



**ESTRATÉGIAS VISANDO À MELHORIA DA
SELEÇÃO MASSAL**

GUILHERME BARBOSA ABREU

2010

GUILHERME BARBOSA ABREU

**ESTRATÉGIAS VISANDO À MELHORIA DA
SELEÇÃO MASSAL**

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

Prof. Dr. Magno Antonio Patto Ramalho

LAVRAS

MINAS GERAIS – BRASIL

2010

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca Central da UFLA**

Abreu, Guilherme Barbosa.

Estratégias visando à melhoria da seleção massal / Guilherme
Barbosa Abreu. – Lavras : UFLA, 2010.

67 p. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2010.

Orientador: Magno Antonio Patto Ramalho.

Bibliografia.

1. Melhoramento de plantas. 2. Análise espacial. 3. Médias
móveis. 4. Genética quantitativa. I. Universidade Federal de Lavras.
II. Título.

CDD – 631.523

GUILHERME BARBOSA ABREU

**ESTRATÉGIAS VISANDO À MELHORIA DA
SELEÇÃO MASSAL**

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 12 de Fevereiro de 2010

Prof. Dr. Paulo César Lima

UFLA

Dr. Lauro José Moreira Guimarães

EMBRAPA

Prof. Dr. Magno Antonio Patto Ramalho

UFLA

(Orientador)

LAVRAS

MINAS GERAIS – BRASIL

A todos os familiares e amigos que sempre estiveram comigo.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

A Universidade Federal de Lavras e ao Programa de Pós – Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas pela oportunidade de realização do curso.

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

Ao professor Magno Antonio Patto Ramalho, pela orientação e exemplo de amor à profissão.

Aos membros da banca, prof. Paulo César Lima e Dr. Lauro José Moreira Guimarães pelas contribuições ao trabalho e disponibilidade.

Aos professores do Programa de Pós – Graduação em Genética e Melhoramento de Plantas, César Brasil, Elaine Souza, Flávia Avelar, João Cândido e José Airton pelos conhecimentos transmitidos.

Aos colegas de mestrado Constantino, Denys, Guilherme, Igor, Jerônimo, Karla e Paulo pelas horas de estudo e conhecimentos compartilhados.

Aos colegas e amigos do Programa de Melhoramento de Milho, Fernando Guedes, Pedro, Emiliano, Hugo, Marcus, Matheus Carioca, Matheus, Balbi, Vavá, Carlos, Ulisses pela “ralação” no campo e em especial ao Fernando Toledo, pelas valiosas contribuições com a simulação.

A todos os colegas do Núcleo de Estudos em Genética (Gen).

Aos funcionários do DBI, Heloísa, Ironcina, Dú, Zélia, Rafaela, Lamartine, Léo e Lindolfo pela convivência e ajuda.

A todos os amigos de Lavras, pela companhia agradável na hora do lazer e dos esportes, em especial ao Pedro (Couve) por ter me acolhido em sua casa.

A minha família, pelo total apoio e confiança, em especial a minha mãe, pelos conselhos e ensinamentos tão valiosos ao longo da minha vida.

A minha namorada Luly, pelo amor, incentivo e paciência em todos esses anos.

A todos que estiveram envolvidos direta ou indiretamente na realização deste trabalho, muito obrigado.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO.....	i
ABSTRACT.....	iii
1 INTRODUÇÃO	01
2 REFERENCIAL TEÓRICO	03
2.1 Técnicas experimentais na cultura do milho	03
2.2 Seleção massal.....	10
2.3 Modelagem espacial.....	19
2.3.1 Análise de vizinhança: método das médias móveis.....	22
2.3.2 Melhoramento de plantas com o uso da colméia (honeycomb).....	24
3 MATERIAL E MÉTODOS	27
3.1 Eficiência da seleção visual e estratégias de seleção massal.....	27
3.2 Comparação da avaliação de híbridos em parcelas de uma planta com o procedimento padrão.....	30
3.3 Simulação computacional visando a avaliação da eficiência do ajuste espacial.....	34
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	37
4.1 Eficiência da seleção visual e estratégias de seleção massal.....	37

