	P.V-15	1,81 ab	P.V-12	15,84 ab	P.V-7	1.963,65 abc
P.V-7	25,75 abc	P.V-13	41,79	P.V-5	1,77 ab	P.V-13	15,24 b	P.V-13	1.907,24 abc
P.V-14	24,29 abc	CAC 1	40,67	P.V-13	1,74 ab	P.V-15	14,95 b	P.V-12	1.870,11 abc
UFV 19	23,96 abc	P.V-12	38,75	UFV 19	1,73 ab	CAC 1	14,75 b	UFV 19	1.807,46 abc
P.V-13	22,86 abc	P.V-7	37,54	Agratech 550	1,73 ab	P.V-5	14,52 b	BR 16	1.637,03 bc
Agratech 550	20,63 bc	BR 16	37,33	P.V-12	1,72 ab	P.V-7	14,37 b	FT-Crist. RC4	1.618,57 bc
CAC 1	18,63 bc	P.V-14	35,14	P.V-14	1,63 ab	UFV 19	12,25 c	P.V-14	1.435,28 bc
BR 16	17,79 c	Agratech 550	29,63	FT-Crist. RC4	1,54 b	FT-Crist. RC4	12,09 c	Agratech 550	1.251,54 c

<sup>1/</sup> Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente, a 5% de probabilidade, pelo teste de Tukey.

<sup>2/</sup> FT-Crist. RC4 = 'FT Cristalina RC4'.

se também plantas mais altas e mais tardias. Os coeficientes de correlação e a simulação de estratégias de seleção sobre a produção nas gerações anteriores destas populações corroboram com esta afirmativa, conforme resultados apresentados por BACKES et al. (2003). No entanto, apesar da altura das linhagens, estas se mostraram resistentes ao acamamento, sendo que apenas as linhagens P.V-12 e P.V-14 mostraram algum nível de acamamento (nota 1,25).

Conforme já havia sido constatado no experimento 2.IV, a A1V é excessiva principalmente em FT Cristalina RC4, e também em algumas linhagens. É desejável que esta seja de 12 a 15 cm, de acordo com a topografia do terreno (SEDIYAMA et al., 1999). No entanto, as linhagens herdaram esta característica do genitor FT Cristalina RC4 e, como as linhagens com maior A1V estão entre as mais produtivas, esta característica foi indiretamente selecionada (Quadro 19). As linhagens da população IV apresentaram menor A1V em comparação com as linhagens da população V. Neste sentido, destaca-se que os genitores não-adaptados foram divergentes quanto a este caráter, enquanto Agratech 550 (P.V) teve A1V acima de 20 cm, Coker 6738 (P.IV) teve A1V abaixo de 10 cm. Assim, o padrão de A1V das duas populações se assemelha aos dos genitores não comuns.

Como o teste F indicou a inexistência de diferenças significativas entre tratamentos para NVP, não se aplicou o teste de médias. Observa-se que as linhagens se assemelham ao FT Cristalina RC4 e ao CAC 1, com 44,54 e 40,67 vagens por planta, em média. Quanto ao NSV, as linhagens não diferiram significativamente dos genitores, nem dos padrões BR 16 e UFV 19 (Quadro 19). Já para o PCS, as linhagens tiveram comportamento intermediário aos genitores, e não diferiram de BR 16 e CAC 1. Novamente, o genitor não-adaptado (Agratech 550) apresentou o maior peso de 100 sementes (17,58 g), ao passo que o genitor adaptado (FT Cristalina RC4) o menor peso (12,09 g).

Entre as seis linhagens avaliadas apenas uma (P.V-14) teve produtividade significativamente inferior ao padrão CAC 1, ao passo que nenhuma diferiu significativamente de UFV 19. Comparando o desempenho relativo das seis linhagens da população V, avaliadas no segundo ensaio (Quadro 19), com os resultados do primeiro ensaio (Quadro 12), observaram-se algumas alterações de *ranking* entre as linhagens presentes nos dois

experimentos, além da grande diferença na produtividade da mesma linhagem nos dois ensaios. Entre as linhagens destacaram-se P.V-12, P.V-14, P.V-13, P.V-15 e P.V-7, todas haviam apresentado produtividade inferior ao UFV 19 no primeiro ensaio e superaram este padrão no segundo ensaio; no entanto, as linhagens mantiveram comportamento relativamente semelhante nos dois ensaios, comparativamente ao padrão CAC 1. Tomando como referência CAC 1 (100%), a produção das linhagens acima destacadas variou de 87,59 a 75,93%, já UFV 19, BR 16 e FT Cristalina RC4 variaram de 73,41 a 65,72% da produção de CAC 1. Considerando a média dos padrões nos experimentos em que se avaliou a população V, nos respectivos ensaios (Quadros 11 e 18), pode-se atribuir a menor média obtida no ano 2001 às condições ambientais e à época de plantio do segundo ensaio. Assim, da mesma forma que foi recomendado para população IV, estas linhagens devem passar por novas avaliações para verificações mais consistentes de seu comportamento.

#### **4.2.1. Análise agrupada do segundo ensaio**

Com objetivo de comparar as duas populações quanto a seu potencial produtivo e agrônomo, além de avaliar a semelhança fenotípica das mesmas após os vários ciclos de seleção, realizou-se a análise agrupada dos dois experimentos do segundo ensaio. Primeiramente, avaliou-se a homogeneidade dos quadrados médios do resíduo (QMR) das análises de variâncias individuais. A relação entre o maior e o menor QMR foi de 1,05 (APF) a 2,53 (DPM). Segundo GOMES (2000), se a relação entre o maior e o menor QMR for inferior a sete, os experimentos podem ser reunidos em uma análise agrupada.

No Quadro 20 encontra-se o resumo da análise de variância agrupada do segundo ensaio. Observa-se que os experimentos não diferiram entre si quanto ao nível médio de acamamento, nem quanto a NVP, NSV e PRO. Entre os padrões foram detectados efeitos significativos para todos os caracteres, à exceção de ACM, evidenciando a existência de variabilidade dentro do grupo. A inclusão dos genitores exóticos como padrões deve ter favorecido a detecção de tais efeitos significativos, pois estes apresentam características agrônomicas bastante distintas dos cultivares adaptados.

Quadro 20 – Resumo da análise de variância agrupada de dez caracteres de soja avaliados em dois experimentos (2.IV e 2.V) do segundo ensaio, sendo os tratamentos de cada experimento constituídos por seis linhagens, respectivamente das populações IV e V, além de quatro padrões comuns aos dois experimentos. Viçosa-MG. Ano 2001

FV	GL	QM <sup>2/</sup>									
		DPF <sup>1/</sup>	APF	DPM	APM	ACM	A1V	NVP	NSV	PCS	PRO <sup>3/</sup>
Bloco/E	6	65,7000	243,5667	106,3293	973,8958	0,0500	10,7213	179,3778	0,0334	3,5299	110,4017
Experimento (E)	1	1344,8000**	1843,2000**	2111,5125**	9614,1125**	0,0490 <sup>n.s.</sup>	222,7648**	209,4922 <sup>n.s.</sup>	0,0784 <sup>n.s.</sup>	60,2655**	1,0103 <sup>n.s.</sup>
Padrão (P)	3	562,2813**	963,5313**	1770,4479**	2059,7500**	0,0000 <sup>n.s.</sup>	341,6764**	433,3397**	0,2625**	25,0355**	131,2368**
P x E	3	2,2813 <sup>n.s.</sup>	20,5313 <sup>n.s.</sup>	38,5313 <sup>n.s.</sup>	26,5833 <sup>n.s.</sup>	0,0001 <sup>n.s.</sup>	13,6411 <sup>n.s.</sup>	110,0041 <sup>n.s.</sup>	0,0130 <sup>n.s.</sup>	0,2165 <sup>n.s.</sup>	13,9939 <sup>n.s.</sup>
Linhagens (L)/E	10	43,3875**	141,2042**	75,2667 <sup>n.s.</sup>	309,2042*	0,0333 <sup>n.s.</sup>	20,0920*	75,2545 <sup>n.s.</sup>	0,0208 <sup>n.s.</sup>	2,5471**	25,3424**
(P vs L)/E	2	646,2188**	756,0354**	1625,8104**	2505,5417**	0,0333 <sup>n.s.</sup>	53,0687**	179,6538 <sup>n.s.</sup>	0,0687*	14,2495**	14,9588 <sup>n.s.</sup>
Resíduo	54	8,6444	52,2796	58,7088	138,1181	0,0222 <sup>n.s.</sup>	9,8274	58,9683	0,0210	0,7151	8,6618
Média geral		56,55	51,50	135,61	75,11	1,03	22,64	42,60	1,80	13,73	1.894,76
Média das linhagens		59,69	53,73	140,63	79,52	1,04	23,05	43,45	1,77	13,82	1.930,74
Média dos padrões		51,84	48,16	128,09	68,50	1,00	22,03	41,33	1,84	13,60	1.840,78
CV%		5,20	14,04	5,65	15,65	14,54	13,85	18,02	8,06	6,16	15,53

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; A1V = altura da inserção da primeira vagem; NVP = número de vagens por planta; NSV = número de sementes por vagem; PCS = peso de 100 sementes; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \* e \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

<sup>3/</sup> Os QM's do carácter PRO foram divididos por 10.000.

De forma semelhante ao ocorrido na análise agrupada do primeiro ensaio, neste também não foi detectada existência de interação significativa entre padrões e experimentos, confirmando a viabilidade da análise agrupada e da correção das médias a partir dos efeitos ambientais medidos pelos padrões, comuns aos dois experimentos. Quando a interação não é significativa, a variação no comportamento dos padrões nos experimentos reflete puramente a qualidade ambiental, sendo, portanto, bons estimadores de efeitos ambientais (CRUZ e CARNEIRO, 2003).

Com exceção do caráter NSV, a média geral das linhagens supera a média dos padrões. Assim, de forma geral, as linhagens são mais altas, de ciclo mais longo, e mais produtivas. No entanto, deve-se considerar a presença do cultivar BR 16 entre os padrões; este cultivar não apresentou desempenho satisfatório nestes experimentos e influenciou negativamente a média deste grupo de tratamentos. Por outro lado, deve-se recordar que os genitores Agratech 550 e Coker 6738 não foram considerados na análise agrupada, pois foram incluídos apenas nos respectivos experimentos (análise individual) em que as populações derivadas dos mesmos foram avaliadas.

Os coeficientes de variação experimental da análise agrupada são classificados como baixos e médios, conforme já esperado a partir das análises individuais (GOMES, 2000).

Como não foi detectada interação dos tratamentos com os experimentos e, os QMR's dos dois experimentos foram homogêneos, foi possível comparar as médias corrigidas das populações por meio de contrastes entre as mesmas, conforme apresentado no Quadro 21. O teste F aplicado aos contrastes evidenciou que as populações diferiram em relação a oito caracteres, entre os dez avaliados. Em relação ao ciclo e porte das plantas, a população V, em média, se mostrou mais alta e mais tardia, o que se repetiu para altura de inserção da primeira vagem. O contraste entre populações foi significativo para os três componentes primários da produção. Quanto ao NVP e à PRO, a população IV foi superior, refletindo a correlação positiva entre estes caracteres, conforme estimativas apresentadas por BACKES et al. (2003) para geração F<sub>5</sub>. No entanto, para produção de grãos (PRO), a superioridade da população IV foi apenas numérica, já que o contraste não foi significativo. Considerando os contrastes entre as populações IV e V no primeiro ensaio (Quadro 14),

Quadro 21 – Médias ajustadas e quadrados médios dos contrastes entre as duas populações de soja, para dez caracteres avaliados segundo ensaio. Viçosa-MG. Ano 2001

Caráter <sup>1/</sup>	Médias Ajustadas das Populações		QM dos Contrastes <sup>2/</sup> P.IV vs P.V
	P.IV <sup>3/</sup>	P.V <sup>4/</sup>	
DPF	57,281	62,094	277,9219 **
APF	46,823	60,635	2289,4220 **
DPM	137,115	144,136	591,5052 **
APM	67,708	91,333	6697,6880 **
ACM	1,000	1,084	0,0837 n.s.
A1V	20,9236	25,166	216,0196 **
NVP	47,222	39,675	683,4895 **
NSV	1,720	1,819	0,1174 *
PCS	12,625	15,020	68,8467 **
PRO	2017,283	1.844,199	359498,4450 <sup>n.s.</sup>

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; A1V = altura da inserção da primeira vagem; NVP = número de vagens por planta; NSV = número de sementes por vagem; PCS = peso de 100 sementes; e PRO = produção de grãos.

<sup>2/</sup> \* e \*\* = significativos, respectivamente, a 5% e 1% de probabilidade, pelo teste F; e <sup>n.s.</sup> = não-significativo.

<sup>3/</sup> Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

<sup>4/</sup> Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

observa-se que a seleção de apenas seis das linhagens mais produtivas não eliminou as diferenças entre populações quanto aos caracteres agrônômicos (altura e ciclo), apesar de ter igualado estatisticamente a produtividade. Assim, no contexto univariado, apesar da intensa seleção para produtividade, houve variabilidade entre as populações bem como alguma variabilidade dentro de cada população.

## 5. RESUMO E CONCLUSÕES

Foram conduzidos dois ensaios integrados ao Programa de Melhoramento Genético de Soja do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa (UFV). Os dois ensaios foram conduzidos no Campo Experimental “Prof. Diogo Alves de Melo”, campus da UFV. No primeiro, conduzido no ano agrícola 1998/99, avaliaram-se 75 linhagens oriundas de cinco populações, formadas a partir dos seguintes cruzamentos: I) CEPS 7716 x Doko RC; II) CEPS 8926 x IAC 8; III) CEPS 8926 x FT Cristalina; IV) Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> e V) Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>. No primeiro ensaio foram instalados cinco experimentos, sendo em cada experimento avaliada uma população. Com base nos resultados do primeiro ensaio, selecionaram-se 12 linhagens em duas populações que apresentaram bom potencial agrônomo; estas linhagens foram novamente avaliadas no segundo ensaio, conduzido no ano de 2001, em dois experimentos; um para cada uma das duas populações. O objetivo deste estudo foi conhecer o desempenho agrônomo das linhagens e avaliar a similaridade entre as linhagens e as populações.

Os resultados obtidos permitiram concluir que:

- a proposta de avaliação de linhagens em experimentos distintos, incluindo tratamentos comuns para análise agrupada se mostrou viável;
- nas cinco populações avaliadas no primeiro ensaio, observou-se variabilidade dentro das populações quanto aos caracteres agrônomo

avaliados e, freqüentemente, as linhagens em termos de média, diferiram também dos padrões (BR 16, UFV 19, CAC 1 e FT Cristalina RC4);

- no primeiro ensaio foram detectadas diferenças significativas entre populações, em especial, as populações IV e V apresentaram as maiores freqüências de contrastes significativos em relação às demais;

- a produção de grãos e o número de dias até a floração foram os caracteres que mais freqüentemente diferenciaram as populações;

- as populações IV e V apresentam bom potencial de produção de grãos e satisfatório desempenho quanto aos demais caracteres agrônômicos avaliados;

- no ensaio 1.IV (população IV), as linhagens P.IV-6, P.IV-15, P.IV-8, P.IV-7, P.IV-1 e P.IV-2 destacaram-se pelo potencial de produção;

- no ensaio 1.V (população V), as linhagens P.V-5, P.V-12, P.V-14, P.V-13, P.V-15, P.V-7 apresentaram as maiores produtividades;

- no segundo ensaio, foi detectada menor variabilidade dentro das populações estudadas, populações IV e V, em comparação com a geração anterior;

- as populações IV e V somente não diferiam quanto aos caracteres acamamento de plantas e produção de grãos; e

- quanto à produtividade, as linhagens que se destacaram no segundo ensaio foram P.IV-7 e P.IV-6, na população IV e, P.V-15, P.V-5, P.V-7, P.V-13 e P.V-12, na população V.

## **CAPÍTULO 2**

### **REAÇÃO DE LINHAGENS DE SOJA AO CANCRO-DA-HASTE**

#### **1. INTRODUÇÃO**

A soja é, atualmente, a cultura de maior área plantada no Brasil, seguida do milho, que é a segunda mais plantada. A sua adaptação ao sistema de cultivo mecanizado, a disponibilidade de cultivares adaptados às diferentes condições edafoclimáticas, associados aos retornos financeiros razoáveis quando comparados a algumas outras culturas, fazem com que esta leguminosa seja amplamente cultivada, desde a região Sul até as regiões Norte e Nordeste do País.

Em grande parte das regiões produtoras de soja, o monocultivo associado ao plantio de grandes áreas com um mesmo cultivar tem sido uma prática comum. Uma das conseqüências da não-adoção de sistemas adequados de sucessão/rotação de culturas e da uniformidade genética é a intensificação dos danos causados por pragas e doenças. Considera-se, atualmente, que ocorrem cerca de 40 doenças de importância econômica na cultura da soja no Brasil e, estima-se que estas causem prejuízos da ordem de US\$ 1,6 bilhão anualmente (EMBRAPA, 2002; GOMES et al., 2002). Os fungos são os causadores mais freqüentes de doenças em soja; no entanto, em termos de prejuízos as bactérias, os nematóides e os vírus não podem ser desprezados. A região, as condições climáticas na época de cultivo, o cultivar e

o histórico da área são alguns dos fatores que podem influenciar a ocorrência e intensidade das diferentes doenças.

Mesmo diante dos recentes aumentos da produtividade média da soja no Brasil, ainda não se explora todo potencial dos cultivares, e sendo o complexo de doenças que atacam esta cultura responsável por perdas estimadas em 15 a 20% da produtividade, justifica-se a importância do melhoramento visando resistência a doenças. O uso de cultivares resistentes é considerado a estratégia mais eficiente e econômica de controlar doenças; no entanto, para algumas doenças ainda não há cultivares resistentes (EMBRAPA, 2002).

Até a safra de 1996/97, estimava-se perda acumulada de US\$ 0,5 bilhão devido ao cancro-da-haste, causado por *Diaporthe phaseolorum* f. sp. *meridionalis* (GOMES et al., 2002). Há relatos de perdas superiores a 80% da produção nos cultivares suscetíveis, inviabilizando até o lançamento de novos cultivares que não sejam resistentes a esta doença. Atualmente, entre os cultivares comerciais, a grande maioria possui genes de resistência e a disponibilidade destes viabiliza o cultivo da soja mesmo em regiões e áreas infectadas com a doença. Por outro lado, a disponibilidade de cultivares resistentes não deve ser justificativa para desconsideração de outras técnicas de controle, em especial a rotação de culturas.

Diante da exigência da resistência genética ao cancro-da-haste nos novos cultivares, os objetivos deste trabalho foram:

- conhecer a reação de algumas linhagens F<sub>8</sub> ao cancro-da-haste;
- observar a consistência das notas visuais ao longo das épocas de avaliação; e
- avaliar a concordância entre notas com base em diferente número de plantas.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

O cancro-da-haste é causado pelo fungo *Diaporthe phaseolorum* f. sp. *meridionalis* e foi, primeiramente, detectado em lavouras do Sul do Estado do Paraná, na safra 1988/89 e, ainda no mesmo ano em uma área restrita do Estado do Mato Grosso. Hoje, no entanto, está amplamente disseminado por todos os Estados produtores de soja do Brasil. Os prejuízos causados pelo cancro-da-haste, aliado ao seu potencial de disseminação e comprometimento da produtividade inviabilizam o lançamento de cultivares que não sejam resistentes a esta doença (YORINORI, 1996; EMBRAPA, 2002).

O agente causal do cancro-da-haste no Brasil é o mesmo que causa a doença na região Sul dos Estados Unidos, identificado pela primeira vez naquele país em 1973. O *D. phaseolorum* f.sp. *meridionalis* se caracteriza por ser mais agressivo e melhor adaptado às regiões de temperatura mais elevada, do que o *D. phaseolorum* f.sp. *caulivora* que é o causador do cancro-da-haste na região Norte dos Estados Unidos. O agente causal do cancro-da-haste que ocorre no Brasil se caracteriza por apresentar duas fases distintas: a fase sexual e a fase assexual. Na fase sexual ou teleomórfica (*D. phaseolorum* f. sp. *meridionalis*) há a produção de ascósporos em peritécios, enquanto na fase assexual ou anamórfica (*Phomopsis phaseoli* f. sp. *meridionalis*) ocorre a produção de conídios em estruturas denominadas picnídios (YORINORI, 1990).

A fase assexual é importante na disseminação e na contaminação de restos culturais na entressafra, porém a produção de conídios tende a cessar

antes da nova safra e, mesmo sendo capazes de infectar plantas, os conídios não devem contribuir para ocorrência da doença na safra seguinte. Considera-se que a fase teleomórfica seja a responsável pela ocorrência da doença na nova safra, pois esta fase está presente nas plantas mortas prematuramente, bem como nos restos culturais durante a entressafra (YORINORI, 1996; YORINORI, 1997).

## **2.1. Epidemiologia e sintomas**

A severidade da doença tende a ser maior, quando a infecção ocorrer nos estádios iniciais de desenvolvimento das plantas, como logo após a emergência. Estas infecções precoces tendem a matar as plantas entre os estádios de floração e enchimento de vagens. Quando a infecção é tardia, como no período reprodutivo, muitas vezes não há ocorrência de sintomas e, a planta completa seu ciclo normalmente (GARRIDO et al., 1993).

De 15 a 20 dias após a infecção da planta ocorrem os primeiros sintomas, pequenos pontos ou estrias, de cor negra a castanho-avermelhada, com 1 a 2 mm. Com cerca de 50 a 70 dias após a infecção, os pontos ou estrias já formam cancos de cor vermelho-tijolo ou vermelho-escuro e a medula da planta apresenta coloração castanho-avermelhada nas hastes verdes e castanho-clara ou arroxeadas nas hastes secas. Já em infecções adiantadas, as folhas apresentam-se amareladas e com necrose entre as nervuras. Após a morte das hastes infectadas, o reconhecimento destas é dificultado, pois estas hastes tendem a se assemelhar muito às sadias (BACKMAN et al., 1985; PLOETZ e SHOKES, 1985; DAMICONE et al., 1990; YORINORI, 1990).

