



**RAFAEL STORTO NALIN**

**CONTROLE GENÉTICO DE  
CARACTERÍSTICAS ASSOCIADAS À  
COBERTURA RÁPIDA DO SOLO NA CULTURA  
DO FEIJÃO**

**LAVRAS – MG**

**2015**

**RAFAEL STORTO NALIN**

**CONTROLE GENÉTICO DE CARACTERÍSTICAS ASSOCIADAS À  
COBERTURA RÁPIDA DO SOLO NA CULTURA DO FEIJÃO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para a obtenção do título de Mestre.

Orientador

Dr. Magno Antonio Patto Ramalho

**LAVRAS – MG**

**2015**

**Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Geração de Ficha Catalográfica da Biblioteca  
Universitária da UFLA, com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).**

Nalin, Rafael Storto.

Controle genético de características associadas à cobertura  
rápida do solo na cultura do feijão / Rafael Storto Nalin. – Lavras :  
UFLA, 2015.

74 p.

Dissertação (mestrado acadêmico)–Universidade Federal de  
Lavras, 2015.

Orientador(a): Magno Antonio Patto Ramalho.

Bibliografia.

1. Melhoramento vegetal. 2. *Phaseolus vulgaris*. 3. Cobertura  
do solo. 4. Plantas daninhas. 5. Componentes genéticos. I.  
Universidade Federal de Lavras. II. Título.

**RAFAEL STORTO NALIN**

**CONTROLE GENÉTICO DE CARACTERÍSTICAS ASSOCIADAS À  
COBERTURA RÁPIDA DO SOLO NA CULTURA DO FEIJÃO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, área de concentração em Genética e Melhoramento de Plantas, para a obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 16 de janeiro de 2015.

Dr. Magno Antonio Patto Ramalho UFLA

Dr. José Eustáquio de Souza Carneiro UFV

Dr. Messias José Bastos de Andrade UFLA

Prof. Dr. Magno Antonio Patto Ramalho  
Orientador

**LAVRAS – MG**

**2015**

*Aos meus pais, Julio Cesar e Rosana, e aos meus irmãos, Rodrigo e Renan, por todo apoio e carinho.*

DEDICO

## AGRADECIMENTOS

A Deus, por sempre guiar meus passos.

Aos meus pais, Julio Cesar e Rosana, meus eternos professores! Agradeço pelo apoio, carinho, amor, paciência e compreensão. Aos meus irmãos, Rodrigo e Renan, pela amizade e pelo carinho.

À Larissa, por sempre estar ao meu lado, pelo carinho e amor nos momentos que mais precisei (que não foram raros). Por ser essa pessoa que me incentiva e me motiva a ser uma pessoa melhor a cada dia. Minha eterna gratidão, carinho e amor.

Ao Professor Magno Antonio Patto Ramalho, pela paciência, pelo exemplo de dedicação, pelas valiosas horas abdicadas, pela amizade e inestimável experiência transmitida durante a orientação.

À Bruna, que iniciou os trabalhos nesta linha de pesquisa junto ao professor Magno, pelo auxílio no desenvolvimento deste trabalho, principalmente, nas fases iniciais.

Aos Professores José Eustáquio de Souza Carneiro e Messias José Bastos de Andrade pelas valiosas sugestões, enriquecendo este trabalho.

À Universidade Federal de Lavras e ao programa de pós-graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, pela oportunidade concedida.

Aos professores do programa de pós-graduação em Genética e Melhoramento de Plantas: César, Elaine, João Bosco, João Cândido e José Airton, pelo conhecimento transmitido durante as disciplinas.

À Dra. Ângela de Fátima Barbosa Abreu, pelos valiosos conselhos durante o desenvolvimento deste trabalho, pelo auxílio na condução dos experimentos e conhecimento transmitido.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela concessão da bolsa de estudos.

Aos amigos e companheiros desta jornada, em especial à Márcia Leite, Juliana Andrade, Indalécio Cunha, Lucas Fidelis, Carlos Henrique, Jhonathan Pedroso, Rodrigo Alves, Renato Vasconcellos, Jéssica Figueiredo.

Aos amigos do programa de melhoramento do feijoeiro, pelo auxílio no desenvolvimento deste trabalho.

Aos funcionários Léo, Lindolfo, Zé Carlinho, Zélia, Rafaela, Lilian, Dona Iron e Du, pelo auxílio prestado em vários momentos.

Aos amigos do Núcleo de Estudos em Genética e Melhoramento de Plantas, pela amizade e pelas valiosas discussões.

A todos aqueles que, de alguma forma, contribuíram para que os meus objetivos fossem cumpridos durante esta caminhada, meu sincero muito obrigado.

*“If you desire peace, cultivate justice, but at the same time cultivate the fields to produce more bread; otherwise there will be no peace”*

Norman Borlaug



## RESUMO

Dentre os fatores que afetam a produtividade de grãos na cultura do feijoeiro, destaca-se a competição por recursos com as plantas daninhas. A obtenção de cultivares que possibilitem rápida cobertura do solo tende a mitigar essa competição. O que se questiona é quais caracteres podem ser utilizados com a finalidade de avaliar a rápida cobertura do solo. Dessa forma, este trabalho foi realizado com o objetivo de obter informações relacionadas ao controle genético da área coberta do solo por plantas (ACS) e do Índice de Velocidade de Emergência (IVE) e, também, estimar os ganhos genéticos esperados para seleção ao nível de plantas e de progênies. Utilizaram-se os genitores ESAL 686 (de folhas grandes e origem andina) e a “Pérola” (de folhas pequenas e origem mesoamericana). Avaliaram-se plantas individuais de diferentes populações segregantes desse cruzamento, em duas safras (semeadura em julho e novembro de 2013) e, também, progênies segregantes em duas safras (semeadura em fevereiro e julho de 2014). Nos experimentos, foram avaliados o IVE e a ACS por meio de fotografia obtida 20 dias após a semeadura. Estimaram-se componentes genéticos de média e variâncias. Constatou-se que o emprego de fotografia é viável para estimar a área coberta do solo pelo feijoeiro. Ocorre variabilidade para o Índice de Velocidade de Emergência (IVE), contudo, a baixa estimativa da herdabilidade realizada entre duas gerações sucessivas ( $h_R^2 = 9,9\%$ ) indica que a possibilidade de sucesso com a seleção para o IVE deve ser pequena. No controle genético da ACS, predominam genes cujos alelos possuem efeitos aditivos. Analogamente ao IVE, o caráter ACS é muito influenciado pelo ambiente e pela interação “progênies x ambientes” ( $h_R^2 = -0,05\%$ ), o que dificulta, também, obter sucesso com a seleção. A associação entre IVE e ACS foi de baixa magnitude.

Palavras-chave: Melhoramento vegetal. *Phaseolus vulgaris*. Cobertura do solo. Plantas daninhas. Componentes genéticos.

## ABSTRACT

Among factors which affect the grain productivity on bean plants, it highlights the competition in resources use with weeds. The process of obtaining novel genotypes, which make possible the rapid soil coverage, tends to mitigate this competition. However, it asks here, what characters may be used in order to evaluate the rapid soil coverage? Thus, this work was performed aiming to obtain data related to genetic control of a soil area covered by plants (ACS) and the emergence speed index (IVE). We also estimated the expected genetic gains for selection in plants and progenies. We used the following genitors: ESAL 686 which is Andean origin and produces large leaves, and Pérola, which is Mesoamerican origin and produce small leaves. We assessed single plants from different segregating populations of this cross breeding in two harvests, those sowed in July and in November 2013, and segregating progenies in another two harvests, those sowed in February and in June 2014. We estimated ACS by means of pictures taken about twenty days after sowing, and then we estimated genetic components such as average and variance. We found that the use of pictures allows us to obtain the estimate of soil covered by bean plants. There is variability for IVE, however, the low estimate of realized heritability among two successive generations ( $h_R^2 = 9.9\%$ ) suggests that the success possibility using selection for IVE should be low. In the genetic control of ACS, prevail genes which alleles have additive effects. Analogously in relation to IVE, the ACS character is very influenced by the environment, and the progeny  $\times$  environment interaction ( $h_R^2 = -0.05\%$ ), what also make difficult to obtain success in the process of selection. The association between IVE and ACS was found to be weak.

**Key-words:** Plant breeding. *Phaseolus vulgaris*. Soil coverage. Weeds. Genetic components.

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Estimativa das médias do Índice de Velocidade de Emergência (Dados não transformados e transformados para $\sqrt{x}$ ). Dados obtidos no experimento conduzido a partir de Novembro de 2013. ....	40
Tabela 2	Estimativa dos componentes de média do Índice de Velocidade de Emergência (IVE) utilizando dados originais e transformados para $\sqrt{x}$ para os modelos com e sem epistasia. Dados obtidos no experimento conduzido a partir de Novembro de 2013. ....	41
Tabela 3	Estimativa das médias e variâncias fenotípicas da porcentagem da área coberta do solo por plantas (transformados para arco seno $\sqrt{x}$ ). Dados obtidos nos experimentos conduzidos a partir de Julho e Novembro de 2013. ....	42
Tabela 4	Estimativa dos componentes de média da porcentagem de cobertura do solo por plantas (transformados para arco seno $\sqrt{x}$ ). Dados obtidos nos experimentos conduzidos a partir de Julho e Novembro de 2013. ....	43
Tabela 5	Estimativa dos componentes de variância ambiental ( $\widehat{V}_E$ ), variância genética aditiva ( $\widehat{V}_A$ ), variância de dominância ( $\widehat{V}_D$ ) e herdabilidade no sentido restrito ( $h_r^2$ ) do percentual de área coberta do solo por plantas (ACS), nos experimentos com semeadura em julho e novembro de 2013. Dados transformados para arco seno $\sqrt{x}$ . ....	44

Tabela 6	Resumo da análise de variância conjunta do percentual de área coberta do solo por plantas (ACS) (Dados transformados para arco seno $\sqrt{x}$ ) e do Índice de Velocidade de Emergência (IVE) (Dados transformados para $\sqrt{x}$ ).....	46
Tabela 7	Estimativa dos componentes fenotípicos e genéticos, herdabilidade ( $h^2$ ) e herdabilidade realizada ( $h_R^2$ ) para o índice de velocidade de emergência (IVE). Dados transformados para $\sqrt{x}$ . ....	48
Tabela 8	Estimativa dos componentes fenotípicos e genéticos, herdabilidade ( $h^2$ ) e herdabilidade realizada ( $h_R^2$ ) para o percentual de área coberta do solo por plantas (ACS). Dados transformados para arco seno $\sqrt{x}$ . ....	51

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	12
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	15
<b>2.1</b>	<b>Plantas daninhas e seus danos na cultura do feijoeiro</b> .....	15
<b>2.2</b>	<b>Características relacionadas à mitigação do efeito de plantas daninhas</b> .....	17
<b>2.3</b>	<b>Controle genético de características associadas à rápida cobertura do solo</b> .....	21
<b>3</b>	<b>MATERIAL E MÉTODOS</b> .....	25
<b>3.1</b>	<b>Local</b> .....	25
<b>3.2</b>	<b>Genitores utilizados</b> .....	25
<b>3.3</b>	<b>Populações utilizadas na avaliação de plantas individuais</b> .....	25
<b>3.3.1</b>	<b>Condução dos experimentos de avaliação de plantas individuais</b> 26	
<b>3.3.2</b>	<b>Processamento das imagens e análise dos dados dos experimentos com plantas individuais</b> .....	28
<b>3.4</b>	<b>Condução dos experimentos de avaliação de progênies</b> .....	34
<b>3.4.1</b>	<b>Processamento e análise dos dados</b> .....	35
<b>4</b>	<b>RESULTADOS</b> .....	40
<b>4.1</b>	<b>Avaliação de populações segregantes ao nível de plantas individuais</b> .....	40
<b>4.2</b>	<b>Avaliação de progênies</b> .....	44
<b>5</b>	<b>DISCUSSÃO</b> .....	53
<b>6</b>	<b>CONCLUSÃO</b> .....	61
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	62
	<b>APÊNDICE</b> .....	72

## 1 INTRODUÇÃO

Diversos são os fatores que afetam a produtividade de grãos na cultura do feijoeiro, dentre eles, destaca-se a competição por recursos com as plantas daninhas, tais como luz, água e nutrientes, em especial, durante os primeiros 18 dias de cultivo, denominado Período Total de Prevenção da Interferência (PTPI), que compreende ao período a partir da semeadura em que a cultura deve crescer livre da presença de plantas daninhas, a fim de que sua produtividade não seja alterada significativamente (BORCHARTT et al., 2011).

Essa redução da produtividade de grãos na cultura do feijoeiro em virtude da matocompetição é de elevada magnitude, chegando a 80% quando o controle das plantas daninhas não é realizado de forma eficiente (AREVALO; ROZANSKI, 1991). Além disso, a presença de plantas daninhas, nos campos de produção, pode ocasionar dificuldade na operação de colheita quando estas estão presentes ao final do ciclo da cultura, seja ela manual ou mecanizada (REIS; VIVIAN, 2011; ZADEH; LORZADEH; ARYANNIA, 2011).

O controle dessas plantas pode ser realizado, por meio do manejo cultural, do controle mecânico e químico. No caso do manejo cultural, estão inúmeras estratégias, tais como: rotação de cultura, semeadura direta, escolha correta do espaçamento e densidade, dentre outras. No caso do controle químico, o mercado disponibiliza produtos que atuam tanto em pré-emergência como em pós-emergência da cultura (SILVA; SILVA, 2007).

Uma estratégia auxiliar de controle que tem sido solicitada pelos agricultores é a do uso de cultivares cujas plantas apresentem rápido crescimento inicial. Isso porque é conhecido que o crescimento e desenvolvimento das plantas daninhas é diretamente dependente dos mesmos recursos necessários à cultura implementada. Cultivares que possibilitam maior interceptação da luz

solar tendem a mitigar os efeitos nocivos destas plantas indesejáveis, principalmente, caso essa interceptação ocorra no PTPI (HOAD et al., 2012).

Na busca por metodologias para avaliação e seleção de genótipos, que possibilitem a rápida cobertura do solo, têm sido empregados alguns caracteres, entre eles a velocidade de emergência e o rápido desenvolvimento vegetativo. Nesse último, o caráter empregado tem sido a massa seca das plântulas após determinado período (MAIA et al., 2011). Outros caracteres, como altura de planta, tamanho de folha e rápida velocidade de emergência, também, têm sido empregados com essa finalidade (COSSER et al., 1997; DIDON; HANSSON, 2002; HUEL; HUCL, 1996; OGG; SEEFELDT, 1999).