4.2 Comparação da avaliação de híbridos em parcelas de uma planta com o procedimento padrão.....	44
4.3 Simulação computacional visando a avaliação da eficiência do ajuste espacial.....	52
5 CONCLUSÕES.....	58
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	59

RESUMO

ABREU, Guilherme Barbosa. **Estratégias visando à melhoria da seleção massal**. 2010. 67 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.¹

A seleção massal é o método de melhoramento mais antigo e, provavelmente, o mais empregado no melhoramento de plantas, ao longo do tempo. Embora seja um método simples e de fácil aplicação, a sua eficiência é baixa. Este trabalho foi realizado com o objetivo de propor alternativas para ampliar o progresso genético com a seleção massal. Para isso, foi verificada a eficiência da seleção visual e avaliadas estratégias para melhorar a eficiência da seleção massal. O experimento foi conduzido em três etapas: na primeira, foi utilizada uma população de milho. No campo, observou-se a eficiência da seleção visual feita por dez avaliadores, cinco em área total e cinco em área estratificada, sendo verificada a coincidência das plantas selecionadas visualmente com o peso de grãos após a colheita. Também foram avaliadas alternativas de seleção massal estratificada com e sem ajuste e o uso das médias móveis para corrigir os valores fenotípicos. Na segunda, foram utilizados experimentos de avaliação de híbridos. Esses experimentos foram conduzidos com parcelas de dimensões diferentes. Em um deles, a parcela possuía duas linhas de 3 m, com 3 repetições, enquanto no outro ensaio a parcela era de uma planta com 30 repetições. Neste último, um dos experimentos tinha o espaçamento entre plantas de 30 cm e outro, de 60 cm. Nos experimentos de uma planta foi efetuada a seleção massal e verificada a coincidência da origem das plantas selecionadas, o híbrido, com o resultado da análise de variância. Na terceira etapa, foi empregada simulação computacional. Para isso foi gerada uma população com 2.025 indivíduos, sendo 1.521 envolvidos na seleção. Essas populações foram geradas considerando diferentes herdabilidades e interações alélicas. O efeito ambiental foi simulado considerando erros correlacionados ou não. Constatou-se que: a seleção, quando efetuada visualmente, mesmo estratificando a área, é de baixa eficiência para o caráter produtividade de grãos

¹Comitê orientador: Magno Antonio Patto Ramalho - UFLA (orientador), João Cândido de Souza - UFLA.

e, por isso, deve-se obter o peso de grãos por planta para melhorar a eficácia da seleção; a seleção massal é mais eficiente quando se diminui a densidade de semeadura; a estratificação da área só melhora a eficiência quando se trabalha com caracteres de baixa herdabilidade e quando há correlação dos erros no campo e a utilização do método das médias móveis não aumentou a eficiência da seleção massal.

ABSTRACT

ABREU, Guilherme Barbosa. **Strategies aiming to improve the mass selection**. 2010. 67 p. Dissertation (Master's in Genetics and Plant Breeding) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.²