Fatores como temperatura, umidade do ar, estado nutricional das plantas, danos por insetos e nematóides além do nível de resistência e ciclo dos cultivares, bem como a fase em que ocorre a infecção afetam a incidência e a severidade da doença (BACKMAN et al., 1985; PLOETZ e SHOKES, 1985; RHOTON, 1989; RUSSIN, 1989; RUSSIN et al., 1989; EMBRAPA, 2002).

Quanto à avaliação da reação de genótipos ao cancro-da-haste no campo, esta é muito sujeita às influências ambientais. As variações nas

condições ambientais entre anos e regiões têm grande influência nos sintomas e nos danos provocados pela doença. Assim, a avaliação da reação de plantas em casa-de-vegetação, inoculadas pelo método do palito, é mais recomendada, pois permite a criação de um ambiente altamente favorável ao desenvolvimento da doença. Desta forma, a utilização do método do palito, proporciona vantagens como a redução do tempo para avaliação e resultados altamente confiáveis.

## **2.2. Herança da resistência**

Estudos de herança da resistência foram conduzidos por KILEN et al. (1985) e KILEN e HARTWIG (1987) na progênie do cruzamento do cultivar resistente Tracy-M com a linhagem suscetível J77-339. A análise da geração segregante indicou que a resistência seria controlada por dois alelos dominantes em locos distintos. Estes alelos foram denominados Rdc1 e Rdc2. No entanto, ALMEIDA e KIIHL (1998) relataram o diagnóstico de herança monogênica da resistência em vários cultivares, inclusive para Tracy-M.

Nos cultivares Crockett e Dowling foram detectados mais dois alelos condicionadores de resistência, também em locos distintos e diferentes dos encontrados por KILEN et al. (1985) e KILEN e HARTWIG (1987) em Tracy-M. Os alelos condicionadores de resistência presentes nos cultivares Crockett e Dowling foram denominados Rdc3 e Rdc4, respectivamente (BOWERS et al., 1993).

Segundo CARVALHO (1995), a resistência na linhagem UFV 91-61 é controlada por um alelo dominante, conforme foi verificado pela segregação da geração  $F_2$  do cruzamento desta linhagem com o cultivar Parnaíba. Na geração  $F_2$  foi obtida uma proporção de três plantas resistentes a cada planta suscetível. Em outro estudo, envolvendo PI 398469, PI 230976, Crockett e Dowling, foi concluído que a resistência em PI 398469 e PI 230976 é condicionada por um único alelo dominante, não-alélico de Rdc3 ou Rdc4 encontrados em Crockett e Dowling, respectivamente. Esta conclusão foi possível pela análise da segregação na geração  $F_2$  e detecção de plantas suscetíveis na descendência do cruzamento das PIs com Crockett e Dowling. A

herança da resistência por um único alelo dominante também foi relatada para o cultivar Hutcheson. O alelo que condiciona esta resistência foi determinado ser Rdc4, encontrado também no cultivar Dowling (TYLER, 1995; TYLER, 1996).

No cultivar IAC-12 foram detectados dois locos independentes envolvidos na reação ao cancro-da-haste. A resistência deste cultivar foi atribuída a dois alelos dominantes. Já nos cultivares UFV TN e UFV 16 foi detectado um loco, com alelo dominante condicionando à resistência. Porém, os alelos condicionadores da resistência nestes materiais genéticos estão em locos diferentes, pois foram encontradas plantas suscetíveis na geração F<sub>2</sub> do cruzamento entre os mesmos (SILVA, 1998).

No cultivar Doko RC, provavelmente a resistência seja controlada por um loco com alelo dominante. Esta conclusão foi obtida a partir do teste de progênie, com base em plantas RC1F<sub>2</sub>. Em 25 progênies avaliadas, apenas três segregaram com proporções diferentes de 3:1, sendo esta a relação esperada para o caso de um loco com alelo dominante ser o responsável pela resistência. E diferentemente de todos os resultados anteriores, a análise das proporções de plantas resistentes:suscetíveis na progênie do cruzamento do cultivar OCEPAR 16 com FT Abyara e com FT 10, indicaram que três locos com alelos dominantes controlam a resistência ao cancro-da-haste (AZEVEDO, 2000).

Na avaliação da reação de nove cultivares de soja a 13 isolados de *D. phaseolorum* f. sp. *meridionalis* foi constatada a existência de diferenças na patogenicidade entre isolados. Os isolados CHMG 108, CHMG 43, CH 08 e CH 40 foram identificados como os mais patogênicos, enquanto CH 31, CHMG 102 e CHMG 109 foram os isolados menos patogênicos (PEREIRA, 1995). Estas diferenças podem ter interferido nos resultados de alguns estudos de herança da resistência, ocasionando discordâncias quanto ao número de locos envolvidos na resistência ao patógeno.

### **2.3. Melhoramento genético visando à resistência**

Uma vez instalada a doença na lavoura, o agricultor terá de conviver com ela, devendo colocar em prática todas as medidas capazes de reduzir a probabilidade de prejuízos à cultura. Assim, o tratamento de sementes com fungicidas, a adoção de sistemas adequados de rotação e sucessão de culturas, adubações equilibradas e o uso de cultivares resistentes contribuem para o controle eficiente da doença a longo prazo.

O uso de cultivares resistentes deve exercer pressão de seleção sobre o patógeno, possibilitando o surgimento de novas raças fisiológicas capazes de quebrar a resistência dos cultivares (ALLEN, 1989).

Tendo em vista os trabalhos realizados com o objetivo de estudar a herança da resistência ao cancro-da-haste, pode-se afirmar que poucos genes são responsáveis por esta característica. E, considerando a resistência oligogênica, esta pode, com relativa facilidade, ser transferida para outros cultivares por meio de retrocruzamentos, em espaço de tempo relativamente curto. Além disso, os estudos de herança foram realizados com distintas fontes de resistência, nas quais até o número de genes que controlam a resistência é diferente, sendo, portanto, possível incrementar o número de fontes de resistência usadas nos programas de melhoramento. Esta diversificação na “utilização” de genes de resistência diminui a vulnerabilidade genética, ou seja, a possível quebra da resistência de um cultivar não afetaria outros cultivares com genes distintos de resistência (CARVALHO, 1995; TYLER, 1995; TYLER, 1996; SILVA, 1998; AZEVEDO, 2000).

A severidade dos prejuízos causados pelo cancro-da-haste e a relativa simplicidade da herança da resistência justificam a exigência de que os novos cultivares a serem lançados devam ser portadores de resistência genética a esta doença. Poucos dos cultivares atualmente em recomendação são suscetíveis ao cancro-da-haste, sendo estes, em geral, cultivares lançados há vários anos atrás (FEPAGRO, 2001; EMBRAPA, 2002).

A avaliação da reação de genótipos ao cancro-da-haste é baseada principalmente no método da inoculação com palito infectado. Esta técnica tem se mostrado adequada, sendo que genótipos com reação de resistência frente à inoculação se mostraram também resistentes a campo. No entanto, deve-se

ressaltar que alguns genótipos podem apresentar reação de suscetibilidade à inoculação pelo método do palito e, simultaneamente, resistência em nível de campo. Especula-se que a técnica do palito infectado seja muito severa, sobrepondo mecanismos de defesa efetivos diante das infecções naturais de campo. Neste sentido, nos EUA recomenda-se o método do palito na avaliação de genótipos cuja fonte de resistência seja Tracy M; já para genótipos cuja resistência advenha de Centennial, a reação deve ser avaliada em condições de campo (BACKMAN et al., 1985; PLOETZ e SHOKES, 1985; WEAVER et al., 1988; YORINORI, 1991a).

### **3. MATERIAL E MÉTODOS**

O presente trabalho foi conduzido como parte do Programa de Melhoramento de Genético de Soja do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa. Os experimentos foram conduzidos em casa-de-vegetação, no período de 12 de dezembro de 2001 a 7 de março de 2002. Foram avaliadas 18 linhagens  $F_8$  selecionadas em três populações distintas. Estas linhagens foram selecionadas em ensaios de campo, cujos resultados foram apresentados no Capítulo 1. Primordialmente, as linhagens foram selecionadas por seu bom desempenho produtivo.

#### **3.1. Experimento 1**

Neste experimento foram avaliados 18 tratamentos, sendo 12 linhagens  $F_8$ , seis oriundas do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> (população IV) e outras seis de Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> (população V), além dos próprios genitores e de três padrões, BR 16 (padrão de suscetibilidade), UFV 19 e CAC 1 (padrão de resistência).

Neste experimento foi utilizado o delineamento inteiramente casualizado, com quatro repetições. A unidade experimental foi constituída de um vaso com cinco plantas. Os vasos, com capacidade de três litros, continham substrato composto por uma mistura de solo e esterco na proporção de 2:1. Na

semeadura, dia 12/12/2001, foram distribuídas dez sementes por vaso e após oito dias realizou-se o desbaste, mantendo cinco plantas em cada vaso.

### **3.2. Experimento 2**

Neste experimento foram avaliados nove tratamentos, sendo seis linhagens F<sub>8</sub> de boa produtividade, selecionadas do cruzamento de CEPS 8926 x IAC 8 (população II – Quadro 6, do Capítulo 1), além dos cultivares BR 16, CAC 1 e IAC 8. Utilizou-se o delineamento inteiramente casualizado, com cinco repetições. Neste experimento cada repetição foi constituída de apenas uma planta. A capacidade do vaso, o substrato, a semeadura e o desbaste foram idênticos ao já descrito para o experimento 1 (item 3.1).

Adicionalmente aos tratamentos regulares dos dois experimentos foram adicionadas repetições dos cultivares BR 16 e CAC 1, as quais não foram inoculadas, sendo assim utilizados como referência na avaliação visual de vigor.

### **3.3. Obtenção e preparo do inóculo**

Foi utilizado o isolado CH 08 do fungo *Diaporthe phaseolorum* f. sp. *meridionalis*, cedido pelo Centro Nacional de Pesquisa da Soja (CNPSo). O inóculo foi produzido em palitos de dente, colonizados com o micélio, conforme a técnica descrita por CRALL (1952) e KEELING (1982) e modificada por YORINORI (1991b). Para tanto, os palitos foram cortados, reduzindo seu comprimento para 1,5 cm e, na seqüência foram fervidos em água destilada, por três vezes. Os palitos e as placas de Petri foram autoclavados à 120° C, durante 40 minutos.

O fungo da cultura matriz foi repicado para uma placa de Petri contendo BDA (batata-dextrose-ágar) e incubado à temperatura de 25 a 28 °C, por quatro dias. Na seqüência, nova repicagem foi realizada, para outra placa de Petri, também contendo BDA. Cerca de 80 palitos foram então colocados em cada placa de Petri, com as extremidades pontiagudas voltadas para cima.

Quando as extremidades estavam totalmente colonizadas pelo fungo, os palitos foram utilizados como inóculo.

### **3.4. Inoculação e condução dos experimentos**

A inoculação foi realizada 12 dias após a semeadura. Para garantir maior eficiência da inoculação, esta foi realizada entre as 7 e 8 h da manhã. Os palitos colonizados com o micélio do fungo foram introduzidos na haste principal da planta, logo abaixo do nó das folhas unifolioladas. Após a inoculação, as plantas foram irrigadas por meio de um sistema de nebulização, a cada 1h30, durante o dia e, a cada 2 horas durante a noite, por um período de dez dias. Do 11<sup>o</sup> ao 18<sup>o</sup> dia as plantas foram nebulizadas duas vezes ao dia, proporcionando condições ambientais favoráveis ao desenvolvimento da doença. A partir dos dez dias da inoculação, as plantas passaram a ser irrigadas diretamente nos vasos, conforme a necessidade destas.

Nos dez primeiros dias após a inoculação, a temperatura mínima diária registrada no interior da casa-de-vegetação variou de 19 a 22<sup>o</sup> C e, a máxima variou de 26 a 45<sup>o</sup> C. Assim, a associação da temperatura com a umidade, proporcionada pelo sistema de nebulização, promoveu condições favoráveis ao desenvolvimento da doença (YORINORI, 1991a).

### **3.5. Critérios de avaliação**

A reação das plantas ao *D. phaseolorum* f. sp. *meridionalis* foi avaliada por meio de notas atribuídas visualmente para extensão da lesão e ao vigor das plantas. A escala de notas utilizada, apresentada na seqüência, foi proposta por AZEVEDO (2000):

i) Nota visual para extensão da lesão (lesão):

- 1 – ausência de lesão;
- 2 – lesão de até 1,0 cm de comprimento na haste principal;
- 3 – lesão de 2,0 a 2,9 cm de comprimento na haste principal;

- 4 – lesão de 3,0 a 3,9 cm de comprimento na haste principal; e
- 5 – lesão com mais de 4,0 cm de comprimento na haste principal.

ii) Nota visual para vigor da planta (vigor):

- 1 – planta normal;
- 2 – curvatura do broto apical ou ligeira redução no crescimento da nervura foliar;
- 3 – sintoma de início de lesão foliar acima do nó inoculado;
- 4 – folha necrosada com início de lesão do meristema ou morte das folhas superiores ou murcha; e
- 5 – morte do meristema apical.

Para discriminação dos tratamentos foram realizadas avaliações visuais aos 10, 20, 40 e aos 73 dias após a inoculação. Em função das notas atribuídas e, de acordo com a escala adaptada a partir da proposta por WEAVER et al. (1988), os genótipos foram classificados como:

- R = resistente (nota = 1,0);
- MR = moderadamente resistente (nota entre 1,1 e 2,0);
- MS = moderadamente suscetível (nota entre 2,1 e 3,0);
- S = suscetível (nota entre 3,1 e 4,0); e
- AS = altamente suscetível (nota > 4,1).

Para classificação dos genótipos foi considerada a última avaliação, realizada 73 dias após a inoculação.

### **3.6. Estimação dos coeficientes de correlação**

Foram estimadas correlações entre as notas visuais atribuídas à lesão e ao vigor nas quatro épocas de avaliação. Assim, com base nestes coeficientes, avaliou-se a consistência das notas atribuídas visualmente aos tratamentos em diferentes épocas.

No Experimento 1, foram também estimadas as correlações entre as notas atribuídas à repetição e às notas médias dos tratamentos, oriundas de quatro repetições. Este coeficiente de correlação foi utilizado para analisar a possibilidade de avaliar menor número de plantas por tratamento.

Na avaliação do coeficiente de correlação entre as repetições e a média dos tratamentos (quatro repetições) deve-se considerar que a repetição também foi ponderada para obtenção da média, deste modo, deve-se atentar para o seguinte fato.

Sejam:

i)  $x_1 = x_1 = 1^a$  repetição;  $x_2 = 2^a$  repetição;  $x_3 = 3^a$  repetição;  $x_4 = 4^a$  repetição; e

$$\text{ii) } z = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + x_4}{4}$$

Pressupondo que:

iii)  $V(x_1) = V(x_2) = V(x_3) = V(x_4) = s^2$ ; e

iv)  $Cov(x_i; x_{i'}) = 0$ , sendo  $i = 1, 2, 3$  e  $4$ .

A variância da média (z) será:

$$V(z) = \frac{1}{16} \{V(x_1) + V(x_2) + V(x_3) + V(x_4) + 2[Cov(x_1, x_2) + \dots + Cov(x_3, x_4)]\}$$

$$V(z) = \frac{1}{16} \{s^2 + s^2 + s^2 + s^2 + 2[0]\}$$

$$V(z) = \frac{1}{4} \{s^2\}$$

Assim, demonstra-se que a covariância entre uma repetição  $i$  ( $x_i$ ) e a média (z), assumindo as pressuposições anteriores (iii e iv) é:

$$\text{Cov}(x_i, z) = \text{Cov}\left(x_i, \frac{x_1 + x_2 + x_3 + x_4}{4}\right)$$

$$\text{Cov}(x_i, z) = \frac{1}{4} \mathbf{s}^2$$

Conseqüentemente, o coeficiente de correlação de uma repetição com a média é:

$$r_{x_i, z} = \frac{\text{Cov}(x_i, z)}{\sqrt{V(x_i) V(z)}}$$

$$r_{x_i, z} = \frac{1/4 \mathbf{s}^2}{\sqrt{\mathbf{s}^2 \cdot 1/4 \mathbf{s}^2}}$$

$$r_{x_i, z} = \frac{1/4 \mathbf{s}^2}{\mathbf{s}^2 \sqrt{1/4}}$$

$$r_{x_i, z} = 0,5$$

Conforme demonstrado, mesmo que as covariâncias entre repetições sejam nulas (pressuposição iv), desde que a variância das repetições seja igual, o coeficiente de correlação será igual a 0,5. Desta forma, deve-se considerar os coeficientes de correlação próximos de 0,5 como sendo de baixa magnitude.

Neste trabalho utilizaram-se correlações simples, conforme apresentado por GOMES (2000). Os coeficientes de correlação foram estimados com auxílio do programa "GENES FOR WINDOWS", desenvolvido por CRUZ (2001).

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Após a inoculação com *D. phaseolorum* f. sp. *meridionalis*, os tratamentos foram avaliados visualmente, atribuindo-se notas. Os resultados da avaliação das linhagens selecionadas nas populações IV e V são apresentados no Quadro 1. Na avaliação aos dez dias após a inoculação (primeira avaliação), observa-se variação no comportamento entre as linhagens da população IV, que tem Coker 6738 e FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> como genitores. No cultivar Coker 6738 observaram-se, também, na primeira avaliação, sintomas da doença.

Nas linhagens selecionadas na população V não foram observados sintomas de cancro-da-haste na primeira avaliação, da mesma forma como ocorreu no genitor Agratech 550. O outro genitor, FT Cristalina RC4, ancestral comum às duas populações, apresentou algum sintoma, sendo, conseqüentemente, atribuída nota 1,10 para tamanho de lesão e para vigor. Observando as notas atribuídas a este tratamento nas avaliações subseqüentes, acredita-se que o sintoma observado em FT Cristalina RC4 deve ser conseqüência de injúria mecânica em alguma repetição, provocada no momento da inoculação e, não necessariamente sintoma da doença.

Os cultivares UFV 19 e CAC 1 não apresentaram sintomas de cancro-da-haste conforme esperado. Estes dois cultivares são recomendados, em especial para o Brasil Central, sendo a resistência ao cancro-da-haste uma característica amplamente reconhecida (EMBRAPA, 2002). Por outro lado, o

Quadro 1 – Médias das notas de extensão da lesão e de vigor das plantas aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação (DAI) com *Diaporthe phaseolorum* f. sp. *meridionalis*, em linhagens soja das populações IV e V e os respectivos padrões (Experimento 1). Viçosa-MG. Ano agrícola 2001/02

Tratamento	10 DAI		20 DAI		40 DAI		73 DAÍ		Reação (73 DAI)
	Lesão	Vigor	Lesão	Vigor	Lesão	Vigor	Lesão	Vigor	
P.IV-1 <sup>1/</sup>	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
P.IV-2	2,00	1,85	1,95	2,30	2,30	2,45	2,85	2,85	MS
P.IV-6	1,00	1,00	1,00	1,05	1,00	1,05	1,00	1,00	R
P.IV-7	1,60	1,65	1,75	1,95	2,10	2,15	3,09	2,86	S
P.IV-8	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
P.IV-15	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
Coker 6738	1,95	1,85	2,80	2,70	2,85	2,95	3,30	3,35	S
FT-Cris.RC4 <sup>2/</sup>	1,10	1,10	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
Agratech 550	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
P.V-5 <sup>3/</sup>	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
P.V-7	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
P.V-12	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
P.V-13	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
P.V-14	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
P.V-15	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
UFV 19	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
CAC 1	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
BR 16	2,60	2,85	4,40	4,05	4,85	4,85	5,00	5,00	AS
CAC 1 s/i <sup>4/</sup>	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	–
BR 16 s/i	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	–

<sup>1/</sup> P.IV = população IV – Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

<sup>2/</sup> FT-Cris.RC4 = FT Cristalina RC4.

<sup>3/</sup> P.V = população V – Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

<sup>4/</sup> s/i = sem inoculação.

cultivar BR 16, já na primeira avaliação, apresentou lesões nas hastes (nota 2,60) e, simultaneamente, alterações no crescimento, sendo atribuída nota 2,85 para vigor de planta (Quadro 1).

Adicionalmente aos tratamentos regulares dos experimentos foram incluídas repetições dos cultivares CAC 1 e BR 16, as quais não foram inoculadas, sendo assim utilizados como referência para avaliação de vigor das plantas.

Nas avaliações realizadas aos 20 e 40 DAI (dias após a inoculação) houve poucas alterações em relação à primeira avaliação, mas, observou-se que nos genótipos com algum grau de suscetibilidade os sintomas se

intensificaram. Na avaliação realizada aos 40 DAI, destacou-se, principalmente, a reação de moderada suscetibilidade apresentada por P.IV-2 e P.IV-7. Em Coker 6738 e BR 16, os sintomas de cancro-da-haste também se intensificaram, em especial em BR 16, no qual as notas atribuídas à lesão e ao vigor foram de 4,85, caracterizando, já aos 20 dias após a inoculação, sua alta suscetibilidade ao cancro-da-haste, conforme apresentado no Quadro 1.