Contudo, a massa seca de plântulas, não necessariamente, é uma medida da área coberta do solo, que evidentemente é o que interessa em termos de controle de plantas daninhas. Uma alternativa seria o emprego de fotografias associadas a softwares, para se avaliar a área coberta do solo. Ao que tudo indica esse procedimento ainda não foi empregado na cultura do feijoeiro com essa finalidade. O seu emprego foi proposto para a cultura do trigo (MULLAN; GARCIA, 2011) e da soja (COBER; MORRISON, 2011). Essa metodologia, em trigo, foi utilizada também por Li et al. (2014) visando à identificação de QTLs associados ao vigor de emergência das plântulas. Altas estimativas de herdabilidade foram obtidas para esse caráter, indicando que a metodologia foi capaz de discriminar os genótipos contrastantes.

A possível existência de variabilidade para a rápida cobertura do solo entre linhagens de feijão já foi pesquisada por meio do IVE e da massa seca total de plântulas (MAIA et al., 2011). Contudo, no feijoeiro existe uma ampla variação para o tamanho das folhas. Normalmente cultivares com grãos grandes possuem folhas maiores que os de grãos pequenos. Porém, ainda não foi avaliado se o tamanho das folhas afeta a velocidade de cobertura do solo e se os genótipos com grãos maiores apresentam maior IVE.

No caso do feijoeiro, são escassos na literatura os trabalhos relacionados à obtenção de estimativas de parâmetros fenotípicos e genéticos de caracteres associados à rápida cobertura do solo. Maia et al. (2011) encontraram baixa variação genética para o Índice de Velocidade de Emergência (IVE), porém, o contrário foi observado para a massa seca de plântulas, que apresentou alta magnitude da estimativa de herdabilidade no sentido amplo. Também, utilizando o IVE, Emygdio et al. (2000) observaram que há pouca variabilidade entre os 101 genótipos avaliados, corroborando com o observado por Maia et al. (2011).

Diante do exposto, a partir do cruzamento de dois genitores contrastantes para o tamanho das folhas e das sementes, foram avaliadas populações e progênes segregantes, com o objetivo de verificar se a velocidade de cobertura do solo pode ser avaliada por meio do IVE e/ou estimando a área coberta do solo por meio de fotografia. Objetivou-se, também, obter informações a respeito do controle genético desses caracteres e mostrar se é viável a seleção para esses caracteres com base nas estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos.



## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Plantas daninhas e seus danos na cultura do feijoeiro**

Várias são as formas de se conceituar o que se entende por planta daninha. Cobucci, Di Stefano e Kluthcouski (1999) definem planta daninha como “aquela que está fora do lugar”. Assim, em um cultivo de feijoeiro, plantas voluntárias de milho, advindas das sementes do cultivo anterior, podem ser consideradas plantas daninhas. Estas, quando não controladas adequadamente, tendem a causar efeitos negativos à cultura de interesse, em virtude, principalmente, da competição por recursos, tais como luz, água e nutrientes.

Dessa forma, não é difícil de imaginar que o controle deficiente de plantas daninhas é um dos principais fatores que afetam as grandes culturas, resultando em grandes perdas na produtividade e aumento do banco de sementes de espécies invasoras no solo (BORCHARTT et al., 2011).

O feijoeiro figura nacionalmente como uma dessas grandes culturas, de importância sócioeconômica, que sofre influência negativa pela competição com as plantas daninhas. As perdas de rendimento da cultura por causa da matocompetição são bastante variáveis. Arevalo e Rozanski (1991) relataram perdas de 20 a 80% em nível mundial.

No entanto, é válido ressaltar que a matocompetição nessa cultura é influenciada por um fator intrínseco a esta, que é o cultivo em safras bastante distintas. Este fator assume papel preponderante na mensuração das perdas ocasionadas pela competição, visto que o feijoeiro é uma planta de ciclo C-3, que se desenvolve melhor em temperaturas amenas, em torno de 21°C e apresenta baixo ponto de compensação luminosa em relação às plantas do tipo C-4 (LAING et al., 1983).

Estas condições favoráveis ao desenvolvimento do feijoeiro são encontradas, frequentemente, durante a chamada safra da “seca”, que, por suas características, desfavorece o desenvolvimento de plantas do tipo C-4, que, por suas características, apresentam desenvolvimento ótimo com temperaturas em torno de 38°C (SAGE; KUBIEN, 2007), sendo estas gramíneas em sua grande maioria e as principais responsáveis pelas perdas ocasionadas na cultura do feijoeiro. Por outro lado, no período das águas, elevadas temperaturas e intensa radiação solar favorecem o desenvolvimento de plantas C-4, em detrimento ao cultivo do feijoeiro, resultando, assim, em estimativas maiores de perdas de rendimento em virtude da matocompetição.

Além da redução na produtividade, que é tão maior quanto mais precoce for a ocorrência de plantas daninhas, a competição por água, luz e nutrientes afeta diretamente a qualidade dos grãos (AMINI et al., 2013). Porém, é prudente ressaltar que a ocorrência de plantas invasoras não apenas traz problemas em razão dos efeitos diretos da matocompetição, mas também por causa de serem hospedeiras de vetores e patógenos responsáveis pelo desenvolvimento de doenças na cultura do feijoeiro.

Assim sendo, o manejo eficiente das plantas daninhas é essencial para se obter altas produtividades, boa qualidade de grãos e maior facilidade na operação da colheita. Dessa forma, cultivares de feijão que conferem alta capacidade competitiva, isto é, que inibem eficientemente o desenvolvimento das plantas daninhas, são altamente desejáveis como parte do controle cultural para reduzir a incidência dessas plantas nos campos de produção (MASON; SPANER, 2006), especialmente, durante o período crítico de competição da cultura (WILSON; WRIGHT, 1990).

Portanto, o conhecimento da capacidade de competição das culturas quanto às plantas daninhas e sua aplicação no melhoramento de plantas é de grande valia. Segundo Hoad et al. (2012), este conhecimento se apresenta mais

avançado em cereais, contudo, isto não é notado para a cultura do feijoeiro, cuja literatura apresenta reduzido número de trabalhos visando elucidar a influência das plantas daninhas sobre a cultura e, também, sobre a possibilidade de se obter cultivares que, efetivamente, auxiliem na mitigação dos efeitos dessas plantas.

## **2.2 Características relacionadas à mitigação do efeito de plantas daninhas**

A capacidade de uma cultura ou cultivar em suprimir o crescimento e mitigar os efeitos de um conjunto de plantas daninhas é chamada de habilidade competitiva. Nos últimos anos, pesquisas relacionadas à habilidade competitiva de cultivares com plantas daninhas vêm tomando maiores proporções, principalmente, pelo fato da adoção de genótipos altamente competitivos constituir-se em prática de reduzido custo e baixo impacto ambiental (BALBINOT JÚNIOR et al., 2003). As conclusões mais consistentes, em muitas dessas pesquisas, é que as características para um crescimento vigoroso aumentam a habilidade competitiva pela redução da quantidade e da qualidade da luz abaixo do dossel de plantas (KOUL; CUPERUS, 2007).

Porém, vale ressaltar que a capacidade competitiva de uma cultivar não é atribuída a uma única característica, mas, sim, à interação entre uma série destas (KORRES; FROUD-WILLIAMS, 2002; MASON; SPANER, 2006; SEAVERS; WRIGHT, 1999), dentre as quais destacam-se a velocidade de emergência, rápido crescimento vegetativo inicial, ramificação profusa, alto índice de área foliar, aumento da duração das folhas e maior altura de plantas, o que contribui para o rápido fechamento do dossel. Essas características, associadas a um correto planejamento e práticas agronômicas, podem ser usadas a favor do desenvolvimento e crescimento da cultura, mitigando, assim, os efeitos causados pela matocompetição (BAGHESTANI; ZAND; SOUFIZADEH, 2006; BASTIAANS et al., 1997; BLACKSHAW;

ANDERSON; LEMERLE, 2007; CALLAWAY, 1992; CROTSEY; WITT, 2000; LEMERLE et al., 2001; LI et al., 2014; MOHAMMADI, 2007; NI et al., 2000). Apesar desse grande número de características potencialmente úteis da cultura, a capacidade de sombreamento deve ser considerada uma das mais importantes, visando, principalmente, à supressão de plantas daninhas.

É importante salientar que a cobertura do solo, causada pelo fechamento do dossel, abrange uma ampla gama de características da cultura, como altura das plantas e tamanho das folhas, que também podem ser úteis para essa finalidade (ACCIARESI; CHIDICHIMO; SARANDÓN, 2001; COLEMAN; GILL; REBETZKE, 2001; COSSER et al., 1997; DIDON; HANSSON, 2002; HUEL; HUCL, 1996; MOKHTARI et al., 2002; OGG; SEEFELDT, 1999).

Além do mais, muitas vezes, pequenas diferenças na capacidade de sombreamento ou na proporção de luz interceptada, podem acarretar em diferenças significativas no crescimento de plantas daninhas. Assim, plantas com alta capacidade de interceptação de radiação são, geralmente, mais competitivas (CHRISTENSEN, 1995).

Dentre as medidas preventivas para o manejo de plantas daninhas, a escolha de cultivares mais competitivas, que apresentam rápido crescimento e desenvolvimento inicial, ou seja, que sombreiam mais rapidamente as entrelinhas deve ser considerado. Esse sombreamento nas entrelinhas propicia o atraso de alguns dias na emergência de plantas daninhas pela redução de radiação, resultando em menor infestação das mesmas (FRANKLIN; WHITELAM, 2005; HOAD et al., 2012; LIEBMAN; DAVIS, 2000; SCHMITT et al., 2003; TRAORÉ et al., 2003).

Além das cultivares diferirem quanto à habilidade competitiva, estas também diferem em relação à tolerância à competição, visto que as mais tolerantes mantêm a mesma produção sob a presença de plantas invasoras (LEMERLE et al., 2006). Da mesma forma, as plantas daninhas, também,

diferem em relação à tolerância ao sombreamento, sendo as plantas de ciclo C-3, as mais tolerantes. No entanto, segundo Moore (1975), o sombreamento provocado pela cultura, por meio da interceptação de luz, sensibiliza até mesmo as espécies daninhas altamente competitivas, sendo possível, portanto, mitigar seus efeitos.

Vale ressaltar que a competitividade da cultura em relação às plantas daninhas é, também, altamente influenciada por práticas agronômicas (LEMERLE et al., 2001), como densidade de plantas, adubação e espaçamento entre linhas, assim como pelo tipo de solo, condições climáticas e tratos fitotécnicos como um todo, os quais influenciam o crescimento e desenvolvimento tanto das culturas como das plantas daninhas (HOAD et al., 2012).

O vigor inicial da cultura, também, está associado à capacidade competitiva (ACCIARESI; CHIDICHIMO; SARANDÓN, 2001; BERTHOLDSSON, 2005; LEMERLE et al., 2001). Entre as características relacionadas ao vigor inicial estão: tamanho da semente, velocidade de emergência, desenvolvimento do coleóptilo e tamanho do embrião da semente (LIANG; RICHARDS, 1994; LÓPEZ-CASTAÑEDA et al., 1996; XUE; STOUGAARD, 2002).

Visando à identificação de fontes promissoras para essa característica, vários métodos têm sido utilizados para mensurar a taxa inicial de crescimento das plantas nos programas de melhoramento. Entre eles, o índice de velocidade de emergência (IVE), que é um importante indicador da capacidade competitiva (CHRISTENSEN, 1995; DIDON, 2002). Utilizando este índice, Maia et al. (2011), realizaram estudo visando à identificação de fontes promissoras para esse carácter. Para isso, avaliou-se o IVE de 94 linhagens de feijão advindas do banco de germoplasma da Universidade Federal de Lavras. Os resultados apontaram que há variabilidade suficiente para se proceder à seleção para o

caráter em questão. Vale ressaltar que o trabalho realizado por Maia et al. (2011) teve como um dos critérios, na escolha das linhagens a serem testadas, o tamanho do grão, que como já dito, está relacionado com o vigor inicial. Diversos outros trabalhos, também, mostraram que há variabilidade genética para os caracteres relacionados à rápida cobertura do solo (ACCIARESI; CHIDICHIMO; SARANDÓN, 2001; COLEMAN; GILL; REBETZKE, 2001).

Embora a literatura apresente algumas divergências em relação à importância do rápido crescimento inicial da cultura para supressão de plantas daninhas (COSSER et al., 1997; DAVIES et al., 2004; HUEL; HUCL, 1996; LEMERLE et al., 1996), é evidente que essa característica permite que a cultura intercepte maior quantidade de luz, desde o início do estabelecimento da cultura, promovendo melhor sombreamento na entrelinha e evitando a germinação e desenvolvimento de plantas invasoras.

Além disso, dentre os caracteres passíveis de mensuração acima do solo e altamente relacionados com o grau de sombreamento nas entrelinhas, destaca-se a cobertura do solo, mensurada diretamente acima da folhagem da cultura (DAVIES et al., 2004; LEMERLE et al., 1996; MULLAN; GARCIA, 2011; MULLAN; REYNOLDS, 2010). Utilizando-se de uma câmera fotográfica posicionada horizontalmente sobre as parcelas, Cober e Morrison (2011) obtiveram fotografias visando à quantificação do percentual de área coberta pela folhagem da cultura da soja em ambiente com ausência e presença de plantas daninhas, por meio da razão entre pixels verdes e pixels totais. O índice de área foliar (IAF) também é frequentemente correlacionado com a cobertura do solo, capacidade de sombreamento e supressão de plantas daninhas (AMINI et al., 2013).

É prudente ressaltar também, que a capacidade de cobrir mais rapidamente o solo não deve ser relacionada aos diferentes hábitos de crescimento do feijão, visto que os diferentes hábitos somente se manifestam no

período de florescimento, enquanto a rápida cobertura do solo é definida no início do desenvolvimento da cultura.

Dentre as características utilizadas para se ter incremento na capacidade competitiva, estão, também, as presentes abaixo do nível do solo, associados às raízes das plantas, porém, em virtude da dificuldade de mensuração dos valores dessas características, sendo a análise, na maioria dos casos, destrutiva para a amostra, têm se preferido a utilização de caracteres passíveis de mensuração acima do nível do solo (HOAD et al., 2012).

Dessa forma, nota-se que a identificação de caracteres relacionados à supressão do desenvolvimento de plantas daninhas é de fundamental importância, sendo necessário que estes caracteres sejam de fácil mensuração e efetivamente correlacionados ao sombreamento causado pela cultura, reduzindo, dessa forma, a adoção de outros métodos de controle, como a utilização de defensivos agrícolas. Além disso, em virtude da influência dos fatores ambientais, a obtenção de estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos, para esses caracteres, é de grande importância para a identificação de cultivares e probabilidade de sucesso nos ciclos de seleção, visando, principalmente, à escolha das melhores estratégias para introdução da habilidade competitiva contra plantas daninhas em programas de melhoramento.