The mass selection is the oldest method of improving and probably the most used in plant breeding over time. Although it is a simple and easy to apply its efficiency is low. The objective of this study was to asses alternatives to extend the genetic progress with mass selection. For this was verified the efficiency of visual selection and evaluated strategies to improve the efficiency of mass selection. There were three steps: first we used a population of maize. In a field trial we verified the efficiency of visual selection made by ten raters, five in total area and five in stratified areas, and checked the coincidence of plants visually selected with the weight of ear after the harvest. Alternatives were also evaluated grid selection with and without adjustment and the use of moving average to correct the phenotypic values. In the second step were used experiments to evaluate hybrids. These experiments were conducted with plots of different sizes. One of them, two rows of three meters with three replications was used. The other one, the plot was one plant with 30 replications. In the latter one of the experiments had the plants spacing of 30 cm and another of 60 cm. In the experiments of a single plant was carried out mass selection and checked the coincidence of the origin of selected plants, the hybrid, with the result of analysis of variance. In the third step was used a computer simulation. For this was generated a population with 2025 individuals, and 1521 involved in the selection. These populations were generated considering different heritability and allelic interaction. The environmental effect was simulated considering errors related or not. It was found that: mass selection, when done visually, even stratifying the area, is not efficient for the trait productivity, so you should obtain the grain weight per plant to make the selection; mass selection is most

²Orientation committee: Magno Antonio Patto Ramalho - UFLA(advisor), João Cândido de Souza.- UFLA

effective at low density of plants; the stratification of the area only improves efficiency when working with traits of low heritability and when there is correlation of errors in the field; the use of moving average did not increase the efficiency of mass selection.

1 INTRODUÇÃO

A seleção massal é o método de melhoramento mais antigo e, provavelmente, o mais empregado no melhoramento de plantas ao longo do tempo. Na domesticação das principais espécies cultivadas, certamente, a seleção massal foi muito importante. Embora seja um método simples e de fácil aplicação, sua eficiência é baixa, sobretudo para caracteres de menor herdabilidade (h^2).

A seleção massal, como proposta originalmente, é toda fundamentada na seleção visual. A habilidade dos melhoristas em identificar visualmente, por meio do fenótipo, os indivíduos de genótipo superior é frequentemente questionada no milho (Vargas, 1996) e em outras espécies cultivadas (Cutrim, 1997). De modo geral, esses trabalhos mostram que se a h^2 é baixa, a seleção visual dificilmente é eficaz. Mas, ainda há algumas dúvidas a respeito da seleção visual que não foram respondidas, tais como: Sua eficiência pode ser melhorada com a estratificação? Utilizando um maior número de avaliadores, poder-se-ia ter maior ganho com a seleção?

Entre os fatores que contribuem para a baixa eficiência da seleção massal está a heterogeneidade da área experimental. Essa heterogeneidade e a eficiência da seleção massal foram, por diversas vezes, questionadas, sobretudo em trabalhos realizados nas décadas de 1960 e 1970 (Gardner, 1961; Méndez, 1971; Molina, 1983). Uma das estratégias propostas para melhorar a eficiência da seleção massal foi a estratificação da área (Gardner, 1961) e, posteriormente, a estratificação genética (Paterniani & Campos, 2005).

Com as facilidades computacionais, vislumbrou-se a possibilidade de aplicações de outras técnicas, sobretudo aquelas relacionadas à análise espacial (Resende & Sturion, 2003).

Diante do exposto, este trabalho foi realizado com o objetivo de propor alternativas para ampliar o progresso genético com a seleção massal. Para isso, foram avaliadas alternativas para a seleção visual e estratégias para melhorar a eficiência da seleção massal.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Técnicas experimentais na cultura do milho

O sucesso de qualquer programa de melhoramento depende de como o fenótipo representa o genótipo e essa representatividade é altamente associada com a precisão e a acurácia dos experimentos. Dessa forma, o planejamento experimental e o correto manejo dos experimentos são indispensáveis para o sucesso do programa de melhoramento.

Em manejo de experimentos está envolvido um grande número de fatores, tais como heterogeneidade do solo, distribuição da água, ocorrência de pragas e patógenos, tamanho da parcela, número de repetições, delineamento experimental e habilidade do melhorista em obter as informações, entre outros.