A última avaliação foi realizada aos 73 DAI. Nos tratamentos que mostraram algum grau de suscetibilidade nas avaliações anteriores os sintomas progrediram. Com base nesta avaliação, determinou-se a reação dos tratamentos ao cancro-da-haste. A maioria dos tratamentos do Experimento 1 apresentou reação de resistência. Entre as 12 linhagens avaliadas, apenas P.IV-2 e P.IV-7 não se mostraram resistentes, apresentando, respectivamente, reação de moderada suscetibilidade (MS) e de suscetibilidade (S), de forma semelhante ao genitor Coker 6738 (Quadro 1). As referidas linhagens (P.IV-2 e P.IV-7) foram avaliadas em experimentos de campo em 1998/99 e 2001, tendo apresentado bons resultados quanto aos caracteres agronômicos e produtivos (Quadros 10 e 17, do Capítulo 1). Apesar do desempenho produtivo satisfatório observado no campo, a suscetibilidade ao cancro-da-haste inviabilizou a continuidade de avaliação das mesmas como candidatas a futuro cultivar. Por outro lado, as demais linhagens da população IV e todas da população V apresentaram reação de resistência. A reação de resistência frente à inoculação com *D. phaseolorum* f. sp. *meridionalis* e, o bom potencial de produção destas linhagens as qualificam para novas avaliações.

Nos Estados Unidos, o cultivar Coker 6738 é recomendado e apresentado como resistente ao cancro (CLEMSON UNIVERSITY, 1993; CLEMSON UNIVERSITY, 1997). No entanto, neste experimento, quando inoculado com o isolado CH 08, apresentou reação de suscetibilidade. Este resultado deve ser conseqüência da variabilidade genética entre isolados de *D. phaseolorum* f. sp. *meridionalis*, utilizados nas avaliações, refletindo na variação da reação ao patógeno (PEREIRA, 1995).

Conforme comentado anteriormente, o genitor FT Cristalina RC4F4 não apresentou sintomas da doença nas avaliações realizadas aos 20, 40 e 73 DAI, confirmando a incorporação de genes de resistência ao cancro-da-haste.

O cultivar BR 16 é reconhecido por apresentar suscetibilidade quando da inoculação da doença pelo método do palito (casa-de-vegetação) e, simultaneamente apresentar moderada resistência de campo à mesma doença (FEPAGRO, 2001; EMBRAPA, 2002). Os resultados deste experimento confirmaram a suscetibilidade de BR 16 diante da inoculação, sendo que todas as plantas morreram antes da última avaliação, conforme apresentado no Quadro 1.

Os cultivares norte-americanos Centennial e Peking têm comportamento semelhante ao BR 16; apresentam reação de suscetibilidade ao cancro-da-haste com a inoculação (método do palito); e, simultaneamente, bom desempenho em campo. Neste caso, Centennial e Peking foram avaliados quanto à reação a *D. phaseolorum* f. sp. *caulivora*, agente causal do cancro-da-haste na região Norte dos Estados Unidos. Supõe-se que os cultivares com resistência de campo sejam portadores de alelos distintos dos presentes nos demais cultivares (BACKMAN et al., 1985; WEAVER et al., 1988).

As linhagens da população II foram avaliadas no Experimento 2 (Quadro 2). As notas atribuídas a estas linhagens, mesmo na primeira avaliação realizada aos dez dias após a inoculação já refletiam a suscetibilidade das mesmas. Os cultivares IAC 8 e BR 16, já aos dez dias após a inoculação, apresentaram reação de moderada suscetibilidade, ao contrário de CAC 1.

Nas avaliações realizadas aos 20 e 40 dias após a inoculação, observou-se progresso dos sintomas nos genótipos com algum grau de suscetibilidade, tanto em extensão da lesão como em redução do vigor das plantas. O cultivar CAC 1, resistente ao cancro-da-haste, conforme evidenciado no Experimento 1, não apresentou sintoma algum com a inoculação. Constatou-se que as reações dos genótipos aos 20 e aos 73 dias após a inoculação foram altamente concordantes, ao passo que a classificação da reação aos 40 dias foi totalmente coincidente com a classificação apresentada para reação aos 73 dias após a inoculação (Quadro 2).

Com base nas notas atribuídas na última avaliação (73 DAI), os tratamentos foram classificados quanto à reação. Todas as linhagens apresentaram alta suscetibilidade ao cancro-da-haste, sendo que nas linhagens P.II-4, P.II-7, P.II-13, P.II-15, todas as plantas estavam mortas por ocasião desta última avaliação (Quadro 2). O genitor IAC 8 se mostrou

Quadro 2 – Médias das notas de extensão da lesão e de vigor das plantas, aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação (DAI) com *Diaporthe phaseolorum* f. sp. *meridionalis*, em linhagens soja da população II (CEPS 8926 x IAC 8), e nos respectivos padrões (Experimento 2). Viçosa-MG. Ano agrícola 2001/02

Tratamento	10 DAI		20 DAI		40 DAI		73 DAI		Reação (73 DAI)
	Lesão	Vigor	Lesão	Vigor	Lesão	Vigor	Lesão	Vigor	
P.II-4	3,20	2,80	4,60	4,20	5,00	5,00	5,00	5,00	AS
P.II-7	2,40	2,60	4,20	3,80	5,00	5,00	5,00	5,00	AS
P.II-10	1,60	2,20	2,80	2,80	4,20	4,20	4,20	4,20	AS
P.II-12	2,40	3,00	4,00	3,60	4,20	4,40	4,20	4,20	AS
P.II-13	2,80	3,40	5,00	3,80	5,00	5,00	5,00	5,00	AS
P.II-15	3,60	3,80	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	AS
IAC 8	2,80	2,60	3,40	3,20	3,40	3,40	3,40	3,40	S
BR 16	2,60	2,60	5,00	4,00	5,00	5,00	5,00	5,00	AS
CAC 1	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	R
BR 16 s/i <sup>1/</sup>	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	–
CAC 1 s/i	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	–

<sup>1/</sup> s/i = sem inoculação.

suscetível, enquanto o padrão BR 16 apresentou reação de alta suscetibilidade e o padrão CAC 1 mostrou resistência, repetindo o resultado do primeiro experimento.

Os Quadros 3 e 4 apresentam estimativas de correlações entre as avaliações de extensão de lesão e vigor de plantas das quatro épocas de avaliação, nos Experimentos 1 e 2, respectivamente. Os coeficientes estimados foram superiores a 0,95 no primeiro experimento e, superiores a 0,74 no segundo experimento. A magnitude dos coeficientes de correlação entre lesão e vigor em mesma avaliação indicou associação positiva entre notas visuais atribuídas às duas variáveis em observação. A magnitude das correlações evidencia a concordância entre avaliações realizadas nas quatro épocas, fato que pode ser observado nos Quadros 1 e 2. Entretanto, deve-se considerar que as altas correlações não indicam necessariamente a possibilidade de reduzir o número de avaliações. Sendo a correlação uma medida de associação ou de quanto duas variáveis variam juntas, no presente caso indicam que há grande tendência dos tratamentos manterem notas constantes ou crescentes. Assim, a classificação da reação aos 10 e aos 73 dias seria coincidente para os tratamentos resistentes, mas não para aqueles que

Quadro 3 – Estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica entre as avaliações de extensão de lesão e vigor de plantas realizadas aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação (DAI) com *Diaporthe phaseolorum f. sp. meridionalis*, em linhagens de soja das populações IV e V e os respectivos padrões (Experimento 1). Viçosa-MG. Ano agrícola 2001/02

Observações	Observações <sup>1/</sup>							
	L10	V10	L20	V20	L40	V40	L73	V73
L10	1	0,9895	0,9584	0,9874	0,9730	0,9803	0,9826	0,9875
V10		1	0,9788	0,9941	0,9922	0,9944	0,9872	0,9908
L20			1	0,9904	0,9959	0,9940	0,9632	0,9722
V20				1	0,9961	0,9986	0,9861	0,9924
L40					1	0,9993	0,9791	0,9851
V40						1	0,9833	0,9892
L73							1	0,9989
V73								1

<sup>1/</sup> L10, L20, L40 e L73 = notas de extensão da lesão na avaliação aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação, respectivamente; e V10, V20, V40 e V73 = notas de vigor das plantas na avaliação aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação, respectivamente.

Quadro 4 – Estimativas dos coeficientes de correlação fenotípica entre as avaliações de extensão de lesão e vigor de plantas realizadas aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação (DAI) com *Diaporthe phaseolorum f. sp. meridionalis*, em linhagens da população II e os respectivos padrões (Experimento 2). Viçosa-MG. Ano agrícola 2001/02

Observações	Observações <sup>1/</sup>							
	L10	V10	L20	V20	L40	V40	L73	V73
L10	1	0,8917	0,8712	0,9258	0,7460	0,7430	0,7460	0,7460
V10		1	0,8932	0,9235	0,8233	0,8302	0,8233	0,8233
L20			1	0,9506	0,9315	0,9319	0,9315	0,9315
V20				1	0,9165	0,9172	0,9165	0,9165
L40					1	0,9987	1	1
V40						1	0,9987	0,9987
L73							1	1
V73								1

<sup>1/</sup> L10, L20, L40 e L73 = notas de extensão da lesão na avaliação aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação, respectivamente; e V10, V20, V40 e V73 = notas de vigor das plantas na avaliação aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação, respectivamente.

apresentaram algum grau de suscetibilidade. Por outro lado, os tratamentos com maiores notas mantiveram ou apresentaram incremento nos níveis de sintomas. Também em relação à segunda e terceira avaliação, as correlações indicaram forte associação entre as notas atribuídas. No Experimento 2, a classificação da reação ao cancro aos 40 e 73 dias foi totalmente coincidente (Quadros 2 e 4).

Os resultados discutidos indicam a viabilidade da avaliação visual, pois houve consistência nas notas atribuídas aos tratamentos nas diferentes épocas de avaliação. Pode-se afirmar, ainda, que, no presente caso, as duas primeiras avaliações seriam suficientes para selecionar os genótipos com reação de resistência. Para discriminar os genótipos com diferentes níveis de suscetibilidade são necessárias avaliações mais tardias, a exemplo da avaliação aos 40 dias após a inoculação. Esta observação concorda com os resultados apresentados por WEAVER et al. (1988), PEREIRA (1995) e AZEVEDO (2000).

No experimento 1 foram utilizadas quatro repetições, sendo cada uma composta por cinco plantas, número além do usualmente utilizado na investigação da reação ao cancro-da-haste. Para exemplificar, pode-se considerar os trabalhos de YORINORI (1996), que avaliou dez plantas de cada genótipo, e PEREIRA (1995), que observou cinco plantas por tratamento. Para AZEVEDO (2000), a avaliação da reação ao cancro-da-haste, utilizando cinco plantas (um vaso) de cada tratamento, é uma amostra suficiente. Assim, com o intuito de avaliar a consistência dos resultados, considerando diferente número de plantas por tratamento, estimaram-se as correlações entre as notas atribuídas à cada repetição e as médias dos tratamentos do Experimento 1, apresentadas no Quadro 5. Os menores coeficientes estimados (0,88) foram entre a primeira repetição com a média, considerando a nota de extensão da lesão aos 73 dias após a inoculação e, da terceira repetição com a média para extensão da lesão e vigor da planta aos 40 dias após a inoculação. Foi destacado no item 3.6 que coeficientes de correlação próximos a 0,5 deveriam ser interpretados como sendo de baixa magnitude; no entanto, os coeficientes observados estão bem acima deste valor.

Quadro 5 – Estimativas de coeficientes de correlação das notas visuais (lesão e vigor) das repetições com as notas médias dos tratamentos do experimento 1. Viçosa-MG. Ano agrícola 2001/02

Correlação <sup>2/</sup>	Observações <sup>1/</sup>							
	L10	V10	L20	V20	L40	V40	L73	V73
R1 – Média	0,9135	0,9811	0,9709	0,9544	0,9472	0,9470	0,8838	0,9111
R2 – Média	0,9705	0,9391	0,9937	0,9918	0,9950	0,9871	0,9780	0,9766
R3 – Média	0,9510	0,9073	0,9760	0,9897	0,8874	0,8857	0,9621	0,9535
R4 – Média	0,9828	0,9359	0,9252	0,9630	0,9403	0,9487	0,9435	0,9517

<sup>1/</sup> L10, L20, L40 e L73 = notas de extensão da lesão na avaliação aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação, respectivamente; e V10, V20, V40 e V73 = notas de vigor das plantas na avaliação aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação, respectivamente.

<sup>2/</sup> R1, R2, R3 e R4 = primeira, segunda, terceira e quarta repetição dos tratamentos.

As correlações variaram de 0,88 a 0,99, indicando boa concordância entre as notas atribuídas à cada repetição e à nota média das quatro repetições. Esta alta associação positiva corrobora para afirmação de AZEVEDO (2000), que indicou a possibilidade de selecionar progênies resistentes utilizando apenas cinco plantas por progênie. Obviamente, estas conclusões foram baseadas na avaliação de linhagens oriundas de várias gerações de autofecundação e seleção, de modo que, houve pouca variabilidade genética dentro destas progênies ou linhagens, viabilizando a utilização de menor número de plantas na avaliação.

## 5. RESUMO E CONCLUSÕES

O presente trabalho foi conduzido em casa-de-vegetação, integrado ao Programa de Melhoramento Genético de Soja do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa, durante ao ano agrícola 2001/02. Os objetivos deste trabalho foram: avaliar a reação ao cancro-da-haste (*D. phaseolorum* f. sp. *meridionalis*) em algumas linhagens F<sub>8</sub> selecionadas; analisar a consistência da avaliação visual ao longo das épocas; e inferir sobre a possibilidade de avaliação de menor número de plantas por tratamento. Neste estudo foram avaliadas 18 linhagens selecionadas em três populações, além de alguns padrões, incluindo genitores e cultivares comerciais. Foram conduzidos dois experimentos: o primeiro, incluindo as linhagens oriundas do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> e Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>; e segundo, para as linhagens de CEPS 8926 x IAC 8. Doze dias após a semeadura as plantas foram inoculadas com o isolado CH 08, pelo método do palito, sendo as avaliações visuais realizadas aos 10, 20, 40 e 73 dias após a inoculação.

Os resultados obtidos no presente trabalho permitem as seguintes conclusões:

- as linhagens P.IV-1, P.IV-6, P.IV-8 e P.IV-15, oriundas do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> e P.V-5, P.V-7, P.V-12, P.V-13, P.V-14 e P.V-15, oriundas do cruzamento de Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> são resistentes ao cancro-da-haste;

- as estimativas das correlações entre as épocas de avaliação indicaram haver consistência na avaliação visual da reação;

- avaliações aos 10 e 20 dias após a inoculação foram suficientes para identificação de linhagens de soja com reação de resistência, enquanto para discriminar linhagens com diferentes níveis de suscetibilidade foram necessárias avaliações mais tardias; e

- cinco plantas foram suficientes para avaliação da reação de linhagens endogâmicas de soja ao cancro-da-haste.

## **CAPÍTULO 3**

### **DIVERGÊNCIA GENÉTICA EM POPULAÇÕES ENDOGÂMICAS DE SOJA, POR MEIO DE ANÁLISE DISCRIMINANTE**

#### **1. INTRODUÇÃO**

Uma das principais finalidades dos estudos da divergência genética, realizados em diferentes espécies, é apresentar um critério auxiliar para escolha de genitores, tanto em espécies alógamas como em autógamas. Isto se deve à associação positiva da divergência genética entre genitores com a heterose e a variabilidade das gerações segregantes obtidas pela combinação destes genitores. É certo que a divergência é apenas um dos critérios, que em espécies autógamas normalmente é contrabalançado com outros critérios como o comportamento *per se*, a complementaridade, o histórico do genitor, a capacidade combinatória, além da busca de características específicas, a exemplo de genes de resistência a doenças, entre outros (RAMALHO et al., 2001; CRUZ e CARNEIRO, 2003).

Estudos realizados na década de 80 com a finalidade de avaliar a diversidade genética presente entre os cultivares brasileiros de soja mostraram estreita base genética, levando a recomendação da ampliação da utilização de germoplasma exótico, bem como a priorização de cruzamentos entre cultivares menos aparentados ou mais divergentes (HIROMOTO e VELLO, 1986; VELLO et al., 1988). Estudos mais recentes, com base em marcadores moleculares,

detectaram a existência de cultivares não-distinguíveis e pouca variação entre cultivares, refletindo a base genética estreita da soja no Brasil (ABDELNOOR et al., 1995; PRIOLLI et al., 2002).

Um aspecto ainda pouco explorado em termos de estudos de variabilidade genética é a sua avaliação dentro de populações segregantes e, principalmente, entre populações distintas, oriundas de diferentes cruzamentos, de um mesmo programa de melhoramento. A semelhança morfológica e agrônômica entre linhagens-elite oriundas de seleções realizadas em diferentes populações leva a questionamentos sobre a variabilidade genética existente entre estas. Mesmo sendo a variabilidade genética um critério para escolha dos genitores, conforme comentado anteriormente, este é contrabalançado por outros critérios e, somando-se a isto, a aparente pouca variabilidade existente entre os cultivares comerciais de soja, preferencialmente utilizados como genitores, têm-se assim, as possíveis justificativas para semelhança entre as linhagens-elite selecionadas. Há ainda a possibilidade de partindo de cruzamentos diferentes, e após a aplicação das mesmas estratégias ou critérios de seleção, se obter linhagens similares em termos morfológicos e agrônômicos. Se tal questionamento for confirmado, será um indício de que a divergência genética entre os genitores é pequena e, ou, a seleção exercida está privilegiando genes que podem ser distintos em termos de origem, mas que resultam em fenótipos e combinações genotípicas semelhantes.

Considerando a importância de se conhecer a diversidade genética em programas de melhoramento, este trabalho teve como objetivos:

- estabelecer funções discriminantes para cinco populações de soja;
- avaliar a consistência da análise discriminante; e
- inferir sobre a variabilidade genética entre linhagens-elites e ou cultivares e entre as populações destas linhagens.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1. Divergência genética

A divergência genética dentro de um grupo de genótipos é geralmente avaliada objetivando identificar combinações que resultem em híbridos de maior efeito heterótico e maior heterozigose, de modo que se tenha maior probabilidade de recuperação de genótipos superiores em suas gerações segregantes, caracterizadas pela variabilidade genética (CRUZ e REGAZZI, 1997; THOMPSON e NELSON, 1998).

O melhoramento de soja é feito basicamente pela combinação de parentais distintos, ambos com características de interesse para o programa, seguido de criterioso processo de seleção e avaliação de características agronômicas nas populações segregantes. Como a soja é uma espécie autógama, isto é, se reproduz por autofecundação natural, a exploração do vigor híbrido não é viável, pelo menos até o momento. Porém, mesmo assim, o estudo da divergência genética é importante, por possibilitar a obtenção de populações com maior variabilidade genética (GILIOLI et al., 1980; NAOE et al., 2001).

Os estudos de divergência genética orientam a escolha de cruzamentos, garantindo divergência ente os genitores, levando à obtenção de populações  $F_2$  e  $F_3$  que apresentam maior segregação, gerações estas que são base para seleção. Quanto mais divergentes são os pais, maior tende a ser a heterose

dos híbridos. Da mesma forma, pais geneticamente distintos tendem a contribuir com diferentes grupos de genes e, em função da recombinação e interação, segregam resultando populações com ampla variabilidade genética, aumentando a possibilidade de ganhos por seleção. Outra utilidade dos estudos de divergência genética é na escolha de genótipos para inclusão em bancos de germoplasma, de modo a evitar o acúmulo de duplicatas (BHATT, 1973; SCHOENER e FEHR, 1979; SINGH et al., 1981; MALUF e FERREIRA, 1983; VELLO et al., 1984; KISHA et al., 1997).

A escolha de genitores para formação de populações segregantes é crucial para o sucesso de um programa de melhoramento com base em seleção. Quando se opta pela combinação de pais, apenas pela sua superioridade, torna-se evidente o risco de ambos os genitores serem geneticamente semelhantes, originando populações com pouca variabilidade genética. Diante do exposto, geralmente vários critérios são considerados na tomada de decisão sobre quais as combinações a serem realizadas. FEHR (1987) coloca a escolha dos genitores em função das características a serem melhoradas, da herança dos mesmos e do germoplasma disponível. De forma mais específica, alguns critérios para escolha podem ser citados: comportamento *per se*, complementaridade, histórico do genitor, pedigree, capacidade de combinação e a busca de genes específicos (COX e FREY, 1984; BORÉM, 1997; FEDERIZZI et al., 1999).

A dificuldade de diferenciar linhagens elites, oriundas de cruzamentos distintos, pode levar a questionamentos sobre a variabilidade genética ainda existente entre os materiais-elite. Mesmo partindo de diferentes genótipos para realização dos cruzamentos, é possível que após a aplicação das mesmas estratégias de seleção obtenham-se linhagens geneticamente e, ou, fenotipicamente semelhantes. Observa-se que, em geral, cultivares adaptados ou selecionados para determinada região edafoclimática são similares geneticamente e muitas vezes aparentados. Diante disto, especial atenção deve ser dada à escolha de genitores, que normalmente é feita entre os cultivares comerciais de melhor desempenho, pois se estará trabalhando com uma base genética cada vez mais estreita, sendo os novos cultivares mais aparentados a cada ciclo, e com isso, diminuem-se as chances de novas recombinações e limitam-se os ganhos por seleção (THOMPSON e NELSON,

1998; CUI et al., 2000; NAOE et al., 2001).

No caso da cultura da soja no Brasil, ainda na década de 80, estudos já demonstravam a base genética estreita. Na genealogia de 69 dos 74 cultivares recomendados na safra de 1983/84, foram encontrados 26 ancestrais distintos, no entanto, onze destes contribuíram conjuntamente com 89% do conjunto gênico dos cultivares brasileiros. Sozinho, o ancestral CNS contribuiu com 15,37% dos genes dos cultivares. CNS foi identificado como ancestral de 64 de 69 cultivares recomendados no Brasil para o ano agrícola 1983/84. O coeficiente de parentesco médio dos cultivares foi de 0,1641, considerado relativamente alto. Trabalhos recentes indicam dificuldade de diferenciar cultivares, mesmo via marcadores moleculares, corroborando com a indicação de base genética estreita (HIROMOTO e VELLO, 1986; VELLO et al., 1988; PRIOLLI et al., 2002).