### **2.3 Controle genético de características associadas à rápida cobertura do solo**

O conhecimento sobre o controle genético dos caracteres de interesse, antes de se iniciar o programa de melhoramento, é de fundamental importância, visto que este permite a escolha mais adequada e eficiente das estratégias de seleção. Em outras palavras, a obtenção das estimativas dos componentes genéticos e fenotípicos, tais como, herdabilidade, contribuição da variância

aditiva e de dominância sobre o caráter, grau de dominância, entre outros, permite ao melhorista adequar o seu programa visando à maximização dos ganhos seletivos.

Várias são as formas de se realizar o estudo acerca do controle genético de uma dada característica. Dentre eles, o método de Mather possibilita a utilização de vários tipos de populações para estimar os componentes genéticos de variância e de média. Para isso, empregou-se o método dos quadrados mínimos ponderado iterativo (MATHER; JINKS, 1984), o qual necessita de informações ao nível de planta, sendo essa avaliação, por vezes, laboriosa. Outra forma possível é a obtenção de progênies geradas, por meio de alguns delineamentos de cruzamentos, tais como os dialelos e os delineamentos da Carolina do Norte, em especial o delineamento III, amplamente utilizado no melhoramento de plantas autógamas (COMSTOCK; ROBINSON, 1952).

Porém, poucos são os relatos na literatura sobre o controle genético de características associadas à rápida cobertura do solo pelas culturas. Dentre os existentes, alguns se mostram promissores para o melhoramento, inclusive, com estimativas de correlação significativas e positivas com a produção de grãos e alta herdabilidade, como é o caso do rápido crescimento inicial ou vigor inicial no caso da cevada e do trigo (BERTHOLDSSON; BRANTESTAM, 2009; REBETZKE; RICHARDS, 1999). Em arroz, Zhao et al. (2006) obtiveram estimativa de herdabilidade no sentido amplo de 67%.

Já na cultura do milho, Silva et al. (2008) obtiveram estimativas de herdabilidade acima de 90% em todas as ocasiões para o índice de velocidade de germinação, mostrando ser um caráter pouco influenciado pelo ambiente, com grande possibilidade de sucesso com a seleção. Além disso, concluíram que ocorre baixa contribuição dos efeitos de dominância para o caráter em questão, tornando a seleção recorrente recíproca pouco eficiente em relação à seleção intrapopulacional.



Por outro lado, características como tamanho de folha e área foliar, que são de grande importância para a cobertura do solo, possuem mediana herdabilidade no sentido restrito ( $h_r^2$ ), estimada em 26% e 35%, respectivamente, na cultura do trigo, resultando em baixo sucesso com a seleção (LEMERLE et al., 2001; REBETZKE; RICHARDS, 1999).

Têm-se observado, também, variabilidade para a tolerância à competição. Mokhtari et al. (2002), utilizando azevém, identificaram significativa variabilidade genética para a tolerância à competição, com estimativas de herdabilidade no sentido restrito de 25% e 57% na média de progênies  $F_{2,3}$  advindas de dois cruzamentos. Porém, os autores ressaltam que a diferença na magnitude das estimativas de herdabilidade entre as populações indica que este é um caráter complexo, influenciado por muitos fatores, caracterizando-o como um clássico caráter quantitativo.

Na cultura do feijoeiro, Maia et al. (2011) obtiveram estimativas de herdabilidade para a massa seca de plântulas (MS) coletadas 15 dias após a semeadura e para a soma de duas variáveis padronizadas (massa seca de plântulas e o Índice de Velocidade de Emergência), sendo estas 81,7% e 33,5%, respectivamente, indicando que há variabilidade suficiente para se proceder à seleção.

Além dos estudos genéticos, por meio de componentes de média e variância, há relatos na literatura da identificação de *Quantitative Trait Locus* (QTL's), que explicam parte da variação fenotípica apresentada por esses caracteres, por meio de marcadores moleculares, como os apresentados por Li et al. (2014) na cultura do trigo, onde dois QTL's se mostraram medianamente explicativos para a cobertura do solo. Porém, é prudente ressaltar que estas marcas, embora medianamente explicativas para a variação fenotípica do caráter, ficam aquém das estimativas de herdabilidade, sendo, portanto, mais eficaz a seleção fenotípica tradicional.

É importante frisar que a capacidade competitiva é uma entre as várias características desejáveis que devem ser consideradas nos programas de melhoramento de plantas (WOLFE et al., 2008). Ou seja, a seleção para a capacidade de supressão de plantas invasoras por si é muito restrita e, por isso, deve ser considerada em conjunto com outros caracteres, como: produção, resistência a pragas e doenças, entre outros.

Além disso, é necessário que os métodos para quantificação da supressão de plantas daninhas sejam práticos e suficientemente robustos para o seu uso em seleção de plantas pelos melhoristas e em avaliação de linhagens em ensaios de Valor de Cultivo e Uso (HOAD et al., 2012). Na cultura do feijão, por exemplo, Carvalho et al. (2013) utilizaram uma câmera fotográfica posicionada horizontalmente sobre as parcelas de progênies  $F_{2:3}$  e  $F_{2:4}$ , metodologia similar a de Cober e Morrison (2011), e demonstraram ser esta eficiente na detecção de diferenças entre as progênies. O autor, ainda, ressalta a facilidade e agilidade na obtenção dos dados, sendo, portanto, uma metodologia viável aos programas de melhoramento.

Apesar de muitas das características para uma rápida cobertura do solo não ter recebido atenção nos programas de melhoramento (BUEREN; STRUIK; JACOBSEN, 2002), algumas destas poderiam ser utilizadas, incorporando fenótipos favoráveis dessa característica nas cultivares recomendadas. Isso possibilitaria aos agricultores a maximização do manejo de plantas daninhas, durante o cultivo do feijão, que possui atualmente como principal ferramenta de controle, a utilização de herbicidas. Para isso, o conhecimento do controle genético desses caracteres é essencial para auxiliar o melhorista na escolha da melhor estratégia nos programas de seleção e melhoramento de plantas.

### **3 MATERIAL E MÉTODOS**

#### **3.1 Local**

Os experimentos foram conduzidos em área experimental do Departamento de Biologia da Universidade Federal de Lavras. O município de Lavras situa-se na região Sul do estado de Minas Gerais, a 918 metros de altitude, 21°58' de latitude Sul e 42°22' de longitude Oeste.

#### **3.2 Genitores utilizados**

As populações e progênies utilizadas para obtenção das estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos foram advindas do cruzamento entre a cultivar Pérola e a linhagem ESAL 686.

A cultivar “Pérola” ( $P_1$ ), desenvolvida pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), apresenta grãos pequenos do tipo carioca. Possui hábito de crescimento indeterminado, porte semi-ereto e folhas relativamente pequenas quando comparada ao genitor ESAL 686. É de origem mesoamericana.

A linhagem ESAL 686 ( $P_2$ ), desenvolvida pela UFLA, apresenta hábito de crescimento determinado, porte ereto, grãos grandes de cor amarela, folhas grandes, sendo estas maiores do que as do genitor Pérola. Pertence ao *pool* gênico andino, raça Nova Granada.

#### **3.3 Populações utilizadas na avaliação de plantas individuais**

A geração  $F_1$  foi obtida em setembro de 2012. Em dezembro de 2012 foram obtidas as gerações  $F_1RC_{11}$  ( $F_1 \times P_1$ ),  $F_1RC_{21}$  ( $F_1 \times P_2$ ) e  $F_2$ . Em uma nova

época de hibridações, obteve-se novamente a geração  $F_1$  e, concomitantemente, a partir da autofecundação das populações anteriormente obtidas, as gerações  $F_2RC_{11}$ ,  $F_2RC_{21}$  e  $F_3$ . Estas gerações, os genitores e as gerações acima citadas foram utilizados no primeiro experimento com avaliações ao nível de planta, com semeadura em julho de 2013. Para o segundo experimento, com semeadura em novembro de 2013, foram utilizados, além dos genitores, as gerações  $F_1$ ,  $F_2$ ,  $F_3$  e  $F_4$ .

### **3.3.1 Condução dos experimentos de avaliação de plantas individuais**

Os genitores, a geração  $F_1$  e as populações  $F_2$ ,  $F_3$ ,  $F_1RC_{11}$ ,  $F_1RC_{21}$ ,  $F_2RC_{11}$  e  $F_2RC_{21}$  foram avaliadas no campo, com semeadura realizada em julho de 2013, utilizando o delineamento de blocos casualizados (DBC) com duas repetições. Cada parcela foi constituída de uma linha com 10 plantas, sendo uma parcela por repetição para os genitores ( $P_1$  e  $P_2$ ) e a geração  $F_1$ , três para as populações  $F_1RC_{11}$  e  $F_1RC_{21}$ , cinco para as populações  $F_2$ ,  $F_2RC_{11}$  e  $F_2RC_{21}$  e quinze para a população  $F_3$ .

Adotou-se espaçamento de 60 cm entre linhas e 30 cm entre plantas. Vale ressaltar, também, que, para avaliação da área coberta do solo por planta, fez-se rigoroso controle das plantas daninhas. O manejo foi o mesmo recomendado para a cultura na região.

O segundo experimento foi semeado em novembro de 2013, envolvendo os genitores, as gerações  $F_1$ ,  $F_2$ ,  $F_3$  e  $F_4$ . Adotou-se o mesmo delineamento e duas repetições. Assim como no experimento anterior, cada parcela foi constituída de uma linha com 10 plantas. Utilizou-se uma parcela por repetição para os genitores e a geração  $F_1$ , dez para a população  $F_2$ , quinze para a geração  $F_3$  e vinte para a geração  $F_4$ . O manejo da cultura foi idêntico ao anterior.

Para avaliação da cobertura do solo ao nível de plantas nas diferentes populações testadas no primeiro e segundo experimento, utilizou-se o procedimento preconizado por Mullan e Garcia (2011). Para isso, empregou-se uma câmera Canon EOS 60D, que foi posicionada horizontalmente sobre a planta com o auxílio de um tripé a 50 cm do solo.

Todas as avaliações foram realizadas com início nas primeiras horas de luz do dia, visando evitar períodos próximos ao meio dia, que possivelmente prejudicassem a qualidade da fotografia, em virtude da reflectância dos raios solares, como comentado por Mullan e Garcia (2011). Além disso, períodos mais quentes do dia induzem as folhas a ficarem eretas, para que a perda d'água pelas plantas seja reduzida, o que prejudica o cálculo do percentual de área coberta do solo pela planta. Visando, também, minimizar a identificação de pixels indesejáveis, pelo software, cobriu-se o solo abaixo da planta com duas estruturas no formato de “L” que foram revestidas com tecido T.N.T. preto, envolvendo-as no colo da planta. Em ambos os experimentos, as avaliações foram realizadas 20 dias após a semeadura.

O Índice de Velocidade de Emergência (IVE) foi estimado no experimento com semeadura em novembro de 2013. Foi efetuada a contagem de plântulas emergidas a cada dia, estimando-se dessa forma um IVE para cada geração pela expressão:

$$IVE = \sum (G_t/T_t)$$

Em que:

$G_t$  é o número de plantas contadas como emergidas no dia da contagem e  $T_t$  é o dia da contagem.

### 3.3.2 Processamento das imagens e análise dos dados dos experimentos com plantas individuais

Após a obtenção das fotografias, essas foram analisadas no software Photoshop CS5® visando à quantificação do percentual de área coberta por planta. Esse percentual foi obtido por meio da razão entre pixels verdes capturados e pixels totais. Ressalta-se, também, que as fotos foram obtidas na resolução 5184 x 2912, garantindo a qualidade da imagem.

Considerando esses dados percentuais, procedeu-se à análise de variância. Para atender os pressupostos dessa análise, os dados foram transformados para arco seno  $\sqrt{x}$  para o caráter ACS e  $\sqrt{x}$  para o IVE.

As estimativas de acurácia seletiva ( $rgg'$ ) calculadas a partir das análises de variância foram obtidas segundo o estimador apresentado por Resende e Duarte (2007):

$$\hat{r}_{gg} = \sqrt{1 - 1/F}$$

Em que  $F$  é o quociente entre o Quadrado Médio de populações e o Quadrado Médio do erro.

De posse das médias e variâncias entre plantas por parcela, foram obtidos os componentes genéticos de média e variância, conforme procedimento apresentado por Ramalho et al. (2012), em que a metodologia para obtenção das estimativas de  $m$ ,  $a$  e  $d$  faz uso do método dos quadrados mínimos ponderados. Considerando o experimento em que foram avaliadas as populações  $P_1$ ,  $P_2$ ,  $F_1$ ,  $F_2$ ,  $F_3$ ,  $F_1RC_{11}$ ,  $F_1RC_{21}$ ,  $F_2RC_{11}$  e  $F_2RC_{21}$ , têm-se o modelo:

$$\hat{\beta} = (C' NS^{-1}C)^{-1}(C' NS^{-1}Y)$$

Em que:

$\hat{\beta}$  é o vetor das estimativas dos parâmetros, isto é:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{m} \\ \hat{a} \\ \hat{d} \end{bmatrix}$$

Em que:

$\hat{m}$ : estimativa da média;

$\hat{a}$ : estimativa dos desvios do homocigoto em relação à média;

$\hat{d}$ : estimativa dos desvios do heterocigoto em relação à média.

A matriz  $C$  se refere à matriz do modelo, que no caso, corresponde à seguinte:

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0,5 \\ 1 & 0 & 0,25 \\ 1 & -0,5 & 0,5 \\ 1 & 0,5 & 0,5 \\ 1 & -0,5 & 0,25 \\ 1 & 0,5 & 0,25 \end{bmatrix}$$

Por sua vez, a matriz  $N$  é a matriz que associa a geração ao número de plantas avaliadas nesta, como apresentado:

$$N = \begin{bmatrix} n_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & n_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & n_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & n_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & n_5 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & n_6 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & n_7 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & n_8 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & n_9 \end{bmatrix}$$

Em que  $n_1, n_2, n_3, n_4, n_5, n_6, n_7, n_8$  e  $n_9$  refere-se ao número de plantas avaliadas nas populações  $P_1, P_2, F_1, F_2, F_3, F_1RC_{11}, F_1RC_{21}, F_2RC_{11}$  e  $F_2RC_{21}$ , respectivamente.

$S$  refere-se à matriz das estimativas de variâncias associadas às populações, ou seja:

$$S = \begin{bmatrix} \hat{V}_{P_1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \hat{V}_{P_2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \hat{V}_{F_1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \hat{V}_{F_2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \hat{V}_{F_3} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \hat{V}_{F_1RC_{11}} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \hat{V}_{F_1RC_{21}} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \hat{V}_{F_2RC_{11}} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \hat{V}_{F_2RC_{21}} \end{bmatrix}$$

Em que  $\hat{V}_{P_1}, \hat{V}_{P_2}, \hat{V}_{F_1}, \hat{V}_{F_2}, \hat{V}_{F_3}, \hat{V}_{F_1RC_{11}}, \hat{V}_{F_1RC_{21}}, \hat{V}_{F_2RC_{11}}$  e  $\hat{V}_{F_2RC_{21}}$  referem-se às estimativas de variâncias entre plantas das populações avaliadas.