A cultura do milho é, provavelmente, a espécie vegetal que tem o maior número de informações a respeito do manejo dos experimentos. Na realidade, a maioria desses detalhes experimentais é comum a todas as plantas cultivadas. A literatura a esse respeito é vasta e, entre outras, podem-se citar as seguintes publicações: Le Clerg et al. (1962), Gomez & Gomez (1984), Steel et al. (1997) e Ramalho et al. (2005). Nesta revisão, algumas informações serão direcionadas a essa cultura.

Fisher, quando “criou” a estatística experimental, mencionou que ela tem como fundamento três princípios: a casualização, a repetição e o controle local. A casualização é importante para que os erros sejam independentes, isso porque pode haver correlação entre parcelas adjacentes e, assim, os erros tenderiam a ser correlacionados. Deve-se realçar que, nos casos em que os melhoristas avaliam cultivares e/ou progênies em vários ambientes, deve-se fazer uma aleatorização para cada um deles e não utilizar planilha comum para todos (Ramalho et al., 2005).

Para contornar os problemas de heterogeneidade do solo, da distribuição de água e de outros fatores, pode-se lançar mão do controle local. O controle local pode ser exercido por meio de arranjos – delineamentos – na distribuição dos tratamentos, de modo a atenuar os problemas citados anteriormente. São vários os delineamentos que são utilizados e, dentre eles, podem-se citar blocos ao acaso e látice.

A repetição, outro princípio mencionado por Fisher, é indispensável para a estimativa do erro, não sendo possível testar as hipóteses sem ela. A importância do número de repetições é facilmente visualizada por meio da expressão do erro padrão da média, ou seja, $s(\hat{m}) = \frac{s}{\sqrt{r}}$, em que o s é a estimativa do desvio padrão e o r o número de repetições que gerou a média. Assim, para se ter o menor erro possível da média, o valor de r deve ser o maior possível.

Experimentos com a finalidade de estimar o número de repetições ideal para a seleção de progênies de milho em solos de cerrado e fértil foram conduzidos por Resende & Souza Júnior (1997). Estes autores utilizaram duzentas progênies de meios-irmãos da variedade BR 108 e verificaram qual a melhor estratégia para a redução da variância fenotípica entre médias de progênies e o consequente aumento no ganho genético. Concluíram que o aumento do número de repetições mostrou-se mais eficiente que o aumento do tamanho da parcela. O incremento no número de repetições conduziu a acréscimos similares no ganho genético no cerrado e no solo fértil.

Na expressão do erro padrão da média, outro componente fundamental é o desvio padrão do erro experimental. É evidente, pela expressão, que ele deve ser o menor possível. Para se trabalhar no sentido de reduzir a estimativa do erro, o primeiro ponto é conceituar o que é o erro experimental. Em avaliações de progênies ou cultivares, os melhoristas esperam que a variação seja apenas de

origem genética. Entretanto, por mais cuidados que se tenha, ocorrem variações aleatórias entre parcelas que receberam o mesmo genótipo. Essa variação é o erro experimental. Segundo Ramalho et al. (2005), há vários fatores que afetam o erro e, entre eles, podem-se citar:

(1) heterogeneidade do solo: especialmente em condições tropicais, é esperada grande variação na fertilidade dos solos. Inúmeras vezes a área, mesmo aparentando ser homogênea, apresenta variações tanto no sentido horizontal como vertical, que dificilmente podem ser controladas apenas com uso de um delineamento apropriado;

(2) heterogeneidade do material experimental: na cultura do milho, se estiverem sendo avaliados, por exemplo, progênies de meios-irmãos, variedades ou híbridos duplos, que são constituídos por uma mistura de diferentes genótipos, as parcelas experimentais que recebem um mesmo tratamento podem apresentar constituições genéticas diferentes. Essas diferenças podem contribuir para aumentar o erro e a principal alternativa é utilizar número de plantas que representam a variabilidade genética da progênie e ou da cultivar nas parcelas. A influência de diferentes constituições genéticas nas estimativas do tamanho da parcela experimental e do número de repetições foi avaliada por Martin et al. (2005), em experimento com milho utilizando híbridos simples, duplo, triplo e uma variedade. Os autores concluíram que o tamanho ótimo de parcela variou entre 4,5 m² (híbrido simples) e 7,2 m² (híbrido duplo). A heterogeneidade do solo e a variabilidade genética influenciaram no tamanho ótimo de parcela e no número de repetições, que variou de 3 a 11;