### **2.1.1. Estimação da diversidade genética**

Diversas características podem ser utilizadas para estimação da diversidade genética, entre elas, bioquímicas, moleculares, morfológicas e agronômicas, além da própria genealogia. Todas estas características são correlacionadas com a diversidade genética (MIRANDA et al., 2001; MONAMMADI e PRASANNA, 2003).

A partir de dados obtidos pela avaliação fenotípica de indivíduos pode-se calcular as distâncias genéticas entre os mesmos. Muitas vezes, opta-se por primeiramente simplificar ou reduzir a massa de dados, por meio da aplicação de determinadas técnicas multivariadas, a exemplo dos componentes principais e da análise canônica. Num passo seguinte, pode-se avaliar a similaridade dos indivíduos por intermédio de dispersões gráficas dos escores obtidos. Outra opção é estimar uma medida de similaridade (ou dissimilaridade) entre os indivíduos e na seqüência aplicar alguma técnica de agrupamento sobre as medidas de distância, formando grupos de similaridade (CRUZ e REGAZZI, 1997; PEREIRA, 1999).

A literatura cita grande número de técnicas multivariadas para o estudo da diversidade, entre estas a análise discriminante. São apresentados diversos

métodos de análise discriminante, alguns visam apenas discriminar, outros discriminar e classificar as observações. Entre os que visam apenas discriminar podem ser citados os componentes principais e a análise por variáveis canônicas, já as propostas de análise discriminante de Anderson e de Fisher visam discriminar e classificar os indivíduos, no entanto, habitualmente são designadas genericamente como análise discriminante.

#### **2.1.1.1. Análise discriminante**

A análise discriminante procura classificar indivíduos de acordo com suas características, em grupos preestabelecidos de acordo com algum critério de interesse. Contudo, os grupos não devem ser estabelecidos com base nos caracteres da análise discriminante, mas com base em algum conhecimento biológico, evolutivo ou taxonômico. Como exemplo, pode-se supor a classificação de indivíduos em espécies, diferenciação de indivíduos em portadores ou não-portadores de uma enfermidade, portadores ou não de resistência a algum tipo de estresse biótico ou abiótico, entre outros. É exatamente no aspecto da definição dos grupos que a técnica de análise discriminante e classificatória se diferencia das técnicas que são apenas discriminantes, como variáveis canônicas e componentes principais. Conforme comentado, na análise discriminante os grupos são preestabelecidos, com base em critérios diferentes dos utilizados na estimação das funções, enquanto nas técnicas apenas discriminantes, os “grupos” são estabelecidos em função dos caracteres avaliados e considerados na combinação linear.

O problema da discriminação entre dois grupos, visando uma posterior classificação, foi inicialmente abordado por FISHER (1936), com a obtenção de uma combinação linear de caracteres, conhecida como função discriminante linear de Fisher, esta é base de todo estudo na análise discriminante. Fisher em seus trabalhos iniciais utilizou a terminologia “análise discriminante”, amplamente aceita, mas trata-se na verdade de uma análise discriminante e classificatória (JOHNSON e WICHERN, 1998).

A análise discriminante de Anderson classifica as observações em um de dois ou mais grupos. Alguns pontos importantes devem ser considerados

para obtenção das funções discriminantes, entre eles, assumir a distribuição normal multivariada dos dados, além da igualdade das matrizes de variância e covariância dos diferentes grupos. No entanto, na literatura existem propostas para análise discriminante para diferentes distribuições de probabilidade, bem como para casos em que a hipótese de igualdade das matrizes de covariância não é aceita; neste caso utilizam-se as funções discriminantes quadráticas (EBDON et al., 1998; KHATTREE e NAIK, 2000).

É desejável também que os grupos difiram entre si quanto às médias e, as variáveis a serem utilizadas para discriminação não sejam completamente redundantes. Para duas populações a máxima separação relativa, com base em combinações lineares das observações multivariadas corresponde à distância generalizada entre as mesmas. Assim, esta distância pode ser usada para testar a significância da diferença entre as médias das populações, ou seja, um teste para significância da separação entre as populações (JOHNSON e WICHERN, 1998). No entanto, a rejeição da hipótese de igualdade dos vetores de médias não significa que os grupos ou populações sejam distinguíveis por meio das médias; por outro lado, se não houver separação significativa entre os grupos ou populações, a probabilidade de obtenção de uma regra de classificação eficiente será menor (KHATTREE e NAIK, 2000).

Quanto mais distintos forem os grupos, em termos de médias, menor tende a ser a taxa de erro das funções estimadas. Ponto importante é a correta classificação das observações a serem utilizadas na estimação das funções discriminantes. Má classificação neste grupo deve refletir em erros nas classificações posteriores (LACHENBRUCH, 1966; LACHENBRUCH e GOLDSTEIN, 1979).

Outro ponto importante é o estabelecimento das probabilidades *a priori* para as várias populações, pois as probabilidades de um indivíduo pertencer à determinada população nem sempre são iguais para todas as populações. Deve-se ainda considerar o custo da má classificação e quais as variáveis realmente importantes para discriminação. O custo de má classificação assume especial importância em casos como de classificação de indivíduos em portadores ou não de determinada doença. Classificar um indivíduo portador como não portador representa um custo maior do que o erro inverso. Em muitas outras situações, os custos de má classificação podem ser

considerados como iguais a um para todos os grupos (LACHENBRUCH e GOLDSTEIN, 1979).

A violação da pressuposição da normalidade não impossibilita a utilização da função discriminante de Anderson, bem como, pequenos desvios da pressuposição de homogeneidade da matriz de variância e covariância também são tolerados, não inviabilizando os resultados. A maior ameaça à confiabilidade dos resultados é a existência de correlação entre médias e variâncias, ou seja, quando um grupo tem variabilidade alta associada a médias altas em algumas variáveis, então estas médias não são de confiança (PEREIRA, 1999).

Como já foi visto anteriormente, uma das finalidades da análise discriminante consiste em obter funções que permitam classificar um indivíduo, com base em medidas de um número  $v$  de caracteres, em uma de várias populações, buscando minimizar a probabilidade de má classificação, isto é, minimizar a probabilidade de classificar erroneamente um indivíduo, em uma população, quando ele realmente pertence à outra. Estatisticamente, a obtenção da função discriminante equivale à obtenção de uma ou mais combinações lineares das variáveis originais, de forma a maximizar as diferenças entre os grupos. Na utilização prática destas funções, usualmente as taxas de erro são estimadas, reclassificando as próprias observações utilizadas na estimação das funções, e avaliando a porcentagem de classificações incorretas. Alternativamente, LACHENBRUCH e MICKEY (1968) recomendam, seqüencialmente, suprimir uma observação, estimar as funções com as observações restantes e classificar a observação omitida. Repetindo este procedimento até suprimir e classificar alternadamente todas as observações. Este procedimento é mais recomendado quando o número de observações é pequeno, já em populações maiores os dois métodos tendem a produzir resultados semelhantes (KLEINBAUM e KUPPER, 1978; LACHENBRUCH e GOLDSTEIN, 1979; DUNTEMAN, 1984; PEREIRA, 1999).

### **2.1.1.2. Análise discriminante com base em componentes principais**

A metodologia de estudo por componentes principais tem sido amplamente utilizada em estudos de divergência genética, mas geralmente como uma alternativa para discriminar os genótipos em estudo. No entanto, empregando esta técnica em situações em que se reconhece a pré-existência de grupos ou populações, é possível utilizar a técnica com objetivos classificatórios. Para tanto, estimam-se os componentes principais da forma convencional e, a partir das médias de cada grupo, obtém-se pontos denominados centróides. Estes centróides representam então os grupos (média do grupo), assim, quanto menor a distância entre o escore de uma nova observação e o centróide, maior a probabilidade deste pertencer a aquele grupo. Portanto, estatisticamente a técnica de componentes principais é a mesma, diferenciando-se, apenas pela determinação dos centróides, além da alteração conceitual, já que passa a ser não apenas discriminatória, mas também classificatória. O número de componentes principais a serem estimados corresponde ao mínimo entre o número de variáveis e o grau de liberdade para grupos. Mas, para representar adequadamente as diferenças entre as populações, geralmente um número menor de componentes principais será necessário, desde que acumule pelo menos 70 ou 80% da variância total, sendo o ideal que esta variância esteja acumulada nos dois ou três primeiros componentes, de forma a facilitar as interpretações gráficas (CRUZ e REGAZZI, 1997; ASSIS, 2001; CRUZ e CARNEIRO, 2003).

### **2.1.1.3. Exemplos de utilização da análise classificatória**

A análise discriminante tem sido estudada com diversas finalidades. Alguns exemplos de sua utilização na área de genética e melhoramento são apresentados a seguir. FERREIRA (1995) estabeleceu funções discriminantes com base na proposta de Anderson, utilizando quatro caracteres avaliados em seis cultivares de arroz, três considerados padrão de tolerância à toxidez de alumínio e os outros três como padrão de sensibilidade. Na seqüência, reclassificou as quatro observações experimentais (repetições) dos seis

cultivares, obtendo uma taxa de erro aparente nula. Outras 56 observações, oriundas das quatro repetições de 14 cultivares também foram classificadas. Neste grupo aparentemente houve apenas um erro de classificação, sendo uma repetição do cultivar Araguaia classificada como suscetível e as outras três como tolerantes.

Outro exemplo da utilização da análise discriminante, também na cultura do arroz, é o trabalho de PEREIRA (1999), no qual foram estudados 49 cultivares de arroz, em delineamento com duas repetições. Os cultivares constituíam três grupos: 18 cultivares tradicionais formavam o grupo I; os grupos II e III, constituídos por 15 e 16 cultivares, respectivamente, eram formados por cultivares modernos. Por meio da análise discriminante de Fisher o autor procurou classificar os cultivares em modernos e tradicionais, sendo observada boa eficiência para tal distinção. Foi avaliada também a capacidade da função discriminante de Anderson em discriminar as 98 observações (49 cultivares com duas repetições) em três grupos, um de cultivares tradicionais (grupo I) e dois de cultivares modernos (grupos II e III), considerando para tanto 17 caracteres morfológicos e agrônômicos. Das 36 observações correspondentes aos cultivares tradicionais apenas uma foi erroneamente classificada. Mas, de 30 observações do grupo II, sete foram incorretamente classificadas; já das 32 observações do grupo III, apenas uma foi erroneamente classificada. O erro mais comum foi o de observações pertencentes ao grupo II serem classificadas no grupo III, refletindo a grande semelhança morfológica, pelo menos para os caracteres avaliados e provavelmente a pouca variabilidade genética dentre os cultivares modernos. O mesmo autor também comparou a classificação com base nas funções discriminantes com o padrão obtido com diferentes técnicas de agrupamento: agrupamento hierárquico e de otimização, concluindo que havia consistência nos padrões de agrupamento obtidos com as diferentes técnicas.

A análise discriminante foi utilizada na classificação de cultivares de *Poa pratensis* L., uma pastagem cultivada nos Estados Unidos, quanto à eficiência na utilização de água (EBDON et al., 1998). Com base em estudo prévio da evapotranspiração, 61 cultivares foram divididos em dois grupos: alta e baixa utilização de água. Na seqüência, avaliaram-se 14 características morfológicas em dois sistemas de condução de plantas (com e sem corte). Aceitando a

homogeneidade das matrizes de covariâncias amostrais e utilizando de um até 14 caracteres, a taxa de erro aparente variou de 18 a 29,5%. Os resultados levaram à indicação da técnica de análise discriminante como uma alternativa viável de classificação de genótipos quanto à utilização de água, com base em caracteres morfológicos comumente avaliados nos programas de melhoramento de *Poa pratensis*. Além da taxa de erro aparente, foi estimada uma taxa de erro, conforme proposta de LACHENBRUCH e MICKEY (1968), em que seqüencialmente exclui-se uma observação e estima-se a função discriminante com base nas observações restantes. Assim, detecta-se no trabalho de EBDON et al. (1998), que a taxa de erro aparente é geralmente subestimada, no entanto, como o número de observações é satisfatório o viés não é grande.

Em outro estudo realizado por ASSIS (2001), a análise discriminante de Anderson foi utilizada com objetivo de classificar 301 acessos do gênero *Brachiaria*, pertencentes a seis espécies distintas. As funções discriminantes foram estabelecidas, considerando 24 características morfológicas. Na análise discriminante de Anderson, com base nos 24 caracteres, os 301 acessos foram classificados, sendo 37 destes alocados em grupos (espécies) ao qual não pertenciam, correspondendo a uma taxa de erro aparente de 12,29%. No entanto, é ressaltado que este valor é subestimado, pois os dados utilizados para classificação foram os mesmos utilizados para estimação das funções discriminantes. As funções discriminantes mostraram diferentes eficiências para cada espécie, sendo este comportamento considerado consistente com o encontrado na análise discriminante com base em componentes principais. Questiona-se ainda neste trabalho, a possível relação da taxa de erro com acessos originalmente mal classificados. Outra questão abordada é quanto ao poder discriminatório das variáveis utilizadas, considerando o grande número de variáveis utilizadas, talvez outro grupo menor tivesse maior poder discriminatório. Assim, foi avaliada a eficiência da discriminação, estabelecendo três conjuntos de funções com base em três subconjuntos de oito caracteres (vegetativos, reprodutivos e de pilosidade). A classificação com base nestas novas funções discriminantes resultou em drástico aumento da taxa de erro aparente, que chegou a 51,5%, quando apenas os caracteres de pilosidade foram utilizados. Outra alternativa apresentada foi o estabelecimento

de funções discriminantes após o descarte de 11 caracteres, restando então 13. Com base nestes caracteres, a taxa de erro aparente foi de 18,27%, considerada satisfatória, principalmente pela diminuição do número de caracteres. No trabalho de ASSIS (2001), foi utilizada ainda a técnica de componentes principais como base para análise discriminante. Tomando como referência os centróides, que são os escores dos componentes principais com base nas médias das espécies (grupos), verificou-se clara distinção entre estes. A plotagem dos escores permitiu relativa distinção, com freqüentes sobreposições entre acessos de diferentes espécies. Assim, concluiu-se que as duas técnicas são semelhantes em termos de resultados.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1. Material experimental

Para realização deste trabalho foram conduzidos dois ensaios: o primeiro, composto por cinco experimentos; e o segundo, por dois experimentos, totalizando sete experimentos. Os ensaios foram conduzidos como parte do Programa de Melhoramento Genético de Soja do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa, no Campo Experimental “Prof. Diogo Alves de Mello”, campus da Universidade Federal de Viçosa. O município de Viçosa está localizado na Zona da Mata do Estado de Minas Gerais, a uma latitude de 20° 45' S, longitude de 42° 51' W, altitude de 650 m, com precipitação anual média de 1.342 mm.

Nos ensaios do presente estudo foram avaliados, além de padrões (BR 16, UFV 19 e CAC 1), os genitores e as linhagens selecionadas nas populações oriundas dos seguintes cruzamentos:

- I) CEPS 7716 x Doko RC;
- II) CEPS 8926 x IAC 8;
- III) CEPS 8926 x FT Cristalina;
- IV) Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>; e
- v) Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

Os genitores utilizados na realização destes cruzamentos são divergentes quanto à região de adaptação, além de outras características. Os cultivares Coker 6738 e Agratech 550 não são adaptados ao Brasil, porém, portadores de genes de resistência ao nematóide do cisto (*Heterodera glycines* Ichinohe). Quando cultivados no Brasil Central, caracterizam-se pela precocidade, pouca altura das plantas e pela baixa produtividade, refletindo a pouca adaptação a baixas latitudes.

O código CEPS indica linhagens obtidas pela FECOTRIGO de Cruz Alta-RS. As linhagens CEPS utilizadas nos cruzamentos são adaptadas à Região Sul do Brasil. Neste trabalho, onde se avaliaram inclusive os genitores, as linhagens genitoras CEPS foram substituídas pelo cultivar BR 16, de características semelhantes, em virtude da falta de sementes daquelas linhagens. O cultivar BR 16 foi muito cultivado nos estados da Região Sul, sendo atualmente também recomendado nos estados de São Paulo, Mato Grosso do Sul e Minas Gerais, sendo neste último considerado semiprecoce quanto ao grupo de maturação (EMBRAPA, 2002).

Os cultivares FT Cristalina, FT Cristalina RCH, Doko RC e IAC 8 são adaptados ao Brasil Central e, de acordo com o Estado em que são cultivados, são classificados nos grupos de maturação semitardio e tardio (EMBRAPA, 1998; EMBRAPA, 2002). Destaca-se que a partir do genitor FT Cristalina RC4F<sub>4</sub> obtiveram-se sementes que foram multiplicadas por várias gerações (autofecundação); assim, para efeito de discussão este genitor será considerado de comportamento similar ao cultivar FT Cristalina RCH, derivado do mesmo retrocruzamento.

Os detalhes sobre a condução e avaliação dos dois ensaios considerados na realização deste trabalho foram descritos nos itens 3.1.1 (primeiro ensaio) e 3.1.2 (segundo ensaio) do Capítulo 1. A estimação dos efeitos ambientais atribuídos aos experimentos e à obtenção das médias corrigidas foi detalhada no item 3.2.2 do Capítulo 1. Nos procedimentos envolvendo dados corrigidos do efeito de experimento, destaca-se que as observações (repetições) também foram ajustadas em função do efeito de experimento.

A análise discriminante, tanto de Anderson, como a com base em componentes principais, foi realizada para dados originais, e também para

dados corrigidos dos efeitos ambientais. Assim, pode-se avaliar a viabilidade da correção de dados, já que as populações foram conduzidas em experimentos distintos, mas que em cada ano (1998/99 e 2001) constituíam um mesmo ensaio (itens 3.1.1 e 3.1.2 do Capítulo 1).

### 3.2. Análises estatísticas

Com base nos seis caracteres avaliados nas cinco populações do primeiro ensaio (1998/99) e nos dez caracteres avaliados nas duas populações do segundo ensaio (2001), estudou-se a variabilidade genética existente entre e dentro de populações por meio de duas técnicas de análise discriminante, com base na proposta de Anderson e também por componentes principais, conforme apresentado por CRUZ e CARNEIRO (2003).

#### 3.2.1. Distância generalizada entre populações

A distância generalizada de Mahalanobis ( $D_{jj'}^2$ ) entre as populações  $j$  e  $j'$  foi estimada por:

$$D_{jj'}^2 = (\hat{\mathbf{m}}_j - \hat{\mathbf{m}}_{j'})' S_c^{-1} (\hat{\mathbf{m}}_j - \hat{\mathbf{m}}_{j'})$$

em que

$\hat{\mathbf{m}}_j$  e  $\hat{\mathbf{m}}_{j'}$  = vetores ( $v \times 1$ ) de médias amostrais das populações  $j$  e  $j'$ , respectivamente;

$S_c^{-1}$  = inversa da matriz comum de variâncias e covariâncias amostrais; e  
 $v$  = número de caracteres em consideração.

A distribuição da distância amostral de Mahalanobis pode ser usada para testar a existência de diferenças significativas entre pares de populações. Para verificar a significância desta diferença recorre-se ao teste  $T^2$ , de Hotteling, para dois vetores de médias. Para facilitar, o teste foi transformado e interpretado por meio de teste F.

A estatística do teste de significância, para verificar a separação entre duas populações  $j$  e  $j'$ , e os graus de liberdade, é dada por:

$$F_{jj'} = \left( \frac{n_j + n_{j'} - v - 1}{(n_j + n_{j'} - 2)v} \right) \left( \frac{n_j n_{j'}}{n_j + n_{j'}} \right) D_{jj'}^2 \sim F(v; n_j + n_{j'} - v - 1)$$

em que

$n_j$  e  $n_{j'}$  = número de observações das populações  $j$  e  $j'$ , respectivamente.

### 3.2.2. Análise discriminante de Anderson

Visando avaliar a divergência genética entre as linhagens das diferentes populações foram estabelecidos quatro conjuntos de funções discriminantes, sendo eles:

i) funções discriminantes para as cinco populações avaliadas no primeiro ensaio (1998/99), com base nas médias de seis caracteres de interesse agrônômico;

ii) funções discriminantes para as cinco populações avaliadas no primeiro ensaio (1998/99), com base nas médias corrigidas de seis caracteres de interesse agrônômico;

iii) funções discriminantes para as populações IV e V, com base em dez caracteres de interesse agrônômico avaliadas no segundo ensaio (2001); e

iv) funções discriminantes para as populações IV e V, com base nas médias corrigidas de dez caracteres de interesse agrônômico avaliadas no segundo ensaio (2001).

Considerando iguais probabilidades para todas as populações, bem como iguais custos de má classificação e, considerando ainda a densidade associada a cada população normal multivariada, além da igualdade das matrizes de covariância, as funções discriminantes de Anderson podem ser representadas pela seguinte expressão:

$$D_j(\tilde{X}) = \ln(p_j) + \left( \tilde{X} - \frac{1}{2} \hat{m}_j \right)' S_c^{-1} \hat{m}_j$$

em que

$p_j$  = probabilidade *a priori* de uma observação pertencer à população  $j$ ;

$\tilde{X}$  = vetor de observação a ser classificado, com dimensão  $v \times 1$ ; e

$\hat{m}_j$  = vetor de médias amostrais da população  $j$ , com dimensão  $v \times 1$ .

A regra de decisão consiste em obter os escores  $D_j(\tilde{X})$  para as  $j$  funções discriminantes e classificar a observação ( $\tilde{X}$ ) na população  $j$  se, e somente se,  $D_j(\tilde{X})$  foi o maior entre todos os  $D_j(\tilde{X})$ , com  $j = 1, 2, \dots, g$ .