Por fim,  $Y$  refere-se ao vetor de médias das plantas avaliadas em cada população, tal como:



$$Y = \begin{bmatrix} \bar{P}_1 \\ \bar{P}_2 \\ \bar{F}_1 \\ \bar{F}_2 \\ \bar{F}_3 \\ F_1 \overline{RC}_{11} \\ F_1 \overline{RC}_{21} \\ F_2 \overline{RC}_{11} \\ F_2 \overline{RC}_{21} \end{bmatrix}$$

Em que:  $\bar{P}_1, \bar{P}_2, \bar{F}_1, \bar{F}_2, \bar{F}_3, F_1 \overline{RC}_{11}, F_1 \overline{RC}_{21}, F_2 \overline{RC}_{11}$  e  $F_2 \overline{RC}_{21}$  referem-se à média entre as plantas das populações avaliadas.

No caso do Índice de Velocidade de Emergência, estimado no segundo experimento envolvendo populações segregantes, em virtude de não se ter a avaliação ao nível de plantas, mas sim um IVE para cada geração, utilizou-se o seguinte modelo para estimativas de  $m, a, d, i$  e  $l$ :

$$\hat{\beta} = (C' C)^{-1} (C' Y)$$

Em que, nesse caso,  $\hat{\beta}$  refere-se a:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{m} \\ \hat{a} \\ \hat{d} \\ \hat{i} \\ \hat{l} \end{bmatrix}$$

Para esse caráter, fez-se uso de um modelo com a inclusão de componentes epistáticos (modelo aditivo-dominante com epistasia), estimando dessa forma, os componentes  $i$  e  $l$ , que se referem às epistasias entre dois locos homozigóticos e entre dois locos heterozigóticos, respectivamente. Dessa forma, a matriz do modelo se apresenta da seguinte forma:

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0,5 & 0 & 0,25 \\ 1 & 0 & 0,25 & 0 & 0,0625 \\ 1 & 0 & 0,125 & 0 & 0,015625 \end{bmatrix}$$

$Y$ , nesse caso, refere-se a:

$$Y = \begin{bmatrix} \bar{P}_1 \\ \bar{P}_2 \\ \bar{F}_1 \\ \bar{F}_2 \\ \bar{F}_3 \\ \bar{F}_4 \end{bmatrix}$$

Os componentes da variância fenotípica ( $\hat{V}_E$ ,  $\hat{V}_A$  e  $\hat{V}_D$ ), referentes ao percentual de área coberta do solo por plantas (ACS), foram estimados por meio do método dos quadrados mínimos ponderados iterativos (MATHER; JINKS, 1984), cuja metodologia é descrita por Ramalho et al. (2012).

Considerando novamente, como exemplo, o experimento com semeadura em julho de 2013, têm-se:

$$\hat{\beta} = (C'W^{-1}C)^{-1}(C'W^{-1}Y)$$

Em que:

$\hat{\beta}$  refere-se à matriz das estimativas dos parâmetros, ou seja:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{V}_E \\ \hat{V}_A \\ \hat{V}_D \end{bmatrix}$$

Sendo  $\hat{V}_E$ : estimativa da variância ambiental;  $\hat{V}_A$ : estimativa da variância genética aditiva e  $\hat{V}_D$ : estimativa da variância genética de dominância.

$C$  refere-se novamente à matriz do modelo, obtendo-se da seguinte forma:

$$C = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1,5 & 0,75 \\ 2 & 1 & 2 \\ 2 & 2 & 1,5 \end{bmatrix}$$

$W$  refere-se à matriz diagonal de ponderação, em que os elementos da diagonal são compostos pelo inverso da variância das variâncias observadas.

$$W = \begin{bmatrix} \frac{GL_{P_1} + 2}{2\hat{V}_{P_1}^2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{GL_{P_2} + 2}{2\hat{V}_{P_2}^2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{GL_{F_1} + 2}{2\hat{V}_{F_1}^2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{GL_{F_2} + 2}{2\hat{V}_{F_2}^2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{GL_{F_3} + 2}{2\hat{V}_{F_3}^2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{GL_{F_1RC.1} + 2}{2\hat{V}_{F_1RC.1}^2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{GL_{F_2RC.1} + 2}{2\hat{V}_{F_2RC.1}^2} \end{bmatrix}$$

Em que:

$GL_{P_1}$ ,  $GL_{P_2}$ ,  $GL_{F_1}$ ,  $GL_{F_2}$ ,  $GL_{F_3}$ ,  $GL_{F_1RC.1}$  e  $GL_{F_2RC.1}$  referem-se aos graus de liberdade associados às populações avaliadas.

Por fim, o vetor  $Y$  é obtido pelas estimativas das variâncias entre plantas associadas a cada população sob avaliação, isto é:

$$Y = \begin{bmatrix} \hat{V}_{P_1} \\ \hat{V}_{P_2} \\ \hat{V}_{F_1} \\ \hat{V}_{F_2} \\ \hat{V}_{F_3} \\ \hat{V}_{F_1RC,1} \\ \hat{V}_{F_2RC,1} \end{bmatrix}$$

Em que:

$\hat{V}_{P_1}$ ,  $\hat{V}_{P_2}$ ,  $\hat{V}_{F_1}$ ,  $\hat{V}_{F_2}$ ,  $\hat{V}_{F_3}$ ,  $\hat{V}_{F_1RC,1}$  e  $\hat{V}_{F_2RC,1}$  referem-se às variâncias entre as plantas das populações avaliadas.

Obteve-se, também, a herdabilidade no sentido restrito ( $h_r^2$ ) para o ACS por meio do seguinte estimador apresentado por Bernardo (2010):

$$h_r^2 = \frac{\hat{V}_A}{\hat{V}_A + \hat{V}_D + \hat{V}_E}$$

### 3.4 Condução dos experimentos de avaliação de progênies

A partir das populações  $F_2$ ,  $F_3$  e  $F_4$ , foram obtidas aleatoriamente 32 progênies  $F_{2:3}$ , 30  $F_{3:4}$  e 32  $F_{4:5}$ . Essas progênies foram avaliadas no delineamento látice simples 10x10, junto aos dois genitores e quatro testemunhas (Small White, BRSMG Majestoso, RP1 e BRS Radiante), totalizando 100 tratamentos. O experimento foi instalado na fazenda experimental pertencente à Universidade Federal de Lavras (UFLA). Sua semeadura foi realizada em fevereiro de 2014.

Em um segundo experimento, foram avaliadas as progênies  $F_{2;4}$ ,  $F_{3;5}$  e  $F_{4;6}$ , obtidas a partir da colheita individualizada das progênies do experimento anterior. Essas foram avaliadas no delineamento látice triplo 10x10 junto às testemunhas já citadas. A semeadura foi feita em julho de 2014.

As práticas de manejo relacionadas à adubação e controle de pragas e doenças foram as adotados para a cultura na região. Assim como nos experimentos com avaliação ao nível de plantas, ressalta-se que, para avaliação do ACS, fez-se rigoroso controle das plantas daninhas e utilizaram-se compensados revestidos com papel T.N.T. preto no entorno da parcela, identificando, dessa forma, apenas as folhas de feijão no espaço amostral da fotografia. Vale ressaltar, também, que a semeadura foi realizada no espaçamento de 60 cm entre linhas, sendo colocadas três sementes por cova, espaçadas a 20 cm. Alguns dias após a emergência foi realizado o desbaste, deixando apenas uma planta por cova.

A avaliação para o percentual de área coberta do solo pelas progênies foi obtida utilizando a mesma metodologia adotada na avaliação ao nível de plantas, como proposta por, Mullan e Garcia (2011), porém, nesse caso, o comprimento abrangido na parcela foi de 80 cm.

Concomitantemente a esse experimento, realizou-se a semeadura desses tratamentos, em bandejas em casa de vegetação, com o objetivo de se obter estimativas do IVE sob condições mais controladas. Utilizou-se o delineamento látice 10x10 com quatro repetições.

#### **3.4.1 Processamento e análise dos dados**

Procedeu-se à análise de variância dos experimentos individuais utilizando o seguinte modelo:

$$Y_{ijk} = \mu + t_i + r_k + b_{j(k)} + e_{ijk}$$

Em que:

$Y_{ijk}$ : observação referente ao tratamento  $i$ , no bloco  $j$ , dentro da repetição  $k$ ;

$\mu$ : efeito fixo da constante associada às observações;

$t_i$ : efeito aleatório do tratamento  $i$ ;

$r_k$ : efeito aleatório da repetição  $k$ ;

$b_{j(k)}$ : efeito aleatório associado ao bloco  $j$  dentro da repetição  $k$ .

$e_{ijk}$ : efeito aleatório do erro associado ao tratamento  $i$  no bloco  $j$ , dentro da repetição  $k$ ;

Em razão do não atendimento dos pressupostos para a realização dessa análise, os dados foram transformados para arco seno  $\sqrt{x}$  para o caráter ACS e  $\sqrt{x}$  para o IVE.

Com base nessas análises, obtiveram-se estimativas de herdabilidade ao nível de progênies para as análises individuais pela seguinte expressão (RAMALHO et al., 2012):

$$h^2 = \frac{Q_{1n} - Q_{2n}}{Q_{1n}}$$

Em que:

$Q_{1n}$ : Quadrado médio associado a progênies na safra  $n$ ;

$Q_{2n}$ : Quadrado médio associado ao erro na safra  $n$ .

Posteriormente foi efetuada a análise conjunta das safras, utilizando as médias ajustadas pelo seguinte modelo:

$$Y_{in} = \mu + t_i + s_n + ts_{in} + \bar{e}_{in}$$

Em que:

$Y_{in}$ : observação referente ao tratamento  $i$ , na safra  $n$ ;

$\mu$ : efeito fixo da constante associada às observações;

$t_i$ : efeito aleatório do tratamento  $i$ ;

$s_n$ : efeito fixo da safra  $n$ ;

$ts_{in}$ : efeito aleatório associado à interação entre tratamentos e safras;

$\bar{e}_{in}$ : erro experimental médio das análises individuais.

A estimativa da herdabilidade para a análise conjunta foi realizada pelo seguinte estimador:

$$h^2 = \frac{Q_1 - Q_2}{Q_1}$$

Em que:

$Q_1$ : Quadrado médio associado a progênies na safra;

$Q_2$ : Quadrado médio associado à interação progênies x safras.

Os erros associados a essa estimativa, foram obtidos utilizando a expressão apresentada por Knapp, Stroup e Ross (1985):

$$LI = \left\{ 1 - \left[ \left( \frac{Q_{1n}}{Q_{2n}} \right) F_{1-\alpha/2; GL_2; GL_1} \right]^{-1} \right\}$$

$$LS = \left\{ 1 - \left[ \left( \frac{Q_{1n}}{Q_{2n}} \right) F_{\alpha/2; GL_2; GL_1} \right]^{-1} \right\}$$

Sendo:

$GL_2$  e  $GL_1$  os graus de liberdade associados a  $Q_1$  e  $Q_2$ ;

$\alpha$ : nível nominal de significância, sendo aqui considerado de 5%.

O ganho esperado com a seleção foi obtido baseado no estimador:

$$GS = h^2 X ds$$

Em que:

$GS$ : Ganho esperado com a seleção considerando as 10% melhores progênies;

$h^2$ : estimativa de herdabilidade;

$ds$ : diferencial de seleção obtido a partir da diferença entre a média das progênies selecionadas e a média geral.

Foi estimado, também, o erro associado ao ganho esperado com a seleção pela expressão apresentada por Bridges, Knapp e Cornelius (1991), em que:

$$S(GS)_n = \sqrt{\frac{2l^2}{r} \left\{ \left( \frac{Q_{1n}^2}{V_1} \right) \left[ \left( 1 + \frac{Q_{2n}^2}{Q_{1n}} \right)^2 / 4 \right] + \frac{Q_{2n}^2}{V_2} \right\} / Q_{1n}}$$

Em que:

$S(GS)_n$ : erro associado ao ganho esperado com a seleção na safra  $n$ ;

$l$ : diferencial de seleção padronizado considerando 10% das progênies selecionadas;

$r$ : número de repetições;

$Q_{1n}$ : Quadrado médio de progênies na safra  $n$ ;

$V_1$ : grau de liberdade de progênies;

$Q_{2n}$ : Quadrado médio do erro na safra  $n$ ;

$V_2$ : grau de liberdade do erro;



A obtenção da herdabilidade realizada pela seleção em uma safra e resposta na safra seguinte, envolvendo todas as progênies, foi realizada segundo a expressão:

$$h_R^2 = \frac{\frac{Ms_j - Mo_j}{Mo_j}}{\frac{Ms_i - Mo_i}{Mo_i}}$$

Em que:

$h_R^2$ : herdabilidade realizada;

$Ms_i$ : Média das 10% melhores progênies na safra  $i$ ;

$Mo_i$ : Média geral das progênies na safra  $i$ ;

$Ms_j$ : Média das progênies selecionadas em  $i$ , na safra  $j$ ;

$Mo_j$ : Média geral das progênies na safra  $j$ ;

Obtiveram-se as estimativas de correlação genética envolvendo o mesmo caráter em dois ambientes ou entre caracteres no mesmo ambiente pelo seguinte estimador (STEEL; TORRIE; DICKEY, 1997):

$$r_{XY} = \frac{COV_{G_{XY}}}{\sqrt{V_{G_X} \cdot V_{G_Y}}}$$

Em que:

$COV_{G_{XY}}$ : covariância genética entre média de progênies nos ambientes X e Y ou dos caracteres X e Y;

$V_{G_X}$ : variância genética entre progênies associada à variável X obtida a partir da análise de variância;

$V_{G_Y}$ : variância genética entre progênies associada à variável Y, também, obtida a partir da análise de variância.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Avaliação de populações segregantes ao nível de plantas individuais

A acurácia com que foram avaliadas as populações, quanto ao IVE, foi alta (89,4%), indicando boa precisão na obtenção das médias. Não se observou diferença expressiva entre as médias dos genitores. Nota-se que a média da geração  $F_1$  foi intermediária à dos genitores, indicando, a princípio, a predominância de efeitos aditivos. Comparando-se as demais gerações ( $F_2$ ,  $F_3$  e  $F_4$ ), verifica-se que as estimativas das médias apresentaram pouca variação (Tabela 1).