(3) tamanho e forma das parcelas: há enorme variação no tamanho e na forma das parcelas utilizadas. Esse é um aspecto importante, porque esse fator também afeta a estimativa do erro. Em um experimento para identificar o tamanho ideal da parcela, foram avaliadas 25 progênies de meios-irmãos, com duas repetições. A parcela era constituída por três linhas de 10 m e foi

subdividida em subparcelas de uma linha de 1 m de comprimento. Com o peso das espigas despalhadas dessas subparcelas, foi simulado o efeito dos diferentes números de plantas por parcela (Palomino et al., 2000). Os autores constataram que, com o aumento do número de plantas por parcela, o coeficiente de variação experimental reduziu. Porém, a melhoria mais expressiva na precisão ocorreu quando o número de plantas passou de 5 para 20 ou 25. A partir daí, as mudanças foram menos expressivas, indicando que 25 plantas por parcela são suficientes para representar uma progênie de meios-irmãos. Os mesmos autores concluíram, ainda, que as parcelas contendo o mesmo número de plantas, porém distribuídos em duas ou três linhas, propiciam maior precisão experimental;

(4) diferença no número de plantas dentro das parcelas – efeito de estande: a ocorrência de falhas nas parcelas experimentais tem efeito no erro experimental (Vencovsky & Cruz, 1991) e, em consequência, dificulta os testes das hipóteses formuladas. Existem, na literatura, diversas formas de diminuir o problema de falhas na estimativa das produções por parcela. Entre elas, podem-se citar a utilização de fórmulas de correção e a utilização de análise de covariância;

(5) tipo de tratamento: quando se está avaliando experimentos com plantas altas e baixas, é esperado que o efeito de competição seja diferente entre as parcelas vizinhas. Do mesmo modo, em experimentos envolvendo adubação ou herbicida, as parcelas vizinhas podem afetar o desempenho de um determinado tratamento, com reflexos na estimativa do erro. Quando isso ocorre, a principal alternativa é a utilização de bordaduras, ou seja, utilizar parcelas com maior número de linhas e desprezar na colheita as linhas externas (Portmann & Ketata, 1997).

Conforme foi comentado, a eficiência do trabalho dos melhoristas depende da escolha do delineamento, do número de repetições e do tamanho das parcelas. No caso da cultura do milho no Brasil, os ensaios nacionais de milho

têm utilizado praticamente duas repetições, delineamento em látice ou blocos casualizados e o número de tratamentos variável ao longo dos anos (Tabela 1). Observa-se que a precisão experimental, avaliada pelo coeficiente de variação ambiental (C_{Ve}) na análise conjunta, foi boa. Utilizando progênies de meios-irmãos ou irmãos germanos, vários autores obtiveram precisões experimentais aceitáveis em ensaios com parcelas de 25 plantas e 2 ou 3 repetições (Tabela 2).

TABELA 1 Plano experimental dos ensaios nacionais conduzidos com a cultura do milho pela Embrapa.