Após a estimação das funções discriminantes os vetores de médias foram classificados. Dessa forma, estimou-se a probabilidade de má classificação de cada população, que corresponde à taxa de erro obtida em cada população com a reclassificação das médias utilizadas para estimar as funções discriminantes. Considerando os resultados da reclassificação em todas as populações estimou-se a taxa de erro aparente (TEA), por:

$$TEA = \frac{\sum_{j=1}^g m_j}{\sum_{j=1}^g n_j}$$

em que

$m_j$  é o número de observações da população  $j$  que foram erroneamente classificadas; e

$n_j$  é o número total de observações da população  $j$ .

Destaca-se que a taxa de erro aparente (TEA) geralmente é subestimada, pois as próprias observações em classificação foram utilizadas na estimação das funções discriminantes, causando o viés (LACHENBRUCH e MICKEY, 1968; EBDON et al., 1998; CRUZ e CARNEIRO, 2003).

No passo seguinte classificou-se cada observação das linhagens (cada repetição) com base nas funções discriminantes estimadas a partir das médias.

Sabendo a qual população as observações (repetições) pertenciam, estimou-se a taxa de erro. Esta foi estimada pela mesma expressão da taxa de erro aparente, mas conceitualmente se diferencia desta, pois as observações não foram diretamente utilizadas na estimação das funções discriminantes.

Esta classificação foi realizada para valores originais bem como para valores corrigidos. As funções discriminantes estimadas a partir das médias corrigidas dos efeitos ambientais de experimento foram utilizadas para proceder a reclassificação de cada repetição das linhagens, também corrigidas do efeito ambiental de experimento.

### **3.2.3. Análise discriminante com base em componentes principais**

Adicionalmente à técnica de Anderson, realizou-se a análise discriminante com base nos componentes principais, considerando seis caracteres avaliados nos cinco experimentos do primeiro ensaio (1998/99) e dez caracteres avaliados nos dois experimentos do segundo ensaio (2001).

Destaca-se que no estudo de componentes principais, os genitores e os padrões foram incluídos, formando cada um destes um grupo. Esta inclusão permitiu avaliar por meio da dispersão gráfica a diversidade entre linhagens e seus respectivos genitores, bem como daquelas em relação aos padrões, que são cultivares recomendados nos ambientes para onde se buscou selecionar as linhagens.

Basicamente, a única diferença entre a técnica tradicional de componentes principais e o procedimento para utilização desta como análise discriminante é a utilização dos valores médios de cada população ou grupo para determinação dos centróides. Os centróides indicaram o ponto médio da população, próximo ao qual espera-se que estejam as linhagens da respectiva população. A metodologia apresentada a seguir toma como base a descrição de CRUZ (2001) e CRUZ e CARNEIRO (2003).

A técnica de componentes principais visa transformar um conjunto de  $v$  variáveis observadas, em outro conjunto constituído por funções lineares das variáveis observadas, denominadas componentes principais, caracterizadas pela independência entre si e, pela capacidade de reter, em ordem de

estimação, o máximo da variância originalmente existente entre as populações.

Na análise discriminante com base em componentes principais considerou-se o seguinte modelo:

$$Y_{hik} = \mathbf{m} + G_k + T_{ik}$$

em que

$Y_{hik}$  = valor do  $h$ -ésimo carácter do  $i$ -ésimo tratamento do  $k$ -ésimo grupo,  
 $h = 1, 2, \dots, v$ ;

$\mathbf{m}$  = média geral;

$G_k$  = efeito do  $k$ -ésimo grupo,  $k = 1, 2, \dots, g$ ; e

$T_{ik}$  = efeito do  $i$ -ésimo tratamento do  $k$ -ésimo grupo,  $i = 1, 2, \dots, t$ .

Obtiveram-se, então, as médias dos diversos caracteres em cada grupo, por:

$$X_{kh} = \sum_{i=1}^t Y_{hik}$$

Na seqüência as médias foram padronizadas por:

$$x_{kh} = \frac{X_{kh}}{\hat{s}_{Xh}} \quad \text{e} \quad y_{hik} = \frac{Y_{hik}}{\hat{s}_{Xh}}$$

em que

$x_{kh}$  e  $X_{kh}$  = médias padronizadas e originais, respectivamente, em relação ao  $h$ -ésimo carácter avaliado no  $k$ -ésimo grupo (centróide);

$\hat{s}_{Xh}$  = desvio padrão entre as médias dos grupos, considerando o  $h$ -ésimo carácter; e

$y_{hik}$  e  $Y_{hik}$  = médias padronizadas e originais, respectivamente, em relação ao  $h$ -ésimo carácter do  $i$ -ésimo tratamento do  $k$ -ésimo grupo.

A partir dos dados padronizadas ( $y_{hik}$ ) obteve-se a matriz de correlações entre caracteres ( $R$ ), da qual extraiu-se os autovalores ( $\mathbf{I}_m$ ) e os autovetores correspondentes ( $\mathbf{a}_m$ ), conforme descrito a seguir:

$$\det(R - I_m) = 0 \quad \text{e} \quad (R - I_m)\mathbf{a}_m = \mathbf{F}$$

em que  $I =$  uma matriz identidade de dimensão  $v \times v$ .

O número máximo de autovalores não-nulos da matriz  $R$  é dado por  $m = \text{menor}\{v, g - 1\}$ , sendo  $v$  o número de caracteres avaliados e  $g$  o número de grupos que deram origem a matriz de correlação.

Os escores referentes à média dos grupos, denominados centróides são obtidos considerando as médias dos grupos, e as seguintes equações:

$$\begin{aligned} CP_1 &= a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \dots + a_{1h}x_h + \dots + a_{1v}x_v \\ &\dots \\ CP_m &= a_{m1}x_1 + a_{m2}x_2 + \dots + a_{mh}x_h + \dots + a_{mv}x_v \end{aligned}$$

em que

$a_{mh} = v$  elementos dos autovetores associados aos  $m$  autovalores. Como há  $m$  autovalores não-nulos, haverá também  $m$  autovetores associados.

Para os tratamentos, os escores foram obtidos por meio das médias padronizadas de cada tratamento, sendo as equações apresentadas a seguir:

$$\begin{aligned} CP_{lik} &= a_{11}y_{lik} + a_{12}y_{2ik} + \dots + a_{1h}y_{hik} + \dots + a_{1v}y_{vik} \\ &\dots \\ CP_{mik} &= a_{1m}y_{mik} + a_{1m}y_{mik} + \dots + a_{1h}y_{hik} + \dots + a_{vm}y_{vik} \end{aligned}$$

A variância associada a cada componente principal é dada pela raiz característica (autovalor) da matriz  $R$ , ou seja:

$$V(CP_f) = \lambda_f$$

Por outro lado, os  $m$  componentes retêm toda a variância dos dados originais, de forma que:

$$\sum_{f=1}^m \lambda_f = \sum_{h=1}^v V(Y_h) = \text{Traço}(R)$$

Assim, a importância relativa (*IR*) de cada componente é avaliada pela porcentagem da variância total que ele explica:

$$IR = \frac{I_f}{\sum_{f=1}^m I_f}$$

Foram considerados para apresentação gráfica e para interpretação os primeiros componentes principais, que conjuntamente acumulavam pelo menos 80% da variância total.

De forma análoga ao realizado com base na análise discriminante de Anderson, com a técnica de componentes principais também foram estudados quatro conjuntos de dados: i) médias originais do primeiro ensaio; ii) médias do primeiro ensaio corrigidas do efeito de experimento; iii) médias originais do segundo ensaio; e iv) médias do segundo ensaio corrigidas do efeito de experimento.

### **3.3. Processamento das análises**

As análises estatísticas e genéticas deste trabalho foram processadas com o auxílio do aplicativo computacional “GENES FOR WINDOWS”, desenvolvido por CRUZ (2001).

## **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

### **4.1. Análise discriminante de Anderson no primeiro ensaio (1998/99)**

Com o propósito de avaliar a dissimilaridade entre as populações do primeiro ensaio, estimou-se a distância generalizada de Mahalanobis entre as mesmas, sendo a significância desta distância testada pelo teste F, conforme apresentado no Quadro 1. Considerando as médias originais e o nível de 5% de probabilidade do erro, as populações I e IV, II e IV, II e V além de IV e V diferiram significativamente. Ampliando para 10% a probabilidade do erro, as populações III e IV também divergiram significativamente. Assim, constataram-se diferenças significativas em apenas cinco dos dez pares de populações possíveis.

Considerando as médias corrigidas dos efeitos ambientais de experimento, os resultados foram semelhantes aos obtidos com as médias originais, mas neste caso, as populações III e IV divergiram a 5% e as populações II e IV somente a 10% de probabilidade do erro. Assim, considerando o nível de 10% a conclusão seria a mesma, independentemente da utilização de médias originais ou corrigidas.

Observa-se também que não houve separação significativa em nenhum dos pares possíveis entre as populações I, II e III. As populações II e III possuem um genitor em comum, CEPS 8926, o que pode estar colaborando para semelhança entre as mesmas. Por outro lado, as populações IV e V também

Quadro 1 – Distância generalizada de Mahalanobis ( $D^2$ ) entre pares de populações, considerando as médias originais e corrigidas de seis caracteres avaliados nas cinco populações do primeiro ensaio. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

Populações <sup>1/</sup>		Médias originais		Médias corrigidas	
		$D^2$ <sup>2/</sup>	Significância (%)	$D^2$ <sup>2/</sup>	Significância (%)
I	II	0,921863	100,00	1,847709	12,46
I	III	0,402765	100,00	0,495428	100,00
I	IV	3,753637 <sup>++</sup>	0,83	3,529002 <sup>++</sup>	1,13
I	V	1,200015	32,65	0,971559	100,00
II	III	1,043385	40,79	1,068717	39,37
II	IV	3,540986 <sup>++</sup>	1,11	2,102733 <sup>+</sup>	8,50
II	V	2,632171 <sup>++</sup>	3,91	2,562557 <sup>++</sup>	4,32
III	IV	2,433433 <sup>+</sup>	5,22	3,181350 <sup>++</sup>	1,80
III	V	1,160493	34,56	1,844270	12,52
IV	V	2,571364 <sup>++</sup>	4,27	2,763235 <sup>++</sup>	3,24

<sup>1/</sup> Populações oriundas dos seguintes cruzamentos: I) CEPS 7716 x Doko RC; II) CEPS 8926 x IAC 8; III) CEPS 8926 x FT Cristalina; IV) Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>; e V) Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

<sup>2/</sup> <sup>+</sup> e <sup>++</sup> significativos, respectivamente, a 10% e 5% de probabilidade, pelo teste F.

possuem um genitor em comum, FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>, e ainda assim diferiram significativamente entre si. As populações III, IV e V possuem um genitor altamente aparentado, pois FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>, é o resultado de quatro gerações de retrocruzamento para incorporação de genes de resistência ao cancro-da-haste. Assim, apesar da similaridade entre os genitores, as populações III e IV foram consideradas dissimilares, mas o mesmo não ocorreu entre as populações III e V.

Nos testes de médias, realizados nas cinco populações do primeiro ensaio, apresentadas no Capítulo 1 (Quadros 4, 6, 8, 10 e 12), observou-se tendência das linhagens selecionadas se assemelharem mais a CAC 1, FT Cristalina RC4, UFV 19, Doko RC e IAC 8, em contraposição a BR 16, Coker 6738 e Agratech 550. Argumenta-se assim que, conforme esperado, a seleção favoreceu plantas semelhantes aos genitores ou padrões mais adaptados à região (baixa latitude) e, conseqüentemente houve redução na variabilidade genética da população sob seleção, pela eliminação de linhagens portadoras de formas alélicas indesejadas. Formas alélicas estas, envolvidas na determinação de caracteres agronômicos, mas que caracterizam genótipos

pouco adaptados ou pouco desejados. Observa-se ainda nos Quadros 3, 5, 7, 9 e 11, do Capítulo 1, que as populações IV e V se distinguem em termos de médias das demais populações principalmente quanto a APM, ACM e PRO. Justificando o fato de haver separação significativa entre as populações IV e V, e destas com algumas das demais.

A separação significativa entre populações não implica necessariamente em boa classificação, quando da utilização de funções discriminantes. No entanto, casos em que a separação não é significativa, a eficiência das funções discriminantes certamente será muito baixa (KHATTREE e NAIK, 2000).

Considerando os contrastes univariados entre populações, apresentados no Capítulo 1 (Quadros 14 e 15), pode-se observar que há relação daqueles resultados com os obtidos no contexto multivariado. Neste sentido, destaca-se que as populações IV e V apresentaram as maiores frequências de diferenças significativas em relação às demais. Na população IV, 20 e na população V, 16, em um total de 24 contrastes testados foram significativos.

O Quadro 2 apresenta as funções discriminantes de Anderson para o primeiro ensaio (médias originais e corrigidas). Na estimação destas considerou-se a mesma probabilidade *a priori* para as cinco populações.

Com base nas funções discriminantes estimadas, as linhagens (médias originais e corrigidas) foram reclassificadas conforme apresentado no Quadro 3. Considerando as populações isoladamente, a taxa de erro variou de 20 a 60% para médias originais e, de 26,67 a 60% quando da utilização das médias corrigidas, sendo a menor taxa na população IV e a maior na população II. A taxa de erro aparente foi de 44 e 48%, para médias originais e corrigidas, respectivamente. As menores taxas de erro ocorreram exatamente nas populações IV e V, as quais se destacaram como as mais dissimilares, tanto nos testes de significância aplicados à distância de Mahalanobis (Quadro 2), como nos testes univariados do Capítulo 1 (Quadros 14 e 15).

Destaca-se que algumas linhagens foram alocadas erroneamente em populações cuja separação foi significativa e, por outro lado, ocorreu um caso em que a separação não foi significativa e mesmo assim, não houve alocações incorretas. Exemplificando com as médias corrigidas, é o caso da população V, que não diferiu significativamente da população III (Quadro 1) e, mesmo assim, nenhuma linhagem da população V foi incorretamente alocada

Quadro 2 – Funções discriminantes de Anderson para as cinco populações de soja avaliadas no primeiro ensaio, considerando as médias originais e corrigidas de seis caracteres. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

Popu- lação <sup>1/</sup>	P <sup>2/</sup>	Constante	Coeficientes associados aos caracteres <sup>3/</sup>					
			DPF	APF	DPM	APM	ACM	PRO
----- Médias originais -----								
I	0,2	-339,046510	1,384441	-1,651152	4,403596	0,335344	15,535820	0,015436
II	0,2	-344,069057	1,593470	-1,637181	4,317809	0,316183	15,956538	0,016755
III	0,2	-350,326353	1,541954	-1,688250	4,445320	0,330216	15,349649	0,015323
IV	0,2	-362,999220	1,584095	-1,681373	4,523433	0,263302	15,159348	0,017150
V	0,2	-353,125090	1,168769	-1,667723	4,588233	0,363490	14,896741	0,015726
----- Médias corrigidas -----								
I	0,2	-371,252724	1,733943	-1,635314	4,897372	0,077047	12,513820	0,015189
II	0,2	-366,894850	1,756252	-1,467642	4,827079	-0,053556	12,967449	0,016153
III	0,2	-376,105947	1,781983	-1,576346	4,921144	0,003631	13,107130	0,015227
IV	0,2	-385,387713	1,903506	-1,599102	4,939298	-0,040830	12,679789	0,017402
V	0,2	-383,061306	1,502412	-1,604640	5,042158	0,069246	12,587741	0,016434

<sup>1/</sup> Populações oriundas dos seguintes cruzamentos: I) CEPS 7716 x Doko RC; II) CEPS 8926 x IAC 8; III) CEPS 8926 x FT Cristalina; IV) Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>; e V) Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

<sup>2/</sup> Probabilidade *a priori*.

<sup>3/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; e PRO = produção.

na população III (Quadro 3). Por outro lado, considerando médias originais, a população II divergiu significativamente de IV e V (Quadro 1), e mesmo assim, algumas linhagens da população II foram incorretamente alocadas em IV e V e, três linhagens da população V foram alocadas na população II (Quadro 3).

O Quadro 4 apresenta o resultado da classificação das observações de campo, originais e corrigidas do efeito ambiental devido ao experimento, com base nas funções discriminantes apresentadas no Quadro 2. A primeira constatação refere-se à taxa de erro na classificação que foi superior a taxa de erro aparente, comprovando que a estimação de taxas de erro (aparente) com os próprios dados utilizados na estimação das funções discriminantes subestima as mesmas (LACHENBRUCH e MICKEY, 1968; EBDON et al., 1998).

A taxa de erro, considerando os dados corrigidos, foi um pouco menor que para os dados originais (Quadro 4), ao contrário do esperado, com base nas taxas de erro aparente (Quadro 3). Novamente, as populações IV e V apresentaram as menores taxas de erro, refletindo a dissimilaridade destas.

Quadro 3 – Taxa de erro aparente na reclassificação das linhagens das cinco populações do primeiro ensaio, utilizadas para estimação das funções discriminantes de Anderson, considerando as médias originais e corrigidas de seis caracteres. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

População <sup>1/</sup> (a priori)	Classificação com base na função discriminante					Total	Classificações erradas (%)
	I	II	III	IV	V		
----- Médias originais -----							
I	<b>7</b>	2	2	-	4	15	53,33
II	1	<b>6</b>	4	3	1	15	60,00
III	1	1	<b>8</b>	2	3	15	46,67
IV	1	-	1	<b>12</b>	1	15	20,00
V	3	3	-	-	<b>9</b>	15	40,00
Total	13	12	15	17	18	75	
Taxa de erro aparente							44,00
----- Médias corrigidas -----							
I	<b>7</b>	1	3	-	4	15	53,33
II	1	<b>6</b>	3	5	-	15	60,00
III	4	2	<b>7</b>	-	2	15	53,33
IV	1	2	-	<b>11</b>	1	15	26,67
V	4	2	-	1	<b>8</b>	15	46,67
Total	17	13	13	17	15	75	
Taxa de erro aparente							48,00

<sup>1/</sup> Populações oriundas dos seguintes cruzamentos: I) CEPS 7716 x Doko RC; II) CEPS 8926 x IAC 8; III) CEPS 8926 x FT Cristalina; IV) Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>; e V) Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

Quadro 4 – Classificação das observações de campo das linhagens (repetições, originais e corrigidas) das cinco populações avaliadas no primeiro ensaio, pelas funções discriminantes de Anderson estimadas com base nas médias deste mesmo ensaio. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99

População <sup>1/</sup> (a priori)	Classificação com base na função discriminante					Total	Classificações Erradas (%)
	I	II	III	IV	V		
Dados originais							
I	13	11	6	1	14	45	71,11
II	5	18	11	6	5	45	60,00
III	5	12	14	3	11	45	68,89
IV	4	2	3	33	3	45	26,67
V	5	8	8	3	21	45	53,34
Total	32	51	42	46	54	225	
Taxa de erro							56,00
Dados corrigidos							
I	16	8	10	1	10	45	64,44
II	3	18	9	12	3	45	60,00
III	11	7	16	2	9	45	64,44
IV	3	7	1	32	2	45	28,89
V	10	4	6	4	21	45	53,33
Total	43	44	42	51	45	225	
Taxa de erro							54,22

<sup>1/</sup> Populações oriundas dos seguintes cruzamentos: I) CEPS 7716 x Doko RC; II) CEPS 8926 x IAC 8; III) CEPS 8926 x FT Cristalina; IV) Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>; e V) Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

## 4.2. Análise discriminante de Anderson no segundo ensaio (2001)

No Quadro 5 estão apresentadas as funções discriminantes estimadas para as populações IV e V, considerando as médias originais e corrigidas de dez caracteres avaliados no segundo ensaio. Este quadro apresenta ainda a distância de Mahalanobis entre as populações, destacando-se que não houve separação significativa entre as mesmas. Considerando as médias corrigidas houve pequeno decréscimo na distância de Mahalanobis entre as duas populações, o que não alterou o nível de significância. A não-separação significativa entre estas populações contrasta com os estudos univariados do Capítulo 1 (Quadro 21), em que oito dos dez contrastes entre as duas populações foram significativos. As duas populações somente não diferiram entre si quanto aos caracteres ACM e PRO. Destaca-se, no entanto, que como foram avaliados poucos genótipos, o pequeno grau de liberdade associado à distância entre populações reduziu a possibilidade de detectar separação significativa entre as mesmas. Destaca-se, que neste caso, o teste F está associado a 10 e 1 graus de liberdade ( $F(v; n_j + n_{j'} - v - 1)$ ).

Com base nas funções discriminantes, as linhagens (médias originais e corrigidas) foram reclassificadas, obtendo-se taxas de erro aparente nulas, conforme apresentado no Quadro 6. No entanto, quando as observações de cada repetição foram classificadas, a taxa de erro foi de 16,67% para dados originais e de 20,84% para dados corrigidos dos efeitos de ambiente atribuídos ao experimento (Quadro 7). Ou seja, apesar da distância entre as duas populações não ter sido significativa, a função discriminante foi eficiente em alocar a maioria das linhagens na população correta.

A correção dos efeitos ambientais atribuídos ao experimento praticamente não teve efeito sobre as taxas de erro. No primeiro ensaio, a correção do efeito ambiental reduziu um pouco a taxa de erro, de 56 para 54,22% (Quadro 4), ao passo que no segundo ensaio, o efeito foi contrário, aumentando a taxa de 16,67 para 20,84% (Quadro 7).