Tabela 1 Estimativa das médias do Índice de Velocidade de Emergência (Dados não transformados e transformados para  $\sqrt{x}$ ). Dados obtidos no experimento conduzido a partir de Novembro de 2013

População	Não transformados	Transformados
P <sub>1</sub> (Pérola)	2,98	1,72
P <sub>2</sub> (ESAL686)	3,75	1,93
F <sub>1</sub>	3,35	1,83
F <sub>2</sub>	3,79	1,95
F <sub>3</sub>	3,64	1,91
F <sub>4</sub>	3,79	1,94
Acurácia (%)	88,38	89,35

O modelo aditivo-dominante sem epistasia para o IVE, sem transformação dos dados, foi pouco explicativo para a variação existente, apresentando estimativa de  $R^2$  de 56,2%. Com a transformação dos dados, o modelo adotado novamente se mostrou pouco explicativo, com estimativa do coeficiente de determinação, semelhante a dos dados não transformados. Maior  $R^2$  foi obtido quando se adotou o modelo genético com epistasia, que apresentou estimativa do coeficiente de determinação acima de 96% (Tabela 2). As populações utilizadas, para obtenção dessas estimativas, não permitem obter a

estimativa do componente de interação  $\hat{j}$  (aditivo-dominante). Vale ressaltar que a inclusão do componente  $i$  ou  $l$  no modelo eleva consideravelmente as estimativas do coeficiente de determinação (90,7% e 92,9%, respectivamente), porém, na mesma proporção.

Pode-se observar que ambas as estimativas dos componentes genéticos  $\hat{a}$  e  $\hat{d}$  diferiram de zero, visto que os erros associados a essas são menores do que a própria estimativa. O mesmo ocorre para as epistasias do tipo aditivo x aditivo ( $\hat{i}$ ) e dominante x dominante ( $\hat{l}$ ). Nota-se, também, a superioridade da estimativa de  $\hat{d}$  sobre  $\hat{a}$ , indicando predominância dos efeitos de dominância ( $gmd = 1,5$ ).

Tabela 2 Estimativa dos componentes de média do Índice de Velocidade de Emergência (IVE) utilizando dados originais e transformados para  $\sqrt{x}$  para os modelos com e sem epistasia. Dados obtidos no experimento conduzido a partir de Novembro de 2013

	Sem epistasia		Modelo com epistasia - $\sqrt{x}$		
	Originais	$\sqrt{x}$	-	Sem $\hat{i}$	Sem $\hat{l}$
$\hat{m}$	3,56±0,001 <sup>1</sup>	1,880±0,001	1,91±0,005	1,84±0,005	1,96±0,005
$\hat{a}$	0,38±0,002	0,100±0,002	0,10±0,002	0,10±0,005	1,10±0,005
$\hat{d}$	-0,03±0,004	-0,007±0,004	0,15±0,024	0,45±0,005	-0,11±0,005
$\hat{i}$	-	-	-0,08±0,005	-	-0,13±0,005
$\hat{l}$	-	-	-0,24±0,020	-0,47±0,012	-
<sup>2</sup> R <sup>2</sup> (%)	56,25	56,76	96,36	90,71	92,99

<sup>1</sup>erros padrões associados às estimativas; <sup>2</sup>coeficiente de determinação do modelo.

Para o percentual de área coberta do solo por plantas (ACS), a acurácia também foi alta, indicando boa precisão experimental na avaliação das populações segregantes (Tabela 3). Observando-se as médias e variâncias obtidas nos experimentos, nota-se, em ambos os experimentos, a média superior do genitor 2 (ESAL 686) em relação ao genitor 1 (Pérola), indicando que os genitores são divergentes para o caráter.

Vale ressaltar, também, como era esperado, que para a maioria dos casos, ocorre superioridade das variâncias obtidas nas populações segregantes em relação aos genitores e geração  $F_1$ .

Tabela 3 Estimativa das médias e variâncias fenotípicas da porcentagem da área coberta do solo por plantas (transformados para arco seno  $\sqrt{x}$ ). Dados obtidos nos experimentos conduzidos a partir de Julho e Novembro de 2013

População	Jul. de 2013		População	Nov. de 2013	
	Média	Variância		Média	Variância
P <sub>1</sub> (Pérola)	12,41	4,67	P <sub>1</sub> (Pérola)	21,87	15,63
P <sub>2</sub> (ESAL686)	16,72	6,67	P <sub>2</sub> (ESAL686)	24,86	11,62
F <sub>1</sub>	15,31	3,57	F <sub>1</sub>	27,09	10,37
F <sub>2</sub>	12,22	7,99	F <sub>2</sub>	24,89	19,58
F <sub>3</sub>	15,94	10,55	F <sub>3</sub>	23,10	19,27
F <sub>1</sub> RC <sub>11</sub>	17,71	7,88	F <sub>4</sub>	23,53	24,69
F <sub>1</sub> RC <sub>21</sub>	18,22	5,21	-	-	-
F <sub>2</sub> RC <sub>11</sub>	13,74	6,84	-	-	-
F <sub>2</sub> RC <sub>21</sub>	15,98	8,22	-	-	-
Acurácia (%)	91,78			87,60	

As estimativas dos componentes genéticos de média mostraram que o modelo aditivo dominante explicou a maior parte da variação desse caráter, visto que a estimativa do coeficiente de determinação do modelo ( $R^2$ ) foi superior a 98% (Tabela 4). Além disso, a estimativa do componente  $\hat{a}$ , que representa o desvio médio de locos homozigóticos em relação à média, foi de grande magnitude e com pequeno erro associado, mostrando que ele deve ser diferente de zero. Já a estimativa de  $\hat{d}$ , que indica o desvio médio de locos em heterozigose em relação à média, apresentou erro maior que a própria estimativa, evidenciando que essa estimativa pode ser considerada nula no experimento conduzido a partir de julho de 2013.

Resultados divergentes foram obtidos no segundo experimento, visto que a estimativa de  $\hat{d}$  foi superior ao seu erro, sendo, portanto, diferente de zero,

além de se apresentar superior à estimativa de  $\hat{a}$  (Tabela 4). Além disso, é fácil notar a elevada média da geração  $F_1$  em relação a ambos os genitores, sendo um indício da presença de dominância na expressão do caráter (Tabela 3).

Tabela 4 Estimativa dos componentes de média da porcentagem de cobertura do solo por plantas (transformados para arco seno  $\sqrt{x}$ ). Dados obtidos nos experimentos conduzidos a partir de Julho e Novembro de 2013

	Jul. de 2013	Nov. de 2013
$\hat{m}$	15,21( $\pm 0,21$ ) <sup>1</sup>	22,75 ( $\pm 0,25$ )
$\hat{a}$	2,04 ( $\pm 0,25$ )	1,56 ( $\pm 0,58$ )
$\hat{d}$	0,27 ( $\pm 0,53$ )	3,86 ( $\pm 0,74$ )
<sup>2</sup> R <sup>2</sup> (%)	98,89	99,95

<sup>1</sup>erros padrões associados às estimativas; <sup>2</sup>coeficiente de determinação do modelo.

Com relação aos componentes de variância genética e fenotípica, observou-se, também, que o modelo aditivo-dominante, sem epistasia, explicou novamente, praticamente, a totalidade da variação observada, com estimativas de R<sup>2</sup> superiores a 99% em ambos os experimentos (Tabela 5). As estimativas da variância aditiva foram de grande magnitude, além de que, as estimativas do erro associado a essas, foram pequenas, indicando que esse componente deve ser diferente de zero. Já para a estimativa da variância de dominância ( $\hat{V}_D$ ), além de menor magnitude, o erro associado foi elevado. Chama atenção que a variância ambiental foi de magnitude superior à variância genética. Esse fato deve ter contribuído para que a estimativa de herdabilidade no sentido restrito ao nível de plantas fosse mediana, inferior a 45%.

As estimativas dos componentes de variância corroboram com os comentários realizados com os componentes de média do experimento de julho, isto é, há predominância dos efeitos aditivos sobre os efeitos de dominância. Além disso, o erro associado à estimativa da variância de dominância foi superior à própria estimativa, indicando que este pode ser igual a zero.

Dessa forma, na ausência de variância de dominância, a herdabilidade no sentido amplo ( $h^2$ ) se equivale à herdabilidade no sentido restrito ( $h_r^2$ ), apresentando, nesse caso, estimativa mediana ao nível de plantas (42,57% e 31,95% nos experimentos de julho e novembro, respectivamente).

Tabela 5 Estimativa dos componentes de variância ambiental ( $\widehat{V}_E$ ), variância genética aditiva ( $\widehat{V}_A$ ), variância de dominância ( $\widehat{V}_D$ ) e herdabilidade no sentido restrito ( $h_r^2$ ) do percentual de área coberta do solo por plantas (ACS), nos experimentos com semeadura em julho e novembro de 2013. Dados transformados para arco seno  $\sqrt{x}$

	Jul. de 2013	Nov. de 2013
$\widehat{V}_E$	5,05 ( $\pm 1,05$ ) <sup>1</sup>	13,15 ( $\pm 2,67$ )
$\widehat{V}_A$	3,74 ( $\pm 1,03$ )	6,17 ( $\pm 1,80$ )
$\widehat{V}_D$	-0,70 ( $\pm 1,56$ )	-1,01 ( $\pm 3,16$ )
<sup>2</sup> R <sup>2</sup> (%)	99,22	99,26
$h_r^2$ (%)	42,57	31,95

<sup>1</sup>erros padrões associados às estimativas; <sup>2</sup>coeficiente de determinação do modelo.

#### 4.2 Avaliação de progênies

Os resultados das análises individuais, presentes no apêndice (Tabelas 2A e 4A), mostram que as estimativas do Índice de Velocidade de Emergência foram obtidas com acurácia razoável (80,6% e 64,4% para as safras de fevereiro e julho de 2014, respectivamente). Dessa forma, diferenças significativas foram observadas entre as progênies ( $P \leq 0,00$ ).

A acurácia seletiva se mostrou consideravelmente superior quando as progênies foram avaliadas em casa de vegetação (89,9%), indicando melhor controle do erro experimental, além de detectar, novamente, diferenças significativas entre as progênies.

Para o caráter percentual de área coberta do solo (ACS), observou-se acurácia inferior às obtidas no IVE (64,3% e 63,2% para as safras de fevereiro e

julho de 2014, respectivamente). Porém, ainda assim, foi possível detectar diferenças significativas entre as progênies nas duas safras ( $P \leq 0,00$ ).

A análise de variância conjunta da avaliação das progênies com relação ao Índice de Velocidade de Emergência apresentou acurácia superior a 77% (Tabela 6), mostrando boa precisão experimental na avaliação desse caráter. Detectaram-se diferenças significativas entre as progênies avaliadas ( $P \leq 0,05$ ). Porém, o mesmo não ocorreu para a fonte de variação “progênies x safras”, indicando que houve comportamento coincidente entre as progênies nas safras avaliadas.

Diferenças significativas foram observadas entre as safras ( $P \leq 0,05$ ). Na safra de fevereiro a velocidade de emergência foi superior à obtida em julho de 2014 (Tabela 7).

Tabela 6 Resumo da análise de variância conjunta do percentual de área coberta do solo por plantas (ACS) (Dados transformados para arco seno  $\sqrt{x}$ ) e do Índice de Velocidade de Emergência (IVE) (Dados transformados para  $\sqrt{x}$ )

FV	GL	ACS		IVE	
		QM	p-valor	QM	p-valor
Safra (S)	1	688,46	0,00	3,35	0,00
Tratamentos (T)	99	17,95	0,07	0,13	0,00
Entre prog. (P)	93	18,18	0,08	0,13	0,00
Entre prog. F <sub>2</sub>	31	13,46	0,41	0,10	0,01
Entre prog. F <sub>3</sub>	29	23,93	0,20	0,11	0,05
Entre prog. F <sub>4</sub>	31	18,33	0,08	0,19	0,00
Entre tipos de prog.	2	5,73	0,70	0,01	0,82
Entre testemunhas (Te)	5	16,95	0,28	0,10	0,20
P vs Te	1	1,10	0,77	0,07	0,06
T x S	99	13,30	0,01	0,05	0,08
P x S	93	13,55	0,01	0,05	0,07
Progênes F <sub>2</sub> x S	31	12,34	0,12	0,04	0,37
Progênes F <sub>3</sub> x S	29	17,37	0,01	0,06	0,07
Progênes F <sub>4</sub> x S	31	11,07	0,22	0,06	0,09
Entre tipos de prog. x S	2	13,55	0,23	0,05	0,28
Te x S	5	9,68	0,39	0,04	0,36
P vs Te x S	1	7,53	0,37	0,00	0,90
Erro médio	252	9,23		0,04	
Acurácia (%)		50,89		77,43	

A variabilidade entre progênes para o IVE pode ser constatada, também, por meio da distribuição de frequência da média das progênes avaliadas (Figura 1).

Observa-se que o IVE médio das progênes apresentou variação de 1,65 a 4,13 na análise conjunta (Figura 1), ou seja, a amplitude de variação corresponde a 250%.



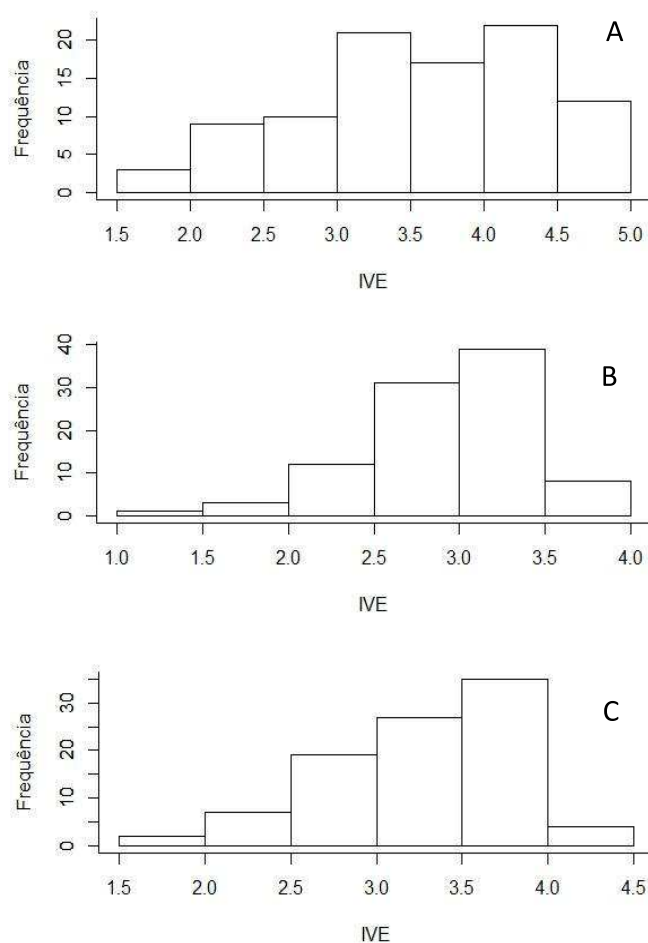


Figura 1 Distribuição de frequência da média das progênies para as safras de Fevereiro (A) e Julho (B) de 2014 e da análise conjunta (C) para o Índice de Velocidade de Emergência (IVE).