Ano	Local	Nº exp.	Nº cultivares	Delineamento experimental	Nº rep	Estande	C.V.(%)
2007/08	MG, SP, GO, PA, MS, PR	28	49	Látice 7x7	2	52000	12
2007/08	PR, SC	16	42	Látice 7x6	2	54000	10
2006/07	BA, GO, MS, MG, PA, PR, SP	24	49	Látice 7x7	2	45000	11
2006/07	PR, SC	8	42	Látice 7x6	2	44000	9
2005/06	BA, PA, MG, SP, GO, MS, PR, RJ, TO	27	49	Látice 7x7	2	44000	12
2005/06	PR, SC	9	49	Látice 7x7	2	42000	8
2004/05	MG, SP, GO, PA, MS, BA, PR, TO, MA, ES, RJ	33	64	Látice 8X8	2	45000	13,13
2004/05	PR, SC, RS	8	56	Látice 7x8	2	50000	13
2002/03	MG, SP, GO, RO, BA, ES, PA, MS, PR, RJ, DF	25	13	Blocos	2	50000	12
2001/02	MG, SP, GO, RO, BA, ES, PA, MS, PR, RJ, DF	31	15	Blocos ao acaso	2	50000	11

TABELA 2 Plano experimental de ensaios de VCU (Valor de Cultivo e Uso) e de avaliação de progênies de meios-irmãos e irmãos germanos de milho.

Experimento	Autor	Anos	Nº Locais	Delineamento Experimental	Nº Repetições	Parcelas	C.V (%)
VCU	Emygdio et al. (2008)	2004/2005	12	Blocos ao acaso	3	2 linhas 5 m	17
		2005/2006	15				11
		2006/2007	9				11
VCU	Emygdio et al. (2007)	2003/2004	6	Blocos ao acaso	3	2 linhas 5 m	8,5-17,3
		2004/2005	7				9,3-17,9
Progênie de meios-irmãos	Carvalho & Souza (2007)	1985	-	Látice 10x10	2	1 linha 5 m	14,5
		1986	-				6,3
		1987	-				5,2
Progênie de meios-irmãos	Ferrão et al. (1995)	1987/88	3	Látice 10x10	2	1 linha 5 m	25,2
		1988/89					17,8
Progênies de meios-irmãos	Carvalho et al. (2000)	1995	2	látice 14x14	2	1 linha 5 m	12,4
		1996	2				8,1
		1997	2				11,9
Progênies de meios-irmãos	Carvalho et al. (2003)	1999	2	Blocos ao acaso	2	1 linha 5 m	12,2
		2000					10,1
Progênies de meios-irmãos	Carvalho et al. (2003)	2001	2	Látice 14x14	2	1 linha 5 m	12,4
		1991 a 2001					4,7-16,4

2.2 Seleção massal

A seleção recorrente vem sendo utilizada com sucesso há vários anos na cultura do milho. Esse método pode ser conceituado como qualquer processo cíclico de melhoramento que envolve a seleção dos indivíduos superiores e recombinação dos mesmos (Hallauer, 1992). Cada ciclo, portanto, só termina com a recombinação das progênies ou indivíduos superiores, originando a nova população. Espera-se, desse modo, aumentar de forma gradativa e contínua as frequências de alelos favoráveis e, conseqüentemente, a média do caráter sob seleção, sem, contudo, reduzir a variabilidade genética (Souza Júnior, 2001).

A seleção recorrente pode ser intrapopulacional, em que se procura melhorar uma população *per se* ou interpopulacional, em que se melhora uma população em função da outra. Nesta revisão, a ênfase será na seleção recorrente intrapopulacional.

A seleção recorrente intrapopulacional pode ser de vários tipos (Paterniani & Campos, 2005). Aqui será enfatizada a seleção massal ou fenotípica, que é o método mais antigo e simples de seleção e utiliza, basicamente, a habilidade dos melhoristas em, visualmente, identificar os indivíduos genotipicamente superiores. No caso do milho, em que cada espiga é colhida individualmente, talvez até inconscientemente, o homem primitivo sempre deve ter reservado aquelas com os melhores fenótipos para serem utilizadas como sementes. Alguns trabalhos mostram, inclusive, que os índios praticavam seleção, de um modo consciente e eficiente, escolhendo, por exemplo, plantas com duas espigas, para o plantio (Weatherwax, 1954). A seleção massal vem sendo utilizada com sucesso e um dos primeiros resultados sobre seleção massal foi relatado por Smith (1909).