A eficiência da análise discriminante neste ensaio contrasta com a afirmação de KHATTREE e NAIK (2000) de que a probabilidade de obtenção de uma regra de classificação eficiente é pequena. No segundo ensaio, mesmo sendo a separação entre as populações não-significativa (Quadro 5) foi obtida

Quadro 5 – Funções discriminantes de Anderson e distância generalizada de Mahalanobis ( $D^2$ ) para as duas populações de soja avaliadas no segundo ensaio, considerando as médias originais e corrigidas de dez caracteres. Viçosa-MG. Ano 2001

Caráter <sup>1/</sup>	Médias originais		Médias corrigidas	
	População IV <sup>2/</sup>	População V <sup>3/</sup>	População IV	População V
----- Coeficientes associados aos caracteres -----				
DPF	-125,858923	-125,987858	-95,373143	-95,505712
APF	-82,669780	-82,747560	-50,928788	-51,017161
DPM	88,488041	88,701726	105,864002	106,044234
APM	-7,929945	-7,942201	-33,126914	-33,122558
ACM	7087,397556	7088,365898	5552,346739	5554,021653
A1V	406,548160	407,098904	401,682988	402,177496
NVP	366,891774	366,989901	167,186165	167,391831
NSV	12783,032425	12786,556753	2682,592597	2691,738823
PCS	406,249800	406,752265	-67,963924	-67,225835
PRO	-5,631452	-5,633577	-1,410812	-1,415237
Constante	-24946,061143	-24990,302798	-13594,24747	-13647,195458
Prob <sup>4/</sup>	0,5	0,5	0,5	0,5
$D^2$ (IV – V)	3,636077		3,633961	
Significância (%)	100		100	

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; A1V = altura de inserção da primeira vagem; NVP = número de vagens por planta; NSV = número de sementes por vagens; PCS = peso de 100 sementes; e PRO = produção.

<sup>2/</sup> População IV oriunda do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

<sup>3/</sup> População V oriunda do cruzamento de Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

<sup>4/</sup> Prob = probabilidade *a priori*.

Quadro 6 – Taxa de erro aparente com a reclassificação de linhagens das duas populações do segundo ensaio, utilizadas para estimação das funções discriminantes de Anderson, considerando as médias originais e corrigidas de dez caracteres. Viçosa-MG. Ano 2001

População (a priori)	Classificação com base na função discriminante		Total	Classificações erradas (%)
	IV	V		
----- Médias originais -----				
IV <sup>1/</sup>	6	-	6	0
V <sup>2/</sup>	-	6	6	0
Total	6	6	12	
Taxa de erro aparente (%)				0
----- Médias corrigidas -----				
IV	6	-	6	0
V	-	6	6	0
Total	6	6	12	
Taxa de erro aparente (%)				0

<sup>1/</sup> População IV oriunda do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

<sup>2/</sup> População V oriunda do cruzamento de Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

Quadro 7 – Classificação das observações de campo originais e corrigidas das linhagens das populações avaliadas no segundo ensaio, pelas funções discriminantes de Anderson estimadas com base nas médias originais e corrigidas, considerando dez caracteres avaliados neste mesmo ensaio. Viçosa-MG. Ano 2001

População (a priori)	Classificação com base na função discriminante		Total	Classificações erradas (%)
	IV	V		
----- Dados originais -----				
IV <sup>1/</sup>	20	4	24	16,67
V <sup>2/</sup>	4	20	24	16,67
Total	24	24	48	
Taxa de erro (%)				16,67
----- Dados corrigidos -----				
IV	18	6	24	25,00
V	4	20	24	16,67
Total	22	26	48	
Taxa de erro (%)				20,84

<sup>1/</sup> População IV oriunda do cruzamento de Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

<sup>2/</sup> População V oriunda do cruzamento de Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>.

uma função discriminante que resultou em taxa de erro aparente nula (Quadro 6) e baixa taxa de erro (Quadro 7).

Comparando isoladamente os resultados da análise discriminante do segundo ensaio (Quadro 7), com os obtidos para as populações IV e V no primeiro ensaio (Quadro 4), verifica-se boa concordância, pois poucos indivíduos da população IV foram erroneamente classificados na população V, e vice-versa, tanto considerando dados originais como dados corrigidos.

Convém agora considerar algumas possíveis causas para as taxas de erros encontradas: 1) o número de caracteres avaliados pode ser insuficiente ou pouco representativo; 2) a técnica pode não ser a mais adequada para tal estudo; e 3) as linhagens das diferentes populações realmente são muito semelhantes quanto aos caracteres agronômicos.

Vários trabalhos publicados apresentam resultados satisfatórios com a utilização da análise discriminante de Anderson, a exemplo dos trabalhos de FERREIRA (1995), PEREIRA (1999) e ASSIS (2001). Assim, com base nos trabalhos citados considera-se a técnica adequada aos objetivos propostos. E para corroborar com esta afirmação, será apresentada também uma análise discriminante baseada na técnica de componentes principais. Esta metodologia

permitirá também visualizar melhor a variabilidade existente tanto entre como dentro de populações, via dispersão gráfica (itens 4.3 e 4.4).

O objetivo deste trabalho foi estudar a variabilidade genética persistente entre as linhagens após a seleção, considerando os caracteres de importância agrônômica. Acredita-se, assim, que o grupo de caracteres avaliados foi satisfatório e adequado aos objetivos. Certamente, se outros caracteres, especialmente os poucos influenciados pela seleção realizada nas gerações anteriores, fossem também considerados, seria provável ocorrer maior discriminação entre as populações. Mas, os resultados até aqui apresentados já indicam que, mesmo partido de populações geneticamente distintas, ou seja, de cruzamentos distintos, a seleção realizada com objetivos comuns a todas as populações tornou-as mais similares. Lembrando que nas gerações anteriores estas populações foram submetidas à seleção, principalmente para produtividade e caracteres, como altura de planta e número de dias até a maturação (BACKES, 2000; REIS et al., 2003).

#### **4.3. Análise discriminante com base em componentes principais – Primeiro ensaio (1998/99)**

Com o objetivo de avaliar a consistência e melhorar o entendimento dos resultados obtidos com a metodologia de análise discriminante de Anderson, procedeu-se a análise discriminante com base em componentes principais, conforme proposta ilustrada por CRUZ (2001) e CRUZ e CARNEIRO (2003).

Utilizando as médias (originais e corrigidas) das linhagens e dos padrões, para os seis caracteres avaliados, foi realizada a análise discriminante com base em componentes principais. O Quadro 8 apresenta os autovalores e as variâncias associadas aos mesmos. Para médias originais os dois primeiros autovalores acumulam mais de 92% da variância dos dados e para médias corrigidas acumulam mais de 94% da variância total. Segundo CRUZ e CARNEIRO (2003), devem ser interpretados os componentes principais que expliquem pelo menos 80% da variação disponível; assim, foi necessário considerar apenas os escores dos dois primeiros componentes principais para dispersão gráfica.

Quadro 8 – Estimativas dos autovalores obtidos na análise discriminante com base em componentes principais, considerando médias originais e corrigidas dos seis caracteres avaliados no primeiro ensaio. Viçosa-MG. Ano 1998/99

Ordem do autovalor	Autovalor	Variância (%)	Variância acumulada (%)
----- Médias originais <sup>1/</sup> -----			
1	4,4570707	74,2845121	74,2845121
2	1,1221528	18,7025468	92,9870589
3	0,3119912	5,1998540	98,1869129
4	0,0710760	1,1845998	99,3715127
5	0,0286116	0,4768603	99,8483730
6	0,0090976	0,1516270	100,00
----- Médias corrigidas <sup>1/</sup> -----			
1	4,4279799	73,7996650	73,7996650
2	1,2381279	20,6354647	94,4351297
3	0,2193923	3,6565391	98,0916688
4	0,0730289	1,2171479	99,3088166
5	0,0278111	0,4635181	99,7723348
6	0,0136599	0,2276652	100,00

<sup>1/</sup> Nesta análise foram consideradas linhagens, genitores e padrões.

O Quadro 9 apresenta os autovetores associados aos autovalores apresentados no Quadro 8. Com base nestes resultados é possível avaliar a importância relativa dos caracteres para discriminação, pois os últimos autovalores explicam uma fração muito pequena da variância. Assim, o caráter com maior coeficiente de ponderação no autovetor associado ao último autovalor é passível de descarte, pois contribui pouco para variabilidade (CRUZ e REGAZZI, 1997). Considerando as médias originais, APF, APM e DPF e, em relação às médias corrigidas, APF, APM e DPM foram os caracteres que apresentaram os maiores coeficientes de ponderação nos autovetores de menor importância, sendo assim considerados de menor importância para divergência genética nestes grupos.

Estes resultados apresentam alguma concordância com o estudo univariado (contrastes entre populações) apresentado nos Quadros 14 e 15 do Capítulo 1. Nestes quadros pode-se observar que em especial para os caracteres DPM e APM houve pouca diferenciação entre populações. Por outro lado, é importante destacar que na análise discriminante com base em

Quadro 9 – Autovetores associados aos autovalores estimados na análise discriminante baseada em componentes principais, considerando médias originais e corrigidas dos seis caracteres avaliados no primeiro ensaio. Viçosa-MG. Ano 1998/99

Ordem dos autovetores	Caracteres <sup>1/</sup>					
	DPF	APF	DPM	APM	ACM	PRO
----- Médias originais <sup>2/</sup> -----						
1	0,4566	0,4714	0,4409	0,4616	0,3854	0,1153
2	-0,0269	0,0142	0,0840	0,0635	-0,4262	0,8980
3	-0,3085	-0,0320	-0,5639	0,2597	0,6402	0,3294
4	-0,7352	-0,1551	0,5677	0,3249	0,0445	-0,0745
5	-0,1157	0,1472	0,3317	-0,7792	0,4424	0,2282
6	-0,3764	0,8549	-0,2197	-0,0527	-0,2496	-0,1189
----- Médias corrigidas <sup>2/</sup> -----						
1	0,4587	0,4694	0,4530	0,4606	0,3851	0,0605
2	0,0218	0,0781	0,1107	0,0565	-0,4568	0,8771
3	-0,3988	-0,1182	-0,4321	0,3993	0,5936	0,3584
4	-0,6260	-0,2173	0,6582	0,3122	-0,1168	-0,1291
5	0,2368	-0,2227	-0,3194	0,7233	-0,4633	-0,2336
6	-0,4268	0,8141	-0,2462	0,0682	-0,2499	-0,1654

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; e PRO = produção.

<sup>2/</sup> Nesta análise foram consideradas linhagens, genitores e padrões.

componentes principais, foram incluídos também os padrões e os genitores, o que pode ter influenciado os coeficientes atribuídos a cada caráter.

Com base nos escores referentes aos dois primeiros componentes principais, apresenta-se na seqüência a dispersão gráfica dos tratamentos avaliados. Esta apresentação permite uma análise complementar sobre a diversidade genética entre e dentro das populações e, destas em relação aos genitores e padrões. Primeiramente, para facilitar a interpretação, apresenta-se na Figura 1, apenas a dispersão dos centróides das cinco populações e dos tratamentos padrões avaliados no primeiro ensaio. Nesta figura, observa-se pequena divergência genética entre os padrões adaptados às regiões de maior latitude (Coker 6738, BR 16 e Agratech 550); já, entre os demais padrões, há razoável divergência, à exceção de FT Cristalina e FT Cristalina RC4, que divergem pouco entre si, conforme esperado. A divergência genética entre populações pode ser avaliada pela distância entre os centróides que

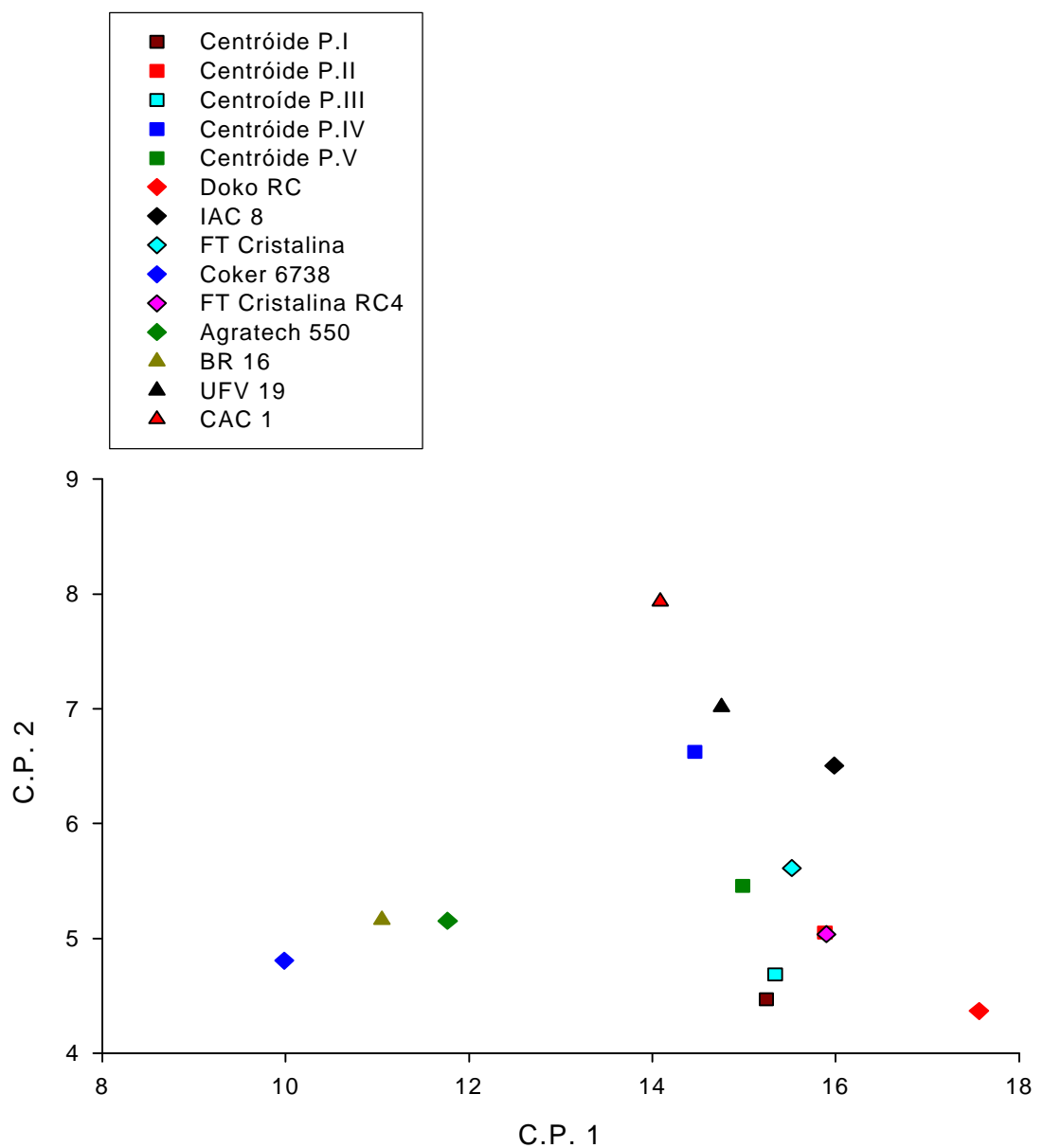


Figura 1 – Dispersão gráfica dos centróides de cinco populações de soja, dos genitores destas e dos padrões incluídos na avaliação, em relação ao primeiro e segundo componente principal, considerando os seis caracteres avaliados no primeiro ensaio. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99.

representam as mesmas. As populações I, II e III são as mais semelhantes entre si, ao passo que as populações V e em especial a IV divergem das demais. Esta constatação está perfeitamente de acordo com as distâncias generalizadas de Mahalanobis e os respectivos testes de significância (Quadro 1).

A Figura 2 apresenta além da dispersão gráfica dos centróides e dos padrões, as linhagens, em relação aos dois primeiros componentes principais. Observa-se, na referida figura, conforme já havia sido evidenciado pela distância de Mahalanobis (Quadro 1) e pelas taxas de erro da análise discriminante (Quadros 3 e 4) que as populações I, II e III são as menos divergentes entre si, já as populações IV e V divergem um pouco destas.

É importante observar a pouca divergência existente entre as linhagens das diferentes populações, havendo sobreposição das mesmas, de forma que, por meio da dispersão gráfica não há possibilidade de estabelecer grupos de linhagens correspondentes às populações, justificando as taxas de erro da função discriminante (Quadros 3 e 4). A partir da Figura 2 infere-se também que várias linhagens das diferentes populações tendem a divergir pouco dos padrões FT Cristalina RC4, FT Cristalina e UFV 19, no caso deste último cultivar, em especial as linhagens da população IV. Isto pode ser atribuído às estratégias de seleção utilizadas nas gerações anteriores, que visavam plantas com bons caracteres agronômicos e adaptados às condições do Brasil Central (baixa latitude), características apresentadas pelos padrões acima citados. Além disso, destaca-se que os padrões FT Cristalina RC4 ou FT Cristalina são genitores nas populações III, IV e V. Assim, a seleção pode ter priorizado genótipos com caracteres agronômicos semelhantes aos referidos padrões, fazendo com que tenham pequena divergência genética dos mesmos. THOMPSON e NELSON (2001), trabalhando com linhagens experimentais com diferentes níveis de germoplasma de PI's (*Plant Introductions*), observaram que as linhagens experimentais selecionadas tendem a divergir pouco dos parentais adaptados, concluindo que a seleção para caracteres agronômicos favoráveis resultou no avanço de linhas geneticamente mais similares aos padrões adaptados em contraposição aos parentais exóticos. No entanto, os autores ressaltam que há possibilidade de selecionar linhas altamente produtivas que divergem mais do genitor adaptado do que outras menos produtivas.

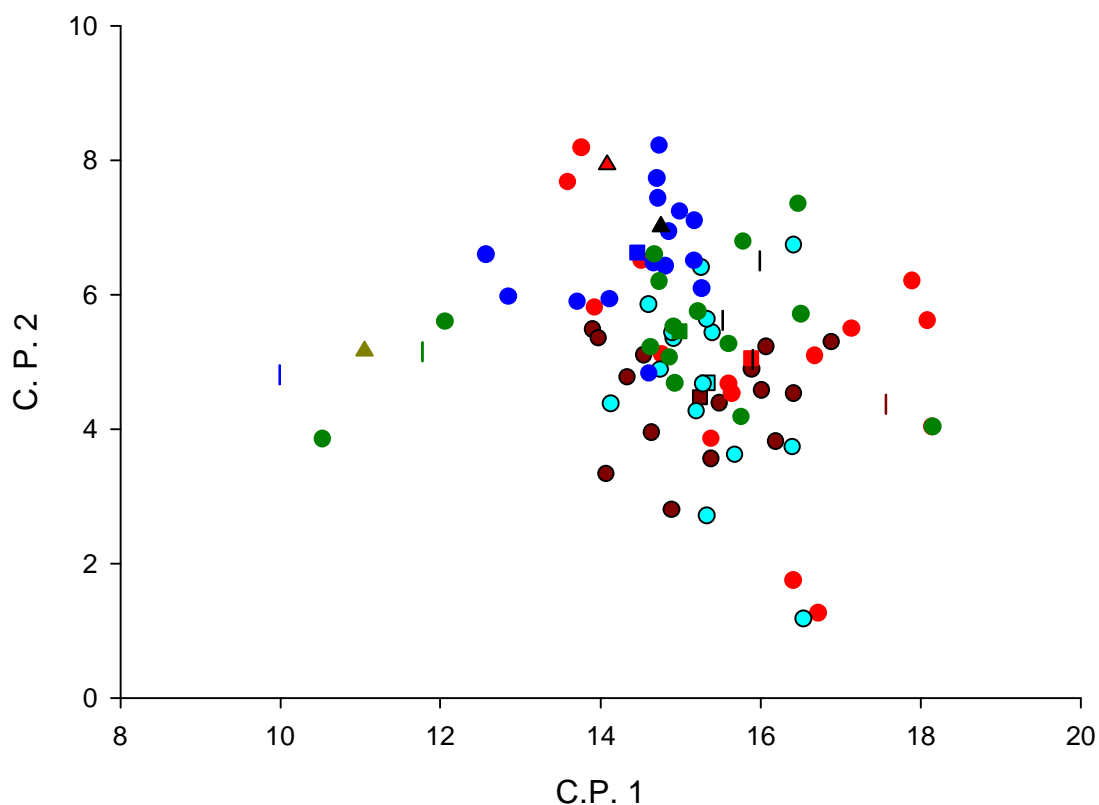
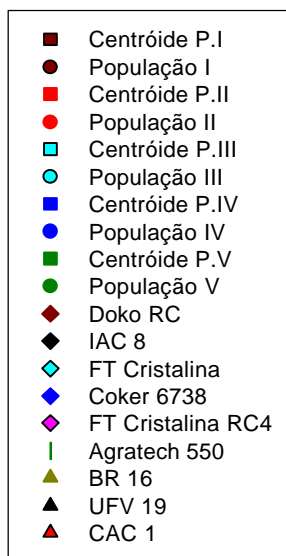


Figura 2 – Dispersão gráfica das cinco populações de soja, dos respectivos centróides, dos genitores das populações e dos padrões incluídos na avaliação, em relação ao primeiro e segundo componente principal, considerando os seis caracteres avaliados no primeiro ensaio. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99.

A semelhança das linhagens em relação aos padrões bem adaptados, em contraposição à dissimilaridade em relação ao Coker 6738, BR 16 e Agratech 550, já havia sido detectada nos estudos univariados do Capítulo 1 (Quadros 4, 6, 8, 10 e 12). A similaridade entre genótipos selecionados para uma determinada região edafoclimática foi também suposta por NAOE et al. (2001) e, os resultados obtidos por CUI et al. (2000) corroboram para esta suposição. Neste trabalho, os autores observaram maior coeficiente de parentesco entre cultivares adaptados a uma região, quando comparado ao coeficiente encontrado entre cultivares de várias regiões. A seleção intensa pode fixar preferencialmente alelos de um parental mais adaptado (DELANNAY et al., 1983; HIROMOTO e VELLO, 1986). No entanto, para St. MARTIN (1982) aproximadamente 88% das linhagens obtidas de cruzamentos biparentais devem receber entre 40 e 60% do material genético de um genitor.