Veja, também, que a magnitude da estimativa da variância da interação ( $\hat{V}_{\text{Prog} \times \text{S}}$ ) é, consideravelmente, inferior à magnitude da variância genética entre progênies ( $\hat{V}_{\text{Prog}}$ ), indicando que as progênies apresentam comportamento

coincidente nas duas safras. Isso é refletido, também, na estimativa de herdabilidade ( $h^2$ ) na análise conjunta, visto que essa se mostrou próxima às estimativas apresentadas na análise individual, isto é, 59,9% (Tabela 7).

As estimativas do ganho de seleção (GS) devem ser diferentes de zero, pois o erro associado foi pequeno em relação ao GS estimado. A estimativa do ganho na média das duas gerações foi superior a 6,9%.

Considerando as 10% melhores progênies, a estimativa da herdabilidade realizada ( $h_R^2$ ) foi de magnitude bem inferior à herdabilidade entre média de progênies. Como a interação progênies x safras não é expressiva, essa discrepância entre as duas estimativas de herdabilidade não era esperada.

Tabela 7 Estimativa dos componentes fenotípicos e genéticos, herdabilidade ( $h^2$ ) e herdabilidade realizada ( $h_R^2$ ) para o índice de velocidade de emergência (IVE). Dados transformados para  $\sqrt{x}$

Componente de Variância	Fev/2014	Julho/2014	Conjunta
$\hat{V}_{\text{Prog}}$	0,03	0,01	0,01
$\hat{V}_{\bar{F}}$	0,05	0,02	0,02
$\hat{V}_{\text{Prog} \times S}$	-	-	0,005
$h^2$ (%)	66,55	39,88	59,98
LI(%) <sup>1</sup>	48,90	15,28	39,76
LS(%) <sup>2</sup>	78,11	58,67	73,41
GS (%)	11,21	5,08	6,98
s(GS)	±1,84	±1,64	±2,16
$h_R^2$ (%)	-	-	9,99
Média	1,87	1,71	-

<sup>1</sup>Limite inferior do Intervalo de confiança da herdabilidade.

<sup>2</sup>Limite superior do Intervalo de confiança da herdabilidade.

Os resultados do experimento conduzido em casa de vegetação para se estimar o IVE, com as mesmas progênies, mostraram que os valores são muito semelhantes com os obtido no campo. A estimativa da correlação genética entre as médias das progênies nas duas condições foi de 0,94.

O resumo da análise de variância conjunta do ACS mostra que a acurácia na avaliação das progênies não foi alta (50,9%), indicando que o caráter é muito influenciado pelo ambiente, como já mencionado nas avaliações de plantas individuais (Tabela 6). Deve ser salientado que, mesmo a acurácia não sendo elevada, foi possível detectar diferença significativa em várias fontes de variação da ANOVA conjunta, tais como safra ( $P \leq 0,00$ ), progênies ( $P \leq 0,08$ ) e progênies x safras ( $P \leq 0,01$ ).

A diferença entre as progênies pode ser constatada, também, por meio das distribuições de frequência das médias das progênies (Figura 2), o que indica variabilidade genética para o caráter.

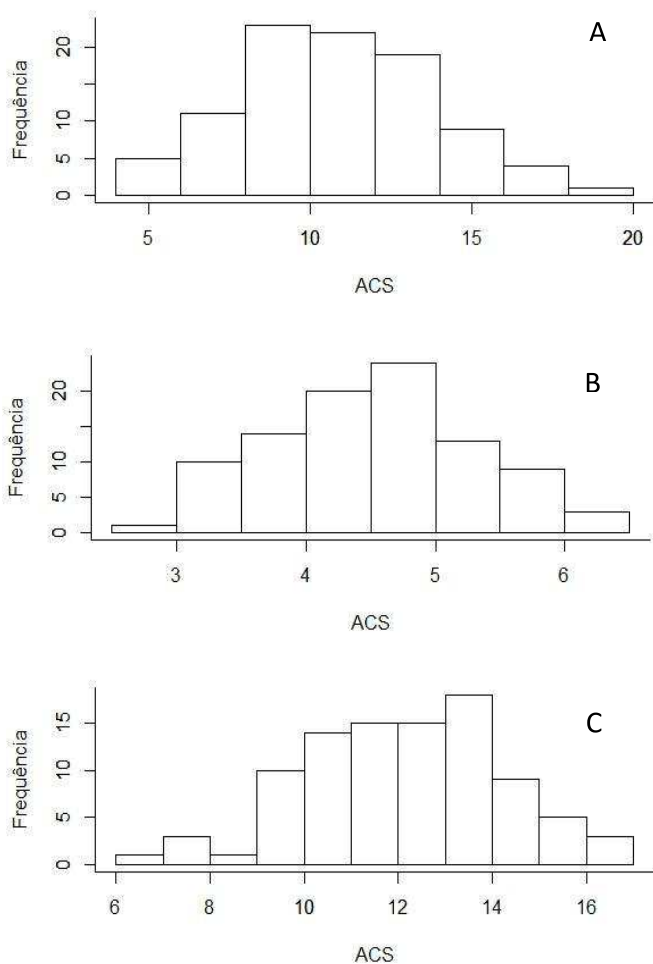


Figura 2 Distribuição de frequência da média das progênies para as safras de Fevereiro (A) e Julho (B) de 2014 e da análise conjunta (C) para o percentual de área do solo coberta por plantas (ACS).

Com relação às safras, a média geral da safra de Julho foi superior à de fevereiro de 2014 em 12%.

As estimativas da variância genética e fenotípica evidenciam a importância da interação “Progênes x Safras” para o caráter ACS, visto que o componente  $\hat{V}_{P \times S}$  foi 1,86 vezes superior à estimativa de  $\hat{V}_{\text{Prog}}$ . Veja que as estimativas de  $\hat{V}_{\text{Prog}}$  em cada safra foram bem superiores à obtida na análise conjunta, indicando que esses valores estão inflacionados pela interação “Progênes x Safras” (Tabela 8).

Tabela 8 Estimativa dos componentes fenotípicos e genéticos, herdabilidade ( $h^2$ ) e herdabilidade realizada ( $h_R^2$ ) para o percentual de área coberta do solo por plantas (ACS). Dados transformados para arco seno  $\sqrt{x}$

Componente de Variância	Fev/2014	Julho/2014	Conjunta
$\hat{V}_{\text{Prog}}$	3,59	1,92	0,96
$\hat{V}_{\bar{F}}$	8,26	4,95	3,78
$\hat{V}_{\text{Prog} \times S}$	-	-	1,80
$h^2$ (%)	43,45	38,76	25,45
LI(%) <sup>1</sup>	13,32	13,16	-12,21
LS(%) <sup>2</sup>	62,88	57,64	50,48
GS (%)	10,89	7,38	4,18
s(GS)	±12,51	±8,94	±19,75
$h_R^2$ (%)	-	-	-0,05
Média (%)	18,92	21,25	-

<sup>1</sup>Limite inferior do Intervalo de confiança da herdabilidade.

<sup>2</sup>Limite superior do Intervalo de confiança da herdabilidade.

Observe que a estimativa da herdabilidade ( $h^2$ ) na média das progênes nos dois ambientes foi de pequena magnitude (25,5%). Como o limite inferior do intervalo de confiança foi negativo, pode-se inferir que esse valor pode até ser nulo. Como era esperado, as estimativas de  $h^2$  por safra foram de magnitude superior à conjunta, porém, mesmo nesse caso, os valores não são elevados.

As estimativas do ganho esperado com a seleção apresentaram erro associado superior à estimativa nas análises individuais e conjunta, permitindo inferir que estas podem ser nulas.

A estimativa de herdabilidade realizada foi nula ( $h_R^2 = -0,05$ ), o que corrobora com o que já foi comentado a respeito da importância da interação progênes x safra para esse caráter (Tabela 7).

## 5 DISCUSSÃO

Em princípio, a rápida cobertura do solo depende da velocidade e vigor da germinação das sementes e emergência das plântulas. Na literatura são encontrados alguns trabalhos com trigo (ZAREIAN et al., 2013), soja (REZAPOUR et al., 2013), feijão (MAIA et al., 2011), milho (SATHISH; SUNDARESWARAN; GANESAN, 2011; VENTER; HOFFMAN, 1988), entre outras culturas, que utilizaram o Índice de Velocidade de Emergência (IVE), como medida do rápido crescimento inicial.

Outro caráter que afeta a rápida cobertura do solo é a velocidade de crescimento após a emergência. Para avaliação desse caráter, tem sido utilizada a massa seca produzida em determinado tempo (MAIA et al., 2011). A massa seca, no entanto, provavelmente não reflete diretamente a área do solo coberta, ou seja, a menor ou maior incidência da luz solar na superfície do solo, que evidentemente afeta o desenvolvimento das plantas invasoras. Por essa razão, neste trabalho optou-se por estimar a área coberta do solo (ACS) por planta ou parcela. Essa área foi estimada por meio de fotografia, como preconizado por Mullan e Garcia (2011) em trigo.

Para avaliar o controle genético do IVE e do ACS, utilizaram-se dois genitores pertencentes a centros de domesticação diferentes (GEPTS; BLISS, 1986; GEPTS et al., 1986). A “Pérola”, representativa do grupo Mesoamericano e a “ESAL 686” do grupo Andino. A “Pérola”, como já mencionado, tem sementes e folhas de tamanho mediano, já a ESAL 686 apresenta tamanhos bem maiores. O foco foi tentar associar o tamanho das sementes ao IVE e o tamanho das folhas com a ACS. Constatou-se, nos experimentos de avaliação por planta, que o IVE diferiu entre os genitores. Ele foi maior na ESAL 686, cultivar com grãos maiores.

Não foram encontrados muitos relatos associando germinação e vigor com o tamanho das sementes de feijão. Em outras espécies há informações que não são conclusivas, ou seja, em alguns casos os resultados foram semelhantes ao obtido no presente trabalho, tais como em lentilha (HOJJAT, 2011) e soja (EDWARDS; HARTWIG, 1971). Em outros casos ocorre o contrário, como em trigo, em que ocorre correlação negativa entre a velocidade de germinação e o tamanho de sementes (ZAREIAN et al., 2013), assim como em soja (REZAPOUR et al., 2013) e milho (VENTER; HOFFMAN, 1988).

O fato dos genitores diferirem na expressão do caráter contribuiu para que fossem observadas diferenças genéticas nas populações segregantes e progênes avaliadas. No caso do IVE, avaliando as populações segregantes, não é possível obter a variância dentro das populações, pois a estimativa do IVE envolve o número de plantas emergidas por dia. Assim, o IVE obtido é a média observada da população segregante.

Com base na metodologia proposta por Mather e Jinks (1984), ou seja, avaliando as populações segregantes, estimaram-se os componentes genéticos de média pelo modelo aditivo-dominante, sem epistasia. Veja que esse explicou apenas pequena parte da variação observada,  $R^2 = 56,7\%$  (Tabela 1). Optou-se, então, por transformar os dados utilizando  $\sqrt{x}$ . Novamente o modelo aditivo-dominante não foi suficiente. Em seguida foi incluída epistasia no modelo.

Os tipos de populações utilizadas não possibilitam estimar o componente de interação aditivo-dominante ( $j$ ). Veja que a inclusão de  $\hat{i}$  e  $\hat{l}$  no modelo permitiu explicar 96,5% da variação. A retirada do componente  $\hat{i}$  ou  $\hat{l}$  reduziu praticamente a mesma proporção da explicação do modelo ( $R^2$  de 90,7% e 92,9%, respectivamente). Infere-se que esses dois componentes são importantes na manifestação do caráter. Não foi encontrada na literatura inferência a respeito da presença de epistasia no controle genético do IVE no feijoeiro ou qualquer outra espécie.



Utilizando progênies, estimou-se o IVE, também, em campo. Nessa condição, a precisão na avaliação desse caráter pode ser questionada, pois ocorre irregularidade na profundidade do sulco de semeadura, em função das ondulações na superfície do solo e do implemento utilizado. Esse fato deve ter contribuído para que a estimativa da acurácia fosse mediana ( $rgg' = 77,43\%$ ). Segundo as Regras para Análise de Sementes (BRASIL, 2009), normalmente as avaliações relacionadas à germinação e emergência de sementes são realizadas sob condições de laboratório (utilizando como substrato papel mata-borrão), casa de vegetação, em bandejas ou em canteiros com rigoroso controle ambiental.

Para verificar a confiabilidade da estimativa do IVE foi, também, avaliado esse caráter utilizando essas progênies sob condição de bandeja em casa de vegetação. Nesse caso, também, foi detectada variabilidade genética e a estimativa da acurácia, como era esperado, foi superior à observada em campo. A informação mais importante, no entanto, é que a associação entre as estimativas obtidas envolvendo as médias das progênies foi muito alta ( $r = 0,94$ ), indicando que, embora no campo a acurácia não fosse elevada, a classificação das progênies foi muito semelhante nas duas condições.

A variação entre as progênies quanto ao IVE pode ser observada, também, por meio da distribuição de frequências (Figura 1), que mostra que, apesar de não se detectar diferenças significativas entre os genitores, suas progênies apresentam variação genética para o caráter, na amplitude de 250%.

Diferenças significativas para as safras, também, foram observadas, visto que a safra de fevereiro apresentou média 9,3% superior à safra de julho. Isso se deve às condições climáticas propícias à rápida emergência da planta na safra de fevereiro, em virtude, principalmente, das elevadas temperaturas se comparada com a safra de julho.

A estimativa de  $h^2$  do IVE para a seleção na média das progênes, sob condições de campo, foi moderada. A média das duas avaliações foi de 59,9%. Vale salientar, contudo, que mesmo a interação progênes x safra não sendo expressiva para o caráter (Tabela 6), a herdabilidade realizada ( $h_R^2$ ), considerando a seleção em uma safra e resposta na safra seguinte, foi muito baixa ( $h_R^2 = 9,9\%$ ).

Não foram encontrados na literatura, registros da obtenção do IVE usando progênes na cultura do feijoeiro. Contudo, Maia et al. (2011) avaliaram 94 linhagens de feijão sob condições de casa de vegetação. Constataram que a variação para o caráter era pequena e que a herdabilidade foi nula.

Depreende-se que esse caráter, embora seja de fácil avaliação, apresenta baixa precisão, sobretudo em condições de campo, apresentando pequena repetibilidade nas sucessivas gerações, o que deve dificultar o seu emprego como estratégia de melhoramento visando à obtenção de cultivares que apresentem mais rápida cobertura do solo e que sofram menor competição das plantas invasoras.