Quando o caráter em questão é controlado por apenas um gene, a seleção feita favorecendo alelos recessivos é mais fácil e pode ser executada completamente em um ciclo de seleção se a penetrância ou expressividade não

causarem problemas na identificação do genótipo recessivo. Um exemplo citado por Hallauer & Miranda Filho (1981) é a seleção para milho-doce. Em uma população segregante para milho normal e doce, o melhorista pode facilmente obter uma população com milho-doce em apenas um ciclo de seleção. Por outro lado, se a seleção é feita contra os alelos recessivos, surge outra dificuldade porque alelos recessivos estão encobertos nos genótipos heterozigóticos da população.

Na seleção massal na cultura do milho, os indivíduos são identificados visualmente. A eficiência desta seleção visual é frequentemente questionada.

Uma das primeiras discussões sobre seleção visual ocorreu no artigo de Engledow & Wadham (1923). O uso do “julgamento com o olho” surgiu com o sistema de pedigree. Os autores reconheceram deficiências no uso da seleção visual, mas deixaram claro que não existe alternativa para o melhorista em ajudar na seleção truncada, necessária para reduzir o número de plantas em etapas iniciais de melhoramento. Eles adicionaram que a avaliação depende da experiência do melhorista.

A efetividade da seleção visual na seleção precoce de plantas depende dos caracteres em questão, segundo Briggs et al. (1978). Estes autores mensuraram sete características em plantas de cevada, estimaram suas variâncias e herdabilidades e concluíram que os caracteres poderiam ser separados em grupos. O primeiro grupo obteve sucesso na seleção de genótipos desejados e os caracteres presentes neste grupo foram sementes por espiga, peso de 1000 grãos, dias para maturação e altura. Para os outros caracteres (produtividade por planta, sementes por planta e espigas por planta), a seleção visual não foi efetiva.

No intuito de verificar a eficiência da seleção visual, Shebeski (1967) fez um experimento, no qual quatro melhoristas selecionaram as dez plantas mais vigorosas de trigo em onze populações F_2 . As progênies F_3 de cada planta foram cultivadas e utilizaram-se sementes de plantas nas selecionadas como

testemunha. Os resultados mostraram que apenas 50% produziram mais que a testemunha, mostrando que a seleção visual não foi melhor que a seleção aleatória.

Outro trabalho, objetivando avaliar a eficiência da seleção visual na seleção massal estratificada em milho e se essa eficiência varia com o avaliador, foi conduzido por Marques et al. (2000), que utilizaram um plantio isolado com a população CMS-39. O lote foi dividido em 22 estratos e cada estrato continha 100 plantas. Por ocasião da colheita, cada estrato foi individualmente avaliado por 7 selecionadores, com relativa experiência na cultura do milho, os quais identificaram as 20 melhores plantas de cada estrato. Verificaram que, em média, a eficiência da seleção visual foi de 42,2%. A diferença média entre os avaliadores foi pequena, variando de 32,4% a 49,9%.

Na literatura, há evidências que mostram que a seleção visual é melhor para o descarte do que para a seleção. Isso quer dizer que se podem efetuar níveis de descarte com baixo risco de perder genótipos superiores. Neste caso, a intensidade de seleção deve ser baixa (Jensen, 1988). Os resultados da seleção visual para produtividade são ambíguos, mas, por outro lado, a seleção visual para caracteres agronômicos de natureza qualitativa, como resistência a doenças e qualidade da semente, é um excelente método para diminuir o tamanho da população em etapas iniciais de programas de melhoramento.

A expressão geral do ganho esperado com a seleção (G_s) é apresentada por Paterniani & Campos (2005), ou seja:

$$G_s = ic\sigma_A^2 / y\sigma_F,$$

em que i é o diferencial de seleção estandardizado, que é função da intensidade de seleção; c representa o