De forma análoga à análise discriminante de Anderson, o estudo de componentes principais foi realizado também com as médias corrigidas do efeito ambiental de experimento, conforme apresentado nos Quadros 8 e 9 e, na Figura 3. Comparando as Figuras 2 e 3, observa-se que não houve alterações consistentes na distribuição gráfica dos escores, confirmando os resultados da análise discriminante de Anderson (Quadros 3 e 4), a qual indicou ser a correção dos efeitos ambientais ineficiente no sentido de diminuir as taxas de erro das funções de classificação. No caso deste primeiro ensaio, em discussão, destaca-se que os dados foram obtidos a partir de delineamento experimental, com três repetições, e os cinco experimentos deste ensaio foram conduzidos em uma mesma área experimental, soma-se a isto que na análise conjunta não foi detectada significância para interação de padrões com experimentos (Quadro 13, do Capítulo 1). Dessa forma, foram estimados efeitos ambientais atribuídos a experimentos, no entanto, em magnitude que não provocaram muitas alterações na dinâmica da variabilidade (ou médias) entre populações.

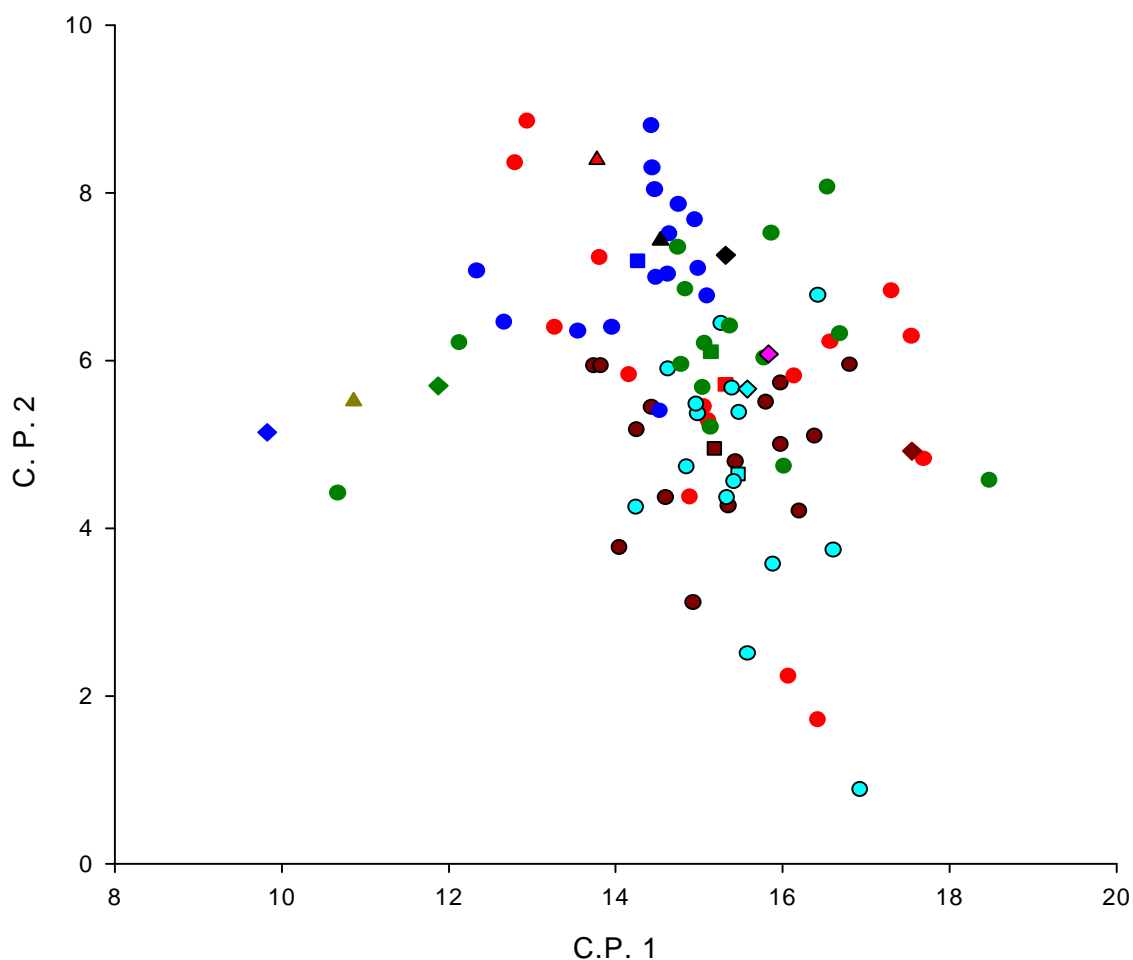
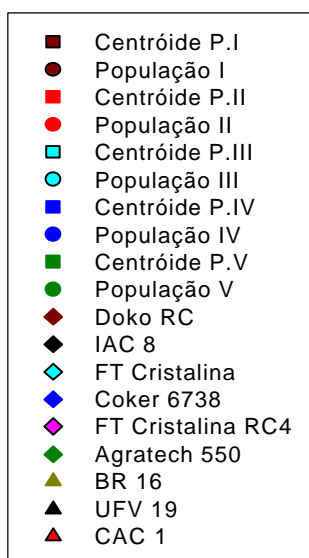


Figura 3 – Dispersão gráfica das cinco populações de soja, dos respectivos centróides, dos genitores das populações e dos padrões incluídos na avaliação, em relação ao primeiro e segundo componente principal, considerando as médias corrigidas dos seis caracteres avaliados no primeiro ensaio. Viçosa-MG. Ano agrícola 1998/99.

#### 4.4. Análise discriminante com base em componentes principais – Segundo ensaio (2001)

Os dois primeiros componentes principais, associados aos respectivos autovalores acumularam mais de 80% da variação disponível, tanto considerando médias originais como corrigidas do efeito ambiental associado a experimentos (Quadro 10). Conforme CRUZ e CARNEIRO (2003), nos estudos de diversidade genética deve-se interpretar um número mínimo de componentes principais que expliquem ao menos 80% da variância total dos dados.

Quadro 10 – Estimativas dos autovalores obtidos na análise discriminante com base em componentes principais, considerando médias originais e corrigidas dos dez caracteres avaliados no segundo ensaio. Viçosa-MG. Ano 2001

Ordem do autovalor	Autovalor	Variância (%)	Variância acumulada (%)
----- Médias originais <sup>1/</sup> -----			
1	6,6336041	66,3360409	66,3360409
2	1,6759061	16,7590614	83,0951023
3	1,2346475	12,3464747	95,4415770
4	0,2430987	2,4309873	97,8725643
5	0,0956908	0,9569078	98,8294721
6	0,0873010	0,8730099	99,7024820
7	0,0297518	0,2975180	100,00
----- Médias corrigidas <sup>1/</sup> -----			
1	6,6982868	66,9828677	66,9828677
2	1,4804556	14,8045561	81,7874238
3	1,2726992	12,7269915	94,5144153
4	0,2876996	2,8769956	97,3914109
5	0,1374686	1,3746859	98,7660969
6	0,0924006	0,9240061	99,6901030
7	0,0309897	0,3098970	100,00

<sup>1/</sup> Nesta análise foram consideradas linhagens, genitores e padrões.

No segundo ensaio foram avaliados dez caracteres de importância agronômica e, na estimação dos componentes principais foram considerados oito grupos de genótipos (população IV e V, além de seis padrões). Nesta situação ocorre que a real dimensionalidade da matriz R de correlação ou de covariâncias de dados transformados é inferior a dimensão da matriz, pois a

mesma não é de posto completo. O posto de uma matriz  $R$  será sempre igual ou inferior ao mínimo de  $v$  e  $g-1$ , em que  $v$  é o número de variáveis e  $g$  é o número de grupos. A real dimensionalidade das matrizes de covariâncias será inferior ao mínimo de  $v$  e  $g-1$ , sempre que o número de combinações lineares da matriz exceder o valor  $v-(g-1)$ . Na prática, pode-se conhecer a verdadeira dimensionalidade da matriz, estimando os autovalores. O número de autovalores positivos não-nulos corresponde ao posto ou a real dimensionalidade da matriz (JOHNSON e WICHERN, 1998).

A implicação desta abordagem no presente caso é sobre o descarte de variáveis, já que foram estimados três componentes principais associados a autovalores nulos. Nesta situação, conforme o trabalho de ASSIS (2001), não há consistência na identificação dos caracteres de menor importância. Esta inconsistência foi detectada tanto entre os componentes principais associados a autovalores nulos de uma mesma análise, bem como em relação aos componentes principais (associados a autovalores nulos) de um mesmo conjunto de dados, estimados por programas computacionais que utilizam diferentes rotinas operacionais. Assim, no presente estudo optou-se por apresentar apenas os componentes principais associados a autovalores diferentes de zero, e não utilizar os mesmos para avaliação da importância relativa dos caracteres para divergência genética. Deve-se recordar ainda que no caso de dados observados podem ocorrer autovalores numericamente pequenos, sem, no entanto, serem nulos.

O Quadro 11 apresenta os autovetores associados aos autovalores apresentados no Quadro 10, considerando médias originais e corrigidas. Com base nos dois primeiros componentes principais, foram estimados os escores das linhagens das populações IV e V, dos centróides e dos padrões avaliados no segundo ensaio. A dispersão gráfica destes escores pode ser observada nas Figuras 4 e 5.

Por meio da Figura 4 (médias originais), observa-se que apesar da separação entre as duas populações ter sido não-significativa (Quadro 5), não ocorre sobreposição entre as linhagens das duas populações. Mas três das seis linhagens avaliadas na população V realmente divergem muito pouco da população IV. Provavelmente, algumas observações (repetições) destas foram erroneamente classificadas pela função discriminante de Anderson (Quadro 7).

Quadro 11 – Autovetores associados aos autovalores estimados na análise discriminante com base em componentes principais, considerando dez caracteres avaliados no segundo ensaio. Viçosa-MG. Ano 2001

Ordem dos auto-vetores	Caracteres <sup>1/</sup>									
	DPF	APF	DPM	APM	ACM	A1V	NVP	NSV	PCS	PRO
----- Médias originais <sup>2/</sup> -----										
1	0,3800	0,3826	0,3683	0,3682	0,1712	0,3341	0,3537	0,0108	-0,2977	0,2885
2	-0,0614	-0,0164	-0,1269	-0,0657	-0,3154	-0,2915	0,1589	0,7050	-0,1514	0,4959
3	0,0438	0,0837	0,0811	0,1941	0,6791	-0,1954	-0,2716	0,3348	0,4938	0,135
4	-0,1186	0,1252	0,2961	0,2033	-0,5220	0,4396	-0,1653	0,2395	0,5285	-0,1074
5	-0,3475	-0,1698	0,5778	0,1837	-0,1175	-0,4646	0,1132	-0,3727	0,1038	0,3010
6	-0,4248	-0,2692	-0,3452	0,5687	0,1342	0,1390	0,4833	0,0780	0,0432	-0,1599
7	0,2973	-0,4866	0,2129	-0,4347	0,1102	0,1515	0,5324	0,0844	0,3389	-0,0104
----- Médias corrigidas <sup>2/</sup> -----										
1	0,3754	0,3787	0,3660	0,3694	0,1543	0,3258	0,3554	0,0483	-0,3209	0,2892
2	-0,0627	0,0224	-0,0899	0,0425	0,0174	-0,3343	0,0051	0,7883	0,1299	0,4850
3	0,0386	0,1141	0,1150	0,1848	0,7853	0,0339	-0,3021	0,0471	0,4366	-0,1904
4	-0,1995	0,1532	0,0595	0,1120	-0,3648	0,6312	-0,0825	0,4322	0,2629	-0,3555
5	-0,0183	0,0847	0,7116	-0,0319	-0,3435	-0,1923	-0,2841	-0,2110	0,3750	0,2536
6	0,6182	0,2702	-0,1229	-0,5767	-0,0409	0,1246	-0,4017	0,1170	-0,0688	0,0151
7	0,2219	-0,4876	0,2557	-0,4231	0,1369	0,1599	0,5560	0,1147	0,3174	-0,0363

<sup>1/</sup> DPF = dias para o florescimento; APF = altura da planta no florescimento; DPM = dias para maturação; APM = altura da planta na maturação; ACM = acamamento; A1V = altura de inserção da primeira vagem; NVP = número de vagens por planta; NSV = número de sementes por vagens; PCS = peso de 100 sementes; e PRO = produção.

<sup>2/</sup> Nesta análise foram consideradas linhagens, genitores e padrões.

Observa-se também na dispersão gráfica que a população IV e três linhagens da população V divergem pouco do padrão UFV 19. O centróide da população V diverge muito pouco do genitor FT Cristalina RC4, mas considerando as linhagens individualmente, estas divergem relativamente deste genitor. Esta observação está em concordância com a dispersão gráfica das populações do primeiro ensaio (Figura 2), em que a população IV também divergiu pouco do padrão UFV 19 e, o centróide da população V está próximo a FT Cristalina RC4. Por outro lado, destaca-se a dissimilaridade existente entre estas populações e os genitores não adaptados, Coker 6738 e Agratech 550; o mesmo ocorre em relação a BR 16, padrão de ciclo semiprecoce mais adaptado a regiões de maior latitude.

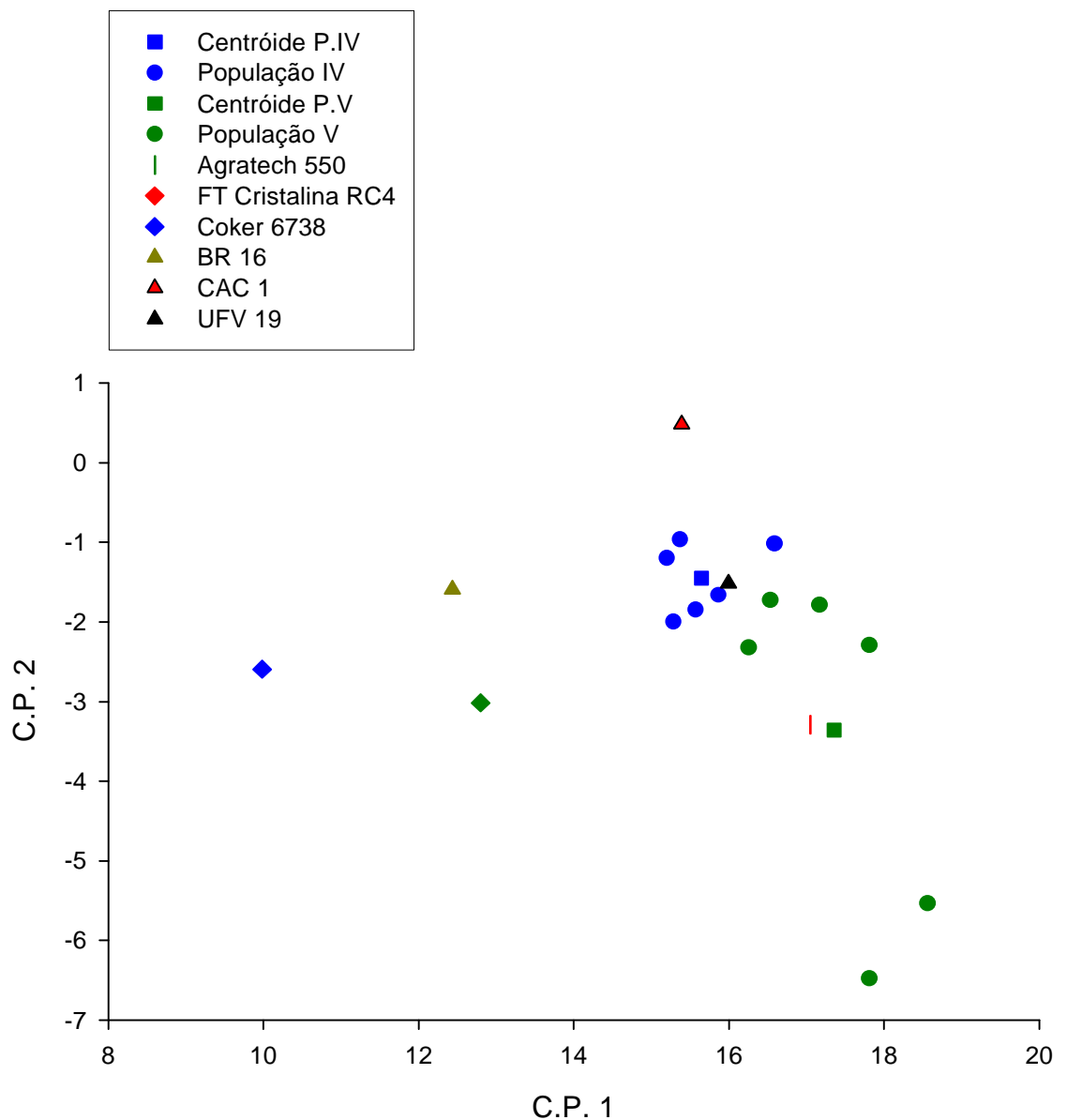


Figura 4 – Dispersão gráfica das populações de soja IV e V, dos respectivos centróides, dos genitores das populações e dos padrões incluídos na avaliação, em relação ao primeiro e segundo componente principal, considerando os dez caracteres avaliados no segundo ensaio. Viçosa-MG. Ano 2001.

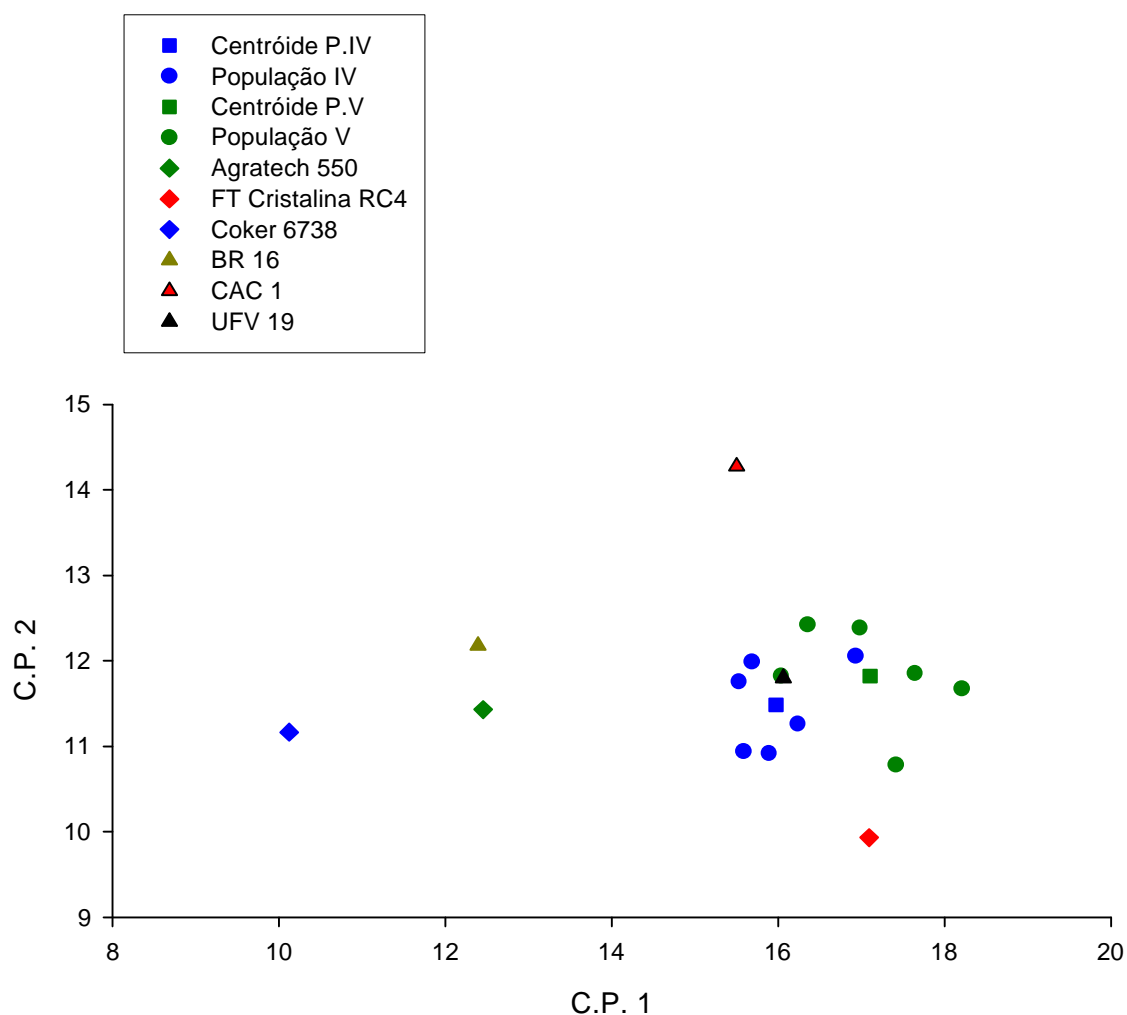


Figura 5 – Dispersão gráfica das populações de soja IV e V, dos respectivos centróides, dos genitores das populações e dos padrões incluídos na avaliação, em relação ao primeiro e segundo componente principal, considerando as médias corrigidas dos dez caracteres avaliados no segundo ensaio. Viçosa-MG. Ano 2001.

A dispersão gráfica dos escores do primeiro e segundo componentes principais estimados com base nas médias corrigidas é apresentada na Figura 5. Os genótipos BR 16, UFV 19, CAC 1 e FT Cristalina RC4 foram comuns aos dois ensaios, de forma que não houve correção de efeitos ambientais para estes, não havendo alteração na dissimilaridade entre os mesmos, conforme pode ser observado comparando as Figuras 4 e 5. Por outro lado, com a correção das médias a divergência genética entre as duas populações diminuiu comparativamente ao apresentado na Figura 4. Considerando os dados corrigidos as linhagens das duas populações são muito similares ao padrão UFV 19 e, ocorre sobreposição entre as populações. Esta representação gráfica contrasta com os resultados obtidos na análise discriminante de Anderson, onde a taxa de erro aparente foi nula (Quadro 6), lembrando que esta taxa é estimada a partir da reclassificação das médias das linhagens. Por outro lado, a menor distância gráfica entre as populações está em concordância com o pequeno decréscimo na distância de Mahalanobis (Quadro 5) e o aumento da taxa de erro (Quadro 7), após a correção dos dados.