Com relação à obtenção da área coberta do solo por plantas (ACS), o primeiro questionamento, como já comentado, refere-se à metodologia de avaliação. Ela deve ser precisa, isto é, capaz de detectar diferenças reais entre os genótipos avaliados, ter repetibilidade e deve ser de fácil e ágil realização, possibilitando, dessa forma, a implementação na avaliação de centenas de plantas e/ou parcelas, como ocorre na maioria dos programas de melhoramento.

Na aplicação da metodologia proposta Mullan e Garcia (2011), além do aspecto do posicionamento da câmera, é importante definir o melhor horário para avaliação. Se ela for realizada próximo ao meio dia, a incidência do sol prejudica, consideravelmente, a qualidade das fotografias, em virtude da reflectância e do sombreamento gerado pelas folhas. Nessa condição, a identificação de pixels verdes na foto, pelo software, é dificultada, obtendo-se

assim, estimativas não precisas da área coberta do solo. Mullan e Garcia (2011) recomendam que a avaliação seja feita pela manhã ou ao final da tarde. Outro ponto que deve ser observado se refere ao orvalho presente sob as folhas, que maximiza a reflectância da luz, prejudicando a qualidade das imagens.

A precisão da metodologia de avaliação foi elevada, com estimativas de acurácia superiores a 87% em ambos os casos, indicando grande capacidade de discriminar diferenças genéticas entre os genótipos. Vale ressaltar que a maior cobertura do solo ocorreu no genitor ESAL 686, de origem andina e folhas grandes (Tabela 3).

As estimativas dos componentes de média não foram coincidentes nas duas épocas de avaliação. Em uma delas houve predominância da estimativa de *a* e no outro de *d*. Provavelmente, o efeito ambiental afetou a expressão da interação alélica. Não existem muitos relatos a esse respeito na literatura. Segundo Hamblin e Morton (1977), sob condições ambientais mais favoráveis, há tendência da dominância se expressar com maior intensidade. Contudo, as estimativas dos componentes da variância genética foram coincidentes nas duas condições. A variância genética aditiva explicou a maior parte da variação observada.

Na obtenção das estimativas dos componentes de variância, utilizando informações por planta, a adoção do modelo aditivo-dominante, sem epistasia para o ACS, explicou grande parte da variação, com estimativas de  $R^2$  superiores a 98%. Isso evidencia que a epistasia não deve ser importante no controle genético do caráter.

Na literatura não foi encontrado nenhum relato com a cultura do feijoeiro, em que fosse empregada fotografia para avaliar a área coberta pela planta. Maia et al. (2011), avaliando linhagens, utilizaram , como já mencionado, como critério de cobertura do solo, a massa seca. No entanto, os autores não relatam uma possível associação entre o tamanho das folhas e a

massa seca obtida. Em princípio, plantas com folhas maiores possuem menor número destas do que as de folhas pequenas.

A estimativa de herdabilidade obtida nos dois experimentos foi superior a 30% (Tabela 5). Na literatura não foram encontrados relatos de estimativa de  $h^2$  para ACS com a cultura do feijoeiro. As estimativas de  $h^2$  disponíveis são para outros caracteres, tais como comprimento do 4º ao 7º nó ( $h_r^2 = 47,35\%$ ), diâmetro do 5º entre nó ( $h_r^2 = 13,34\%$ ), altura de inserção da primeira vagem ( $h_r^2 = 11,76\%$ ) (TEIXEIRA; RAMALHO; ABREU, 1999), senescência tardia ( $h_r^2 = 14,28\%$ ) (AGUIAR; RAMALHO; MARQUES JÚNIOR, 2000), número de vagens por planta ( $h_r^2 = 9,25\%$ ), número de grãos por planta ( $h_r^2 = 14,19\%$ ) e massa de grãos por planta ( $h_r^2 = 6,05\%$ ) (MORETO; RAMALHO; BRUZI, 2012), peso de 100 grãos ( $h_r^2 = 34,9\%$ ) e produção de grãos ( $h_r^2 = 45\%$ ) (GUILHERME et al., 2014).

Como se pode observar, os valores de  $h^2$  obtidos neste trabalho podem ser considerados medianos e possibilitam inferir, a princípio, que é possível obter sucesso com a seleção para esse tipo de caráter.

Numa segunda etapa da pesquisa foram avaliadas progênies, para se ter uma condição mais próxima do que ocorre com as culturas sob condições de campo.

Como a estimativa da acurácia foi inferior a 55% (Tabela 6), pode-se inferir que o experimento apresentou baixa precisão, conforme os critérios apresentados por Resende e Duarte (2007). Parte dessa baixa estimativa de acurácia deve ser atribuída à pequena magnitude da variação genética entre progênies. Para essa fonte de variação, o teste de F pode ser considerado significativo, contudo, ao nível de  $P \leq 0,08$ .

O contraste que avalia os dois genitores foi não significativo ( $P \geq 0,7$ ) indicando que, embora os genitores difiram acentuadamente com relação ao tamanho das folhas, quando se avalia a ACS, isso não ocorre. Como já dito, é

esperado que as plantas com menores folhas possuam maior número delas e esse fato contribua para que o sombreamento exercido seja praticamente o mesmo, independente do tamanho das folhas.

A variância da interação progênies x safras da ACS, ao contrário do IVE, foi significativa e o componente da variância da interação foi 1,87 vezes superior à variância genética entre progênies (Tabela 8), podendo-se inferir que o comportamento das progênies não foi coincidente nas duas safras (RAMALHO et al., 2012). Esse fato deve ter contribuído para a pequena magnitude da estimativa de  $h^2$  ao nível de médias de progênies. O valor, inclusive ao contrário do esperado, foi inferior ao relatado para a herdabilidade tendo como unidade, as plantas individuais.

Com a cultura do feijoeiro e utilizando progênies, não foram encontrados relatos de estimativa de herdabilidade para a ACS. O único relato encontrado foi com trigo, cujos autores obtiveram estimativa de herdabilidade no sentido amplo, consideravelmente superior (74%) (LI et al., 2014).

Observa-se, também, diferença significativa entre as safras (Tabela 6), em virtude de não se ter adotado uma padronização para a altura da câmara entre as safras. Em outras palavras, caso a câmara estivesse posicionada em alturas mais elevadas, a cobertura do solo pelas folhas, representaria menor percentual no espaço amostral, se comparada com a câmara em posições mais próximas ao solo. Nessa condição, parte da diferença entre as safras pode ser atribuída a esse fator.

Em função, também, da magnitude da interação progênies x safras, a herdabilidade realizada pela seleção em uma safra e resposta na safra seguinte foi nula (Tabela 8). Depreende-se que o caráter ACS é de difícil seleção, pois as progênies selecionadas em uma safra possivelmente não serão as melhores na safra seguinte.

Corroborando esses resultados, a estimativa do ganho esperado com a seleção na média das duas safras foi de 4,2% (Tabela 8), contudo, o erro associado foi superior à própria estimativa.

Por fim, estimou-se a correlação genética entre o IVE e ACS para a análise conjunta. Essa se mostrou positiva, porém de baixa magnitude (0,37), indicando que essas características, ao contrário do que se esperava, não foram associadas.

Utilizando dados da avaliação de 161 linhagens de feijão do banco de germoplasma da Universidade Federal de Lavras (Dados não publicados), com ampla variação na ACS e IVE, a estimativa da correlação entre as médias das linhagens para esses dois caracteres, também, foi de pequena magnitude ( $r = 0,34$ ).

Depreende-se, portanto, que apesar da herdabilidade no sentido restrito, ao nível de plantas, ser elevada para o caráter ACS, quando se utilizam progênies e faz-se a avaliação em dois ou mais ambientes, verifica-se a grande influência da interação genótipos x ambientes. Dessa forma, não há coincidência entre as progênies selecionadas diferentes safras, o que dificulta o sucesso com a seleção.

## **6 CONCLUSÃO**

O emprego de fotografia é viável para estimar a área coberta do solo no feijoeiro.

Ocorre variabilidade para o Índice de Velocidade de Emergência (IVE), contudo, a baixa estimativa da herdabilidade realizada entre duas gerações sucessivas indica que a possibilidade de sucesso com a seleção para o IVE é pequena.

No controle genético da ACS, predominam genes cujos alelos possuem efeitos aditivos. Analogamente ao IVE, o caráter ACS é muito influenciado pelo ambiente e pela interação “progênies x ambientes”, o que dificulta, também, obter sucesso com a seleção.

A associação entre IVE e ACS é de baixa magnitude.

## REFERÊNCIAS

ACCIARESI, H. A.; CHIDICHIMO, H. O.; SARANDÓN, S. J. Traits related to competitive ability of wheat (*Triticum aestivum*) varieties against italian ryegrass (*Lolium multiflorum*). **Biological Agriculture & Horticulture**, Oxon, v. 19, n. 3, p. 275-286, Jan. 2001.

AGUIAR, A. M.; RAMALHO, M. A. P.; MARQUES JÚNIOR, O. G. Controle genético do “stay green” no feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.). **Revista Ceres**, Viçosa, MG, v. 47, n. 270, p. 155-167, 2000.

AMINI, R. et al. Growth analysis of eight common bean cultivars affected by weed interference. **Technical Journal of Engineering and Applied Sciences**, Rennes, v. 3, n. 18, p. 2303-2308, 2013.

AREVALO, R. A.; ROZANSKI, A. Plantas daninhas na cultura do feijão. In: SEMINÁRIO SOBRE PRAGAS E DOENÇAS DO FEIJOEIRO, 4., 1991, Campinas. **Anais...** Campinas: Secretaria de Agricultura e Abastecimento, 1991. p. 33-43.

BAGHESTANI, M. A.; ZAND, E.; SOUFIZADEH, S. Iranian winter wheat's (*Triticum aestivum* L.) interference with weeds: II., growth analysis. **Pakistan Journal of Weed Science Research**, Lahone, v. 12, n. 3, p. 131-144, 2006.

BALBINOT JÚNIOR, A. A. et al. Características de plantas de arroz e a habilidade competitiva com plantas daninhas. **Planta Daninha**, Viçosa, MG, v. 21, n. 2, p. 165-174, 2003.

BASTIAANS, L. et al. Can simulation models help design rice cultivars that are more competitive against weeds? **Field Crops Research**, Amsterdam, v. 51, n. 1, p. 101-111, 1997.

BERNARDO, R. **Breeding for quantitative traits in plants**. 2<sup>nd</sup> ed. Woodbury: Stemma, 2010. 400 p.



BERTHOLDSSON, N. O. Early vigour and allelopathy: two useful traits for enhanced barley and wheat competitiveness against weeds. **Weed Research**, New Delhi, v. 45, n. 2, p. 94-102, 2005.

BERTHOLDSSON, N. O.; BRANTESTAM, A. K. A century of Nordic barley breeding: effects on early vigour root and shoot growth, straw length, harvest index and grain weight. **European Journal of Agronomy**, London, v. 30, n. 4, p. 266-274, 2009.

BLACKSHAW, R. E.; ANDERSON, R. L.; LEMERLE, D. Cultural weed management. In: UPADHYAYA, M. K.; BLACKSHAW, R. E. (Ed.). **Non-chemical weed management**. Wallingford: CABI, 2007. p. 35-48.

BORCHARTT, L. et al. Períodos de interferência de plantas daninhas na cultura do feijoeiro-comum (*Phaseolus vulgaris*). **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 42, n. 3, p. 725-734, 2011.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Regras para análise de sementes**. Brasília, 2009. 399 p.

BRIDGES, W. C.; KNAPP, S. J.; CORNELIUS, P. L. Standard errors and confidence interval estimators for expected selection response. **Crop Science**, Madison, v. 31, n. 2, p. 253-255, 1991.

BUEREN, E. T. L. van; STRUIK, P. C.; JACOBSEN, E. Ecological concepts in organic farming and their consequences for an organic crop ideotype. **Netherlands Journal of Agricultural Science**, Wageningen, v. 50, n. 1, p. 1-26, Jan. 2002.

CALLAWAY, M. B. A compendium of crop varietal tolerance to weeds. **American Journal of Alternative Agriculture**, Greenbelt, v. 7, n. 4, p. 169-180, Oct. 1992.

CARVALHO, V. R. F. de et al. Uso de progênies na estimativa de parâmetros genéticos e fenotípicos associados a cobertura de solo na cultura do feijão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE MELHORAMENTO DE PLANTAS, 7.,

2013, Uberlândia. **Anais...** Uberlândia: Sociedade Brasileira de Melhoramento de Plantas, 2013. 1 CD-ROM.

CHRISTENSEN, S. Weed suppression ability of spring barley varieties. **Weed Research**, Oxford, v. 35, n. 4, p. 241-247, 1995.

COBER, E. R.; MORRISON, M. J. Short-season soybean genetic improvement evaluated in weed-free and weedy conditions. **Crop Science**, Madison, v. 51, n. 6, p. 2582-2588, 2011.

COBUCCI, T.; DI STEFANO, J. G.; KLUTHCOUSKI, J. **Manejo de plantas daninhas na cultura do feijoeiro em plantio direto Embrapa Arroz e Feijão**. Santo Antônio de Goiás: EMBRAPA Arroz e Feijão, 1999. 56 p. (Circular Técnica, 35).

COLEMAN, R. K.; GILL, G. S.; REBETZKE, G. J. Identification of quantitative trait loci for traits conferring weed competitiveness in wheat (*Triticum aestivum* L.). **Australian Journal of Agricultural Research**, Collingwood, v. 52, n. 12, p. 1235-1246, 2001.

COMSTOCK, R. E.; ROBINSON, H. F. Estimation of average dominance of genes. In: GOWEN, J. W. (Ed.). **Heterosis**. Ames: Oxford Press, 1952. p. 494-516.

COSSER, N. D. et al. Competitive ability and tolerance of organically grown wheat cultivars to natural weed infestations. **Annals of Applied Biology**, Warwick, v. 130, n. 3, p. 523-535, 1997.

CROTSEY, M. P.; WITT, W. W. Effect of *Glycine max* canopy characteristics, *G. max* interference, and weed-free period on *Solanum ptycanthum* growth. **Weed Science**, Champaign, v. 48, n. 1, p. 20-26, 2000.

DAVIES, D. H. K. et al. Looking at cereal varieties to help reduce weed control inputs. In: CROP PROTECTION NORTHERN BRITAIN, 1., 2004, Dundee. **Proceedings...** Dundee: CPNB, 2004. p. 159-163.

DIDON, U. M. E. Variation between barley cultivars in early response to weed competition. **Journal of Agronomy and Crop Science**, Hoboken, v. 188, n. 3, p. 176-184, 2002.

DIDON, U. M. E.; HANSSON, M. L. Competition between six spring barley (*Hordeum vulgare* ssp. *vulgare* L.) cultivars and two weed flora in relation to interception of photosynthetic active radiation. **Biological Agriculture & Horticulture**, Oxon, v. 20, n. 3, p. 257-273, 2002.

EDWARDS, C. J.; HARTWIG, E. E. Effect of seed size upon rate of germination in soybeans. **Agronomy Journal**, Madison, v. 63, n. 3, p. 429-430, 1971.

EMYGDIO, B. M. et al. Variabilidade genética para velocidade de germinação em sementes de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.). **Pesquisa Agropecuária Gaúcha**, Porto Alegre, v. 6, n. 1, p. 77-82, 2000.

FRANKLIN, K. A.; WHITELAM, G. C. Phytochromes and shade-avoidance responses in plants. **Annals of Botany**, Oxford, v. 96, n. 2, p. 169-175, 2005.

GEPTS, P.; BLISS, F. A. Phaseolin variability among wild and cultivated common beans (*Phaseolus vulgaris*) from Colombia. **Economic Botany**, Bronx, v. 40, n. 4, p. 469-478, 1986.

GEPTS, P. et al. Phaseolin-protein variability in wild forms and landraces of the common bean (*Phaseolus vulgaris*): evidence for multiple centers of domestication. **Economic Botany**, Bronx, v. 40, n. 4, p. 451-468, 1986.

GUILHERME, S. R. et al. Genetic control of inflorescence in common bean. **Genetics and Molecular Research**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 4, p. 10349-10358, 2014.

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

HOAD, S. P. et al. Approaches to breed for improved weed suppression in organically grown cereals. In: BUEREN, E. T. L. van; MYERS, J. R. (Ed.). **Organic crop breeding**. Oxford: Wiley-Blackwell, 2012. p. 61-76.

HOJJAT, S. S. Effects of seed size on germination and seedling growth of some Lentil genotypes (*Lens culinaris* Medik.). **International Journal of Agriculture and Crop Sciences**, London, v. 3, n. 1, p. 1-5, 2011.

HUEL, D. G.; HUCL, P. Genotypic variation for competitive ability in spring wheat. **Plant Breeding**, Berlin, v. 115, n. 5, p. 325-329, 1996.

KNAPP, S. J.; STROUP, W. W.; ROSS, W. M. Exact confidence intervals for heritability on a progeny mean basis. **Crop Science**, Madison, v. 25, n. 1, p. 192-194, 1985.

KORRES, N. E.; FROUD-WILLIAMS, R. J. Effects of winter wheat cultivars and seed rate on the biological characteristics of naturally occurring weed flora. **Weed Research**, Oxford, v. 42, n. 6, p. 417-428, 2002.

KOUL, O.; CUPERUS, G. W. Ecologically based integrated pest management: present concept and new solutions. In: \_\_\_\_\_. **Ecologically based integrated pest management**. Wallingford: CAB International, 2007. p. 1-17.

LAING, D. R. et al. Field bean. In: SYMPOSIUM ON POTENTIAL PRODUCTIVITY OF FIELD CROPS UNDER DIFFERENT ENVIRONMENTS, 1., 1983, Los Baños. **Proceedings...** Los Baños: International Rice Research Institute, 1983. p. 227-248.

LEMERLE, D. et al. Genetic improvement and agronomy for enhanced wheat competitiveness with weeds. **Australian Journal of Agricultural Research**, Melbourne, v. 52, n. 5, p. 527-548, 2001.

LEMERLE, D. et al. Incremental crop tolerance to weeds: a measure for selecting competitive ability in Australian wheats. **Euphytica**, Wageningen, v. 149, n. 1, p. 85-95, 2006.

LEMERLE, D. et al. The potential for selecting wheat varieties strongly competitive against weeds. **Weed Research**, Oxford, v. 36, n. 6, p. 505-513, 1996.

LI, X. M. et al. Identification of QTLs for seedling vigor in winter wheat. **Euphytica**, Wageningen, v. 198, n. 2, p. 199-209, 2014.

LIANG, Y. L.; RICHARDS, R. A. Coleoptile tiller development is associated with fast early vigour in wheat. **Euphytica**, Wageningen, v. 80, n. 2, p. 119-124, 1994.

LIEBMAN, M.; DAVIS, A. S. Integration of soil, crop and weed management in low-external-input farming systems. **Weed Research**, Oxford, v. 40, n. 1, p. 27-47, 2000.

LÓPEZ-CASTAÑEDA, C. et al. Seed and seedling characteristics contributing to variation in early vigor among temperate cereals. **Crop Science**, Madison, v. 36, n. 5, p. 1257-1266, 1996.

MAIA, L. G. S. et al. Variabilidade genética associada à germinação e vigor de sementes de linhagens de feijoeiro comum. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 35, n. 2, p. 361-367, mar./abr. 2011.

MASON, H. E.; SPANER, D. Competitive ability of wheat in conventional and organic management systems: a review of the literature. **Canadian Journal of Plant Science**, Ottawa, v. 86, n. 2, p. 333-343, 2006.

MATHER, K.; JINKS, J. L. **Introdução à genética biométrica**. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1984. 242 p.

MOHAMMADI, G. R. Growth parameters enhancing the competitive ability of corn (*Zea mays* L.) against weeds. **Weed Biology and Management**, Fukui, v. 7, n. 4, p. 232-236, Dec. 2007.

MOKHTARI, S. et al. The genetic basis of variation among wheat F3 lines in tolerance to competition by ryegrass (*Lolium rigidum*). **Euphytica**, Wageningen, v. 124, n. 3, p. 355-364, 2002.

MOORE, R. J. The biology of Canadian weeds: 13., *Cirsium arvense* (L.) Scop. **Canadian Journal of Plant Science**, Jaipur, v. 55, n. 4, p. 1033-1048, 1975.

MORETO, A. L.; RAMALHO, M. A. P.; BRUZI, A. T. Epistasis in an Andean×Mesoamerican cross of common bean. **Euphytica**, Wageningen, v. 186, n. 3, p. 755-760, Nov. 2012.

MULLAN, D.; GARCIA, M. B. Crop ground cover. In: PASK, A. et al. (Ed.). **Physiological breeding II: a field guide to wheat phenotyping**. Ciudad del México: International Maize and Wheat Improvement Center, 2011. p. 46-53.

MULLAN, D. J.; REYNOLDS, M. P. Quantifying genetic effects of ground cover on soil water evaporation using digital imaging. **Functional Plant Biology**, Victoria, v. 37, n. 8, p. 703-712, 2010.

NI, H. et al. *Oryza sativa* plant traits conferring competitive ability against weeds. **Weed Science**, Champaign, v. 48, n. 2, p. 200-204, 2000.

OGG, A. G.; SEEFELDT, S. S. Characterizing traits that enhance the competitiveness of winter wheat (*Triticum aestivum*) against jointed goatgrass (*Aegilops cylindrica*). **Weed Science**, Champaign, v. 47, n. 1, p. 74-80, 1999.

RAMALHO, M. A. P. et al. **Aplicações da genética quantitativa no melhoramento de plantas autógamas**. Lavras: UFLA, 2012. 522 p.

REBETZKE, G. J.; RICHARDS, R. A. Genetic improvement of early vigour in wheat. **Australian Journal of Agricultural Research**, Collingwood, v. 50, n. 3, p. 291-302, Feb. 1999.

REIS, A. R. dos; VIVIAN, R. Weed competition in the soybean crop management in Brazil. In: NG, T. B. (Ed.). **Soybean: applications and technology**. Rijeka: InTech, 2011. p. 185-210.

RESENDE, M. D. V. de; DUARTE, J. B. Precisão e controle de qualidade em experimentos de avaliação de cultivares. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v. 37, n. 3, p. 182-194, 2007.

REZAPOUR, R. et al. Effect of seed size on germination and seed vigor of two soybean (*Glycine max* L.) cultivars. **International Research Journal of Applied and Basic Sciences**, London, v. 4, n. 11, p. 3396-3401, 2013.

SAGE, R. F.; KUBIEN, D. S. The temperature response of C<sub>3</sub> and C<sub>4</sub> photosynthesis. **Plant, Cell and Environment**, Oxford, v. 30, n. 9, p. 1086-1106, Sept. 2007.

SATHISH, S.; SUNDARESWARAN, S.; GANESAN, N. Influence of seed priming on physiological performance of fresh and aged seeds on mayze hybrid [COH(M) 5] and it's parental lines. **Journal of Agricultural and Biological Science**, Islamabad, v. 6, n. 3, p. 12-17, 2011.

SCHMITT, J. et al. The adaptive evolution of plasticity: phytochrome-mediated shade avoidance responses. **Integrative and Comparative Biology**, Oxford, v. 43, n. 3, p. 459-469, 2003.

SEEVERS, G. P.; WRIGHT, K. J. Crop canopy development and structure influence weed suppression. **Weed Research**, Oxford, v. 39, n. 4, p. 319-328, 1999.

SILVA, A. A. da; SILVA, J. F. da. **Tópicos em manejo de plantas daninhas**. Viçosa, MG: UFV, 2007. 367 p.

SILVA, N. O. et al. Genetic control of traits associated with maize seed quality. **Maydica**, Bergamo, v. 53, n. 1, p. 55-62, 2008.

STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 3<sup>rd</sup> ed. Boston: McGraw Hill, 1997. 672 p.

TEIXEIRA, F. F.; RAMALHO, M. A. P.; ABREU, Â. de F. B. Genetic control of plant architecture in the common bean (*Phaseolus vulgaris* L.). **Genetics and Molecular Biology**, Ribeirão Preto, v. 22, n. 4, p. 577-582, 1999.

TRAORÉ, S. et al. Velvetleaf interference effects on yield and growth of grain sorghum. **Agronomy Journal**, Madison, v. 95, n. 6, p. 1602-1607, 2003.

VENTER, H. A. van de; HOFFMAN, R. Germination rate of maize (*Zea mays* L.) kernels: I, relationships with kernel properties and water uptake. **South African Journal of Plant and Soil**, Pretoria, v. 5, n. 4, p. 189-192, Jan. 1988.

WILSON, B. J.; WRIGHT, K. J. Predicting the growth and competitive effects of annual weeds in wheat. **Weed Research**, Oxford, v. 30, n. 3, p. 201-211, 1990.

WOLFE, M. S. et al. Developments in breeding cereals for organic agriculture. **Euphytica**, Wageningen, v. 163, n. 3, p. 323-346, 2008.

XUE, Q.; STOUGAARD, R. N. Spring wheat seed size and seeding rate affect wild oat demographics. **Weed Science**, Oxford, v. 50, n. 3, p. 312-320, 2002.

ZADEH, H. G.; LORZADEH, S.; ARYANNIA, N. Evaluating weeds competitive ability in a corn field in Southern West of Iran. **Asian Journal of Crop Science**, Singapore, v. 3, n. 4, p. 179-187, 2011.

ZAREIAN, A. et al. Effect of seed size on some germination characteristics, seedling emergence percentage and yield of three wheat (*Triticum aestivum* L.)



cultivars in laboratory and field. **Middle-East Journal of Scientific Research**, Dubai, v. 13, n. 8, p. 1126-1131, 2013.

ZHAO, D. L. et al. Cultivar weed-competitiveness in aerobic rice: heritability, correlated traits, and the potential for indirect selection in weed-free environments. **Crop Science**, Madison, v. 46, n. 1, p. 372-376, 2006.

## APÊNDICE

Tabela 1A Análise de variância do percentual do percentual de área coberta do solo por plantas (ACS), experimento com semeadura em fevereiro de 2014. (Dados transformados para arco seno  $\sqrt{x}$ ).

FV	GL	QM	p-valor
Tratamentos (T)	99	15,93	0,01
Entre progênies (P)	93	16,53	0,00
Entre progênies F <sub>2,3</sub>	31	14,02	0,08
Entre progênies F <sub>3,4</sub>	29	20,71	0,00
Entre progênies F <sub>4,5</sub>	31	15,47	0,04
Entre tipos de progênies	2	11,27	0,30
Entre testemunhas (Te)	5	7,65	0,54
P vs Te	1	0,67	0,79
Erro	81	9,35	
Acurácia (%)		64,28	

Tabela 2A Análise de variância do Índice de Velocidade de Emergência (IVE) com dados transformados para  $\sqrt{x}$ , experimento com semeadura em fevereiro de 2014.

FV	GL	QM	p-valor
Tratamentos (T)	99	0,10	0,00
Entre progênies (P)	93	0,10	0,00
Entre progênies F <sub>2,3</sub>	31	0,08	0,00
Entre progênies F <sub>3,4</sub>	29	0,12	0,00
Entre progênies F <sub>4,5</sub>	31	0,11	0,00
Entre tipos de progênies	2	0,02	0,63
Entre testemunhas (Te)	5	0,03	0,46
P vs Te	1	0,03	0,35
Erro	81	0,03	
Acurácia (%)		80,67	

Tabela 3A Análise de variância do percentual de área coberta do solo por plantas (ACS), experimento com semeadura em julho de 2014. (Dados transformados para arco seno  $\sqrt{x}$ ).

FV	GL	QM	p-valor
Tratamentos (T)	99	15,16	0,00
Entre progênies (P)	93	14,87	0,00
Entre progênies F <sub>2,4</sub>	31	11,22	0,20
Entre progênies F <sub>3,5</sub>	29	20,56	0,00
Entre progênies F <sub>4,6</sub>	31	13,55	0,06
Entre tipos de progênies	2	9,69	0,35
Entre testemunhas (Te)	5	21,83	0,04
P vs Te	1	2,85	0,58
Erro	171	9,11	
Acurácia (%)		63,18	

Tabela 4A Análise de variância do Índice de Velocidade de Emergência (IVE) com dados transformados para  $\sqrt{x}$ , experimento com semeadura em julho de 2014.

FV	GL	QM	p-valor
Tratamentos (T)	99	0,08	0,00
Entre progênies (P)	93	0,08	0,00
Entre progênies F <sub>2,4</sub>	31	0,05	0,34
Entre progênies F <sub>3,5</sub>	29	0,04	0,73
Entre progênies F <sub>4,6</sub>	31	0,14	0,00
Entre tipos de progênies	2	0,00	0,93
Entre testemunhas (Te)	5	0,13	0,02
P vs Te	1	0,03	0,40
Erro	171	0,05	
Acurácia (%)		64,42	

Tabela 5A Análise de variância do Índice de Velocidade de Emergência (IVE) com dados transformados para  $\sqrt{x}$ . Obtida pela avaliação de progênies F<sub>2:4</sub>, F<sub>3:5</sub> e F<sub>4:6</sub> em experimento realizado em casa de vegetação.

FV	GL	QM	p-valor
Tratamentos (T)	99	0,12	0,00
Entre progênies (P)	93	0,13	0,00
Entre progênies F <sub>2:4</sub>	31	0,09	0,00
Entre progênies F <sub>3:5</sub>	29	0,12	0,00
Entre progênies F <sub>4:6</sub>	31	0,18	0,00
Entre tipos de progênies	2	0,02	0,38
Entre testemunhas (Te)	5	0,04	0,11
P vs Te	1	0,33	0,00
Erro	261	0,02	
Acurácia (%)		89,99	