Novamente, considera-se que os critérios de seleção utilizados nas gerações anteriores, onde se privilegiou plantas e famílias de alta produtividade e adaptação a “baixa” latitude levaram a seleção de genótipos semelhantes aos padrões adaptados a estas regiões. Os genitores Coker 6738 e Agratech 550 são cultivares oriundos dos Estados Unidos e, não se adaptam bem ao cultivo nas regiões Sudeste e Centro Oeste do Brasil. Quando cultivados nestas regiões se caracterizam pela precocidade, baixa estatura de planta e baixa produtividade. Portanto, genótipos semelhantes a estes não são selecionados, justificando que após várias gerações de seleção em regiões de baixa latitude, há tendência de restarem apenas linhagens com características agrônômicas semelhantes ao genitor mais adaptado ou mesmo semelhantes a outros cultivares adaptados. Vale recordar que estes genitores não adaptados foram escolhidos para realização de cruzamentos por serem portadores de genes de resistência ao nematóide de cisto. Considerando os padrões, BR 16, CAC 1 e UFV 19, observa-se um comportamento condizente com o descrito sobre as linhagens em relação aos genitores, ou seja, as linhagens selecionadas tendem a divergir menos dos cultivares bem adaptados (UFV 19 e CAC 1) em contraposição a outro menos adaptado (BR 16).

## 5. RESUMO E CONCLUSÕES

Foram conduzidos dois ensaios como parte do Programa de Melhoramento Genético de Soja do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Viçosa. O primeiro ensaio foi conduzido no ano agrícola 1998/99, onde foram avaliadas 75 linhagens oriundas de cinco populações, as quais foram formadas a partir dos seguintes cruzamentos: I) CEPS 7716 x Doko RC; II) CEPS 8926 x IAC 8; III) CEPS 8926 x FT Cristalina; IV) Coker 6738 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>; e V) Agratech 550 x FT Cristalina RC4F<sub>4</sub>. No segundo ensaio, conduzido no ano 2001, foram avaliadas as linhagens mais promissoras selecionadas no primeiro ensaio. Este estudo objetivou avaliar a existência de variabilidade entre linhagens de uma mesma população e entre populações, considerando que todas as populações foram submetidas à seleção com objetivos comuns. A existência de variabilidade foi investigada por meio da análise discriminante de Anderson, sendo a consistência desta foi avaliada por meio da análise discriminante baseada em componentes principais.

Os resultados obtidos neste estudo permitem concluir que:

- a população V e, em especial a IV, são as mais divergentes do primeiro ensaio, havendo também separação significativa entre estas;
- a maior eficiência da análise discriminante nas populações IV e V do primeiro ensaio, confirma a dissimilaridade existente entre as linhagens destas populações e as demais;

- a análise discriminante com base em componentes principais confirmou a indicação das populações IV e V como as mais divergentes;
- há forte tendência das linhagens selecionadas divergirem pouco dos genitores/cultivares adaptados à região onde se realiza a seleção;
- as linhagens selecionadas divergem dos genitores e cultivares que não são bem adaptados à região onde se realiza a seleção;
- no segundo ensaio, a variabilidade entre e dentro de populações diminuiu e, novamente foi observada a tendência da seleção privilegiar genótipos similares aos cultivares adaptados, em contraposição aos genitores não adaptados; e
- a consistência da análise discriminante de Anderson no presente estudo foi confirmada pela análise baseada em componentes principais.

## CONCLUSÕES GERAIS

- A análise discriminante com base em componentes principais foi concordante com os resultados obtidos por meio da análise com base na proposta de Anderson.

- Há pouca diversidade genética, tanto entre como dentro de populações selecionadas por vários ciclos.

- Existe forte tendência das linhagens selecionadas divergirem pouco dos genitores e dos cultivares adaptados à região em que se realiza a seleção.

- Quanto à diversidade genética, as populações IV e V se mostraram as mais divergentes em relação às demais.

- As populações IV e V são promissoras, destacando-se quanto ao potencial produtivo e satisfatório desempenho agrônomico.

- As linhagens P.IV-6 oriunda da população IV e P.V-15, P.V-5, P.V-7, P.V-13 e P.V-12 oriundas da população V destacam-se pela boa produtividade e reação de resistência ao cancro-da-haste; e

- Para identificação de genótipos com reação de resistência ao cancro-da-haste, avaliações aos 10 e aos 20 dias após a inoculação são suficientes.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABDELNOOR, R. V.; BARROS, E. G.; MOREIRA, M. A. Determination of diversity within Brazilian soybean germoplasm using random amplified polymorphic DNA techniques and comparative analysis with pedigree data. **Brazilian Journal of Genetics**, v. 18, p. 265-273, 1995.

ALLEN, F. L. Breeding for resistance to stem canker. In: World Soybean Research Conference. 4, 1989. Buenos Aires. **Proceedings...** Buenos Aires: Asociación Argentina de la soya, 1989, v. 3, p. 1155-1160.

ALMEIDA, L. A. **Correlações fenotípicas, genotípicas e de ambiente, efeitos diretos e indiretos, em variedades de soja (*Glycine max* (L.) Merrill)**. Viçosa: UFV, 1979. 44 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1979.

ALMEIDA, L. A.; KIIHL, R. A. S. Melhoramento de soja no Brasil – desafios e perspectivas. In: CÂMARA, G. M. S. **Soja: tecnologia da produção**. Piracicaba: ESALQ, 1998, p. 40-53.

ANAND, S. C.; TORRIE, J. H. Heritability of yield and other traits and interrelationship among traits in the F<sub>3</sub> and F<sub>4</sub> generations of three soybean crosses. **Crop Science**, v. 3, p. 508-511, 1963.

ASSIS, G. M. L. **Análise discriminante e divergência genética em espécies de *Brachiaria***. Viçosa: UFV, 2001. 76 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 2001.

AZEVEDO, V. H. **Herança da resistência da soja ao *Diapotha phaseolorum* f. sp. *meridionalis* e eficiência na seleção de caracteres agronômicos.** Viçosa: UFV, 2000. 102 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 2000.

BACKES, R. L. **Estimativas de parâmetros genéticos, correção do efeito ambiental e predição de ganhos por seleção em populações F<sub>5</sub> e F<sub>6</sub> de soja (*Glycine max* (L.) Merrill).** Viçosa: UFV, 2000. 77 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 2000.

BACKES, R. L.; REIS, M. S.; CRUZ, C. D.; SEDIYAMA, T.; SEDIYAMA, C.S. Correlation estimates and assessment of selection strategies in five soybean populations. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v. 3, p. 107-115, 2003.

BACKMAN, P. A.; WEAVER, D. B.; MORGAN-JONES, G. Soybean stem canker: An emerging disease problem. **Plant Disease**, v. 69, p. 641-647, 1985.

BHATT, G.M. Comparison of various methods of selecting parents for hybridization in common bread wheat (*Triticum aestivum* L.). **Australian Journal of Agricultural Research**, v. 24, p. 457-464, 1973.

BORÉM, A. **Melhoramento de plantas.** Viçosa: UFV, 1997. 547 p.

BORSOI FILHO, J. L. **Capacidade combinatória de linhagens e herança da adaptabilidade e estabilidade avaliada em híbridos de milho (*Zea mays* L.).** Viçosa: UFV, 2000. 184 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 2000.

BOWERS, G.R., NGELEKA, K., SMITH, O.D. Inheritance of stem canker resistance in soybean cultivars Crockett and Dowling. **Crop Science**, v. 33, p. 67-70, 1993.

CAMPOS, H. **Estatística aplicada à experimentação com cana-de-açúcar.** São Paulo: FEALQ, 1984. 292 p.

CARVALHO, G. A. **Marcadores RAPD ligados a genes de resistência ao cancro-da-haste da soja.** Viçosa: UFV, 1995. 51 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1995.

CLEMSON UNIVERSITY. **Soybeans – Selecting soybean varieties.** Clemson, SC: 1993. 4 f. Disponível em: <<http://search.clemson.edu>>. Acesso em: 28 jul. 2003.

CLEMSON UNIVERSITY. **Soybeans – Soybean disease control**. Clemson, SC: 1997. 2 f. Disponível em: <<http://search.clemson.edu>>. Acesso em: 28 jul. 2003.

COX, D. J.; FREY, K. J. Combining ability and the selection of parents for interespecific oat matings. **Crop Science**, v. 24, p. 963-967, 1984.

CRALL, J. M. A toothpick method of inoculation. **Phytopathology**, v. 42, p. 5-6, 1952.

CRUZ, C. D. **Programa GENES: versão Windows; aplicativo computacional em genética e estatística**. Viçosa: UFV, 2001. 648 p.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 2. ed. Viçosa: UFV, 1997. 390 p.

CRUZ, C. D.; CARNEIRO, P. C. S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Vol. 2. Viçosa: UFV, 2003. 585 p.

CUI, Z.; CARTER, T. E.; BURTON, J. W. Genetic diversity patterns in Chinese soybean cultivars based on coefficient of parentage. **Crop Science**, v. 40, p. 1780-1793, 2000.

DAMICONE, J. P.; SNOW, J. P.; BERGGREN, G. T. Spatial and temporal spread of soybean stem canker from an inoculation point source. **Phytopathology**, v. 80, p. 571-578, 1990.

DELANNAY, X.; RODGERS, D. M.; PALMER, R. G. Relative genetic contributions among ancestral lines to North American soybean cultivars. **Crop Science**, v. 23, p. 944-949, 1983.

DUNTEMAN, G. H. **Introduction to multivariate analysis**. Beverly Hills: Sage Publications, 1984. 237 p.

EBDON, J. S.; PETROVIC, A. M.; SCHWAGER, S. J. Evaluation of discriminant analysis in identification of low- and high-water use Kentucky bluegrass cultivars. **Crop Science**, v. 38, p. 152-157, 1998.

EMBRAPA. **Recomendações técnicas para cultura da soja na região Central do Brasil 1998/99**. Londrina: EMBRAPA, 1998. 182 p.

EMBRAPA. **Tecnologia de produção de soja - Região Central do Brasil - 2003**. Londrina: EMBRAPA, 2002. 199 p.

FEDERIZZI, L. C.; SCHEEREN, P. L.; BARBOSA NETO, J. F. et al. Melhoramento do trigo. In: BORÉM, A. **Melhoramento de espécies cultivadas**. Viçosa: UFV, 1999. p. 535-571.

FEHR, W. R. **Principles of cultivar development**. New York: Macmillan, 1987. 525 p.

FEPAGRO. **Indicações técnicas para cultura da soja no Rio Grande do Sul e em Santa Catarina 2001/2002**. Porto Alegre: Fepagro, 2001. 138 p.

FERREIRA, R. P. **Análises biométricas da tolerância do arroz (*Oryza sativa* L.) à toxidez de alumínio**. Viçosa: UFV, 1995. 123 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1995.

FISHER, R. A. The use of multiple measurements in taxonomic problems. **Annals of Eugenics**, v. 7, p.179-188, 1936.

GARRIDO, L. R.; DHINGRA, O. D.; YORINORI, J. T.; GOMES, J. L. L. Efeito da época de inoculação com *Diaporthe phaseolorum* f.sp. *meridionalis* em cultivares de soja. **Fitopatologia Brasileira**, v. 18, p. 315, 1993. Suplemento. (Resumo).

GILIOLI, J. L. **Herança do número de dias para floração e maturação, em quatro mutantes naturais em soja (*Glycine max* (L.) Merrill)**. Viçosa: UFV, 1979. 42 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1979.

GILIOLI, J. L.; ALMEIDA, L. A.; KIIHL, R. A. S. **Aspectos sobre o melhoramento da soja [*Glycine max* (L.) Merrill]**. EMBRAPA: Série Miscelânea, Londrina, n.1, 20 p., 1980.

GOMES, F. P. **Curso de estatística experimental**. 14. ed. Piracicaba, SP: Degaspari, 2000. 477 p.

GOMES, J. L. L.; SEDIYAMA, T.; REIS, M. S.; TEIXEIRA, R. C.; DUTRA, J. H.; FREITAS, F. C. L. Evolução das doenças da soja no Brasil. In: SEDIYAMA, T.; TEIXEIRA, R. C. **Cultura da soja**. Capinópolis: UFV, 2002. p. 231-38. (Boletim técnico, 10 – Soja).

HIROMOTO, D. M.; VELLO, N. A. The genetic base of Brazilian soybean (*Glycine max* L. Merrill) cultivars. **Revista Brasileira de Genética**, v. 9, p. 295-306, 1986.

JOHNSON, H. W.; ROBINSON, H. F.; COMSTOCK, R. E. Genotypic and phenotypic correlations in soybeans and their implications in selection. **Agronomy Journal**, v. 47, p. 477-483, 1955.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. 4 ed. New Jersey: Prentice Hall, 1998. 816 p.

KEELING, B. L. A seedling test for resistance to soybean stem canker caused by *Diaporthe phaseolorum* var. *caulivora*. **Phytopathology**, v. 77, p. 807-809, 1982.

KHATTREE, R.; NAIK, D. N. **Multivariate data reduction and discrimination with SAS software**. Cary: SAS Institute Inc., 2000. 558 p.

KILEN, T. C.; HARTWIG, E. E. Identification of single genes controlling resistance to stem canker in soybean. **Crop Science**, v. 27, p. 863-864, 1987.

KILEN, T. C.; KEELING, B. L.; HARTWIG, E. E. Inheritance of reaction to stem canker in soybean. **Crop Science**, v. 25, p. 50-51, 1985.

KISHA, T. J.; SNELLER, C. H.; DIERS, B. W. Relationship between genetic distance among parents and genetic variance in populations of soybean. **Crop Science**, v. 37, p. 1317-1325, 1997.

KLEINBAUM, D. G., KUPPER, L. V. **Applied regression analysis and other multivariable methods**. Massachusetts: North Scituate, 1978. 387 p.

LACHENBRUCH, P. A. Discriminant analysis when the initial samples are misclassified. **Technometrics**, v. 8, p. 657-662, 1966.

LACHENBRUCH, P. A.; GOLDSTEIN, M. Discriminant analysis. **Biometrics**, v. 35, p. 69-85, 1979.

LACHENBRUCH, P. A.; MICKEY, M. R. Estimation of error rates in discriminant analysis. **Technometrics**, v. 10, p. 1-11, 1968.

MALUF, W. R.; FERREIRA, P. E. Análise multivariada da divergência genética em feijão-vagem (*Phaseolus vulgaris* L.). **Horticultura Brasileira**, v. 1, p. 31-34, 1983.

MAURO, A. O. **Parcelas experimentais na estimação de parâmetros genéticos em soja (*Glycine max* L. Merrill)**. Viçosa: UFV, 1984. 92 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1984.

MIRANDA, G. V.; SEDIYAMA, C. S.; REIS, M. S.; CRUZ, C. D. Genetic diversity among elite Brazilian soybean cultivars with narrow genetic base. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v. 1, p. 115-123, 2001.

MONAMMADI, S. A.; PRASANNA, B. M. Analysis of genetic diversity in crop plants – Salient statistical tools and considerations. **Crop Science**, v. 43, p. 1235-1248, 2003.

MONTENEGRO, E. E. **Estimativas de parâmetros genéticos, no verão e no inverno, em cruzamentos entre cultivares de soja (*Glycine max* (L.) Merrill), divergentes quanto a juvenilidade.** Viçosa: UFV, 1994. 57 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1994.

MOREIRA, J. U. V. **Avaliação de genótipos de cana-de-açúcar em diferentes épocas de corte visando ao manejo varietal.** Viçosa: UFV, 2000. 55 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 2000.

MORRISON, M. J.; VOLDENG, H. D.; COBER, E. R. Agronomic changes from 58 years of genetic improvement of short-season soybean cultivars in Canada. **Agronomy Journal**, v. 92, p. 780-784, 2000.

NAOE, L.K.; SEDIYAMA, C. S.; MIRANDA, G. V.; CRUZ, C. D.; MOREIRA, M. A. Divergência entre progenitores e variabilidade das populações segregantes de soja. **Revista Ceres**, v. 48, p. 223-237, 2001.

PEREIRA, D. G. **Reação de genótipos de soja (*Glycine max* (L.) Merrill) a treze isolados de *Diaporthe phaseolorum* f. sp. *meridionalis*, causadores do cancro-da-haste.** Viçosa: UFV, 1995. 91 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1995.

PEREIRA, J. J. **Análises de agrupamento e discriminante no melhoramento genético – aplicação na cultura do arroz (*Oryza sativa* L.).** Viçosa: UFV, 1999. 191 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1999.

PLOETZ, R. C.; SHOKES, F. M. Soybean stem canker incited by ascospores and conidia of the fungus causing the disease in the southeastern United States. **Plant Disease**, v. 69, p. 990-992, 1985.

PRIOLLI, R. H. G.; MENDES, C. T.; ARANTES, N. E.; CONTEL, E. P. B. Characterization of Brazilian soybean cultivars using microsatellite markers. **Genetics and Molecular Biology**, v. 25, p. 185-193, 2002.

RAMALHO, M. A. P.; ABREU, A. F. B.; SANTOS, J. B. Melhoramento de espécies autógamas. In: NASS, L. L.; VALOIS, A. C. C.; MELO, I. S.; VALADARES-INGLIS, M. C. **Recursos genéticos e melhoramento – plantas.** Rondonópolis: Fundação MT, 2001. p. 201-230.

RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. Lavras: UFLA, 2000. 326 p.

REIS, M. S.; BORÉM, A.; GIÚDICE, M. P. D. Produção e comercialização de sementes. In: BORÉM, A. **Melhoramento de espécies cultivadas**. Viçosa: UFV, 1999. p. 741-767.

REIS, E. F.; REIS, M. S.; CRUZ, C. D.; SEDIYAMA, T.; TEIXEIRA, R. C. Predict and realized gains of different selection strategies in soybean populations. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v. 2, p. 61-70, 2002.

RHOTON, F. E. Soil properties' role in stem canker infection of soybean. **Agronomy Journal**, v. 81, p. 431-434, 1989.

RUSSIN, J. S. Development of *Heterodera glycines* on soybean damaged by soybean looper and stem canker. **Journal of Nematology**, v. 21, p. 108-114, 1989.

RUSSIN, J. S.; LAYTON, M. B.; BOETHEL, D. J. Severity of soybean stem canker disease affected by insect-induced defoliation. **Plant Disease**, v. 73, p. 144-147, 1989.

SANTOS, C. A. F. **Análise de trilha e estimativas de parâmetros genéticos em progênies F<sub>6</sub> de um cruzamento de soja (*Glycine max* (L.) Merrill)**. Viçosa: UFV, 1994. 71 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, 1994.

SCHOENER, C. S.; FEHR, W. R. Utilization of plant introductions in soybean breeding populations. **Crop Science**, v. 19, p. 185-188, 1979.

SEDIYAMA, T.; TEIXEIRA, R. C.; REIS, M. S. Melhoramento da soja. In: BORÉM, A. **Melhoramento de espécies cultivadas**. Viçosa: UFV, 1999. p. 487-533.

SILVA, M. A. **Resistência ao cancro-da-haste da soja: herança e identificação de marcadores moleculares**. Viçosa: UFV, 1998. 53 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) – Universidade Federal de Viçosa, 1998.

SINGH, Y. P.; KUMAR, A.; CHAUHAN, B. P. S. Genetic divergence in pearl millet. **The Indian Journal of Genetics & Plant Breeding**, v. 41, p. 186-190, 1981.

St. MARTIN, S. K. Effective population size for the soybean improvement program in maturity groups 00 to IV. **Crop Science**, v. 22, p. 151-152, 1982.

THOMPSON, J. A.; NELSON, R. L. Utilization of diverse germoplasm for soybean yield improvement. **Crop Science**, v. 38, p. 1362-1368, 1998.

TYLER, J. M. Additional sources of stem canker resistance in soybean plant introductions. **Crop Science**, v. 35, p. 376-377, 1995.

TYLER, J. M. Characterization of stem canker resistance in Hutcheson soybean. **Crop Science**, v. 36, p. 591-593, 1996.

VELLO, N. A.; FEHR, W. R.; BAHRENFUS, J. B. Genetic variability and agronomic performance of soybean populations developed from plant introductions. **Crop Science**, v. 24, p. 511-514, 1984.

VELLO, N. A.; HIROMOTO, D. M.; AZEVEDO FILHO, A. J. B. V. Coeficient of parentage and breeding of Brazilian soybean germoplasm. **Revista Brasileira de Genética**, v. 11, p. 679-697, 1988.

WEAVER, D. B.; SEDHON, S. A.; SMITH, E. F.; BACKMAN, P. A. Field and greenhouse evaluations of stem canker resistance in soybean. **Crop Science**, v. 28, p. 626-630, 1988.

YORINORI, J. T. **Cancro-da-haste da soja**. Londrina: Embrapa-CNPSo, 1990. 7 p. (Comunicado técnico, 44).

YORINORI, J. T. Metodologia para avaliação da resistência ao cancro-da-haste em soja. **Fitopatologia Brasileira**, v. 16, p. 58, 1991a. (Resumo).

YORINORI, J. T. Metodologia para produção de inóculo de *Diaporthe phaseolorum* f. sp. *meridionalis*. **Fitopatologia Brasileira**, v. 16, p. 58, 1991b. (Resumo).

YORINORI, J. T. **Cancro-da-haste da soja: epidemiologia e controle**. Londrina: Embrapa – Soja, 1996. 75 p. (Embrapa-Soja. Circular Técnica, 14).

YORINORI, J. T. Soja (*Glycine max* (L.) Merrill) – Controle de doenças. In: VALE, F. X. R.; ZAMBOLIM, L. **Controle de doenças de plantas**. Viçosa: 1997, v. 2, p. 968-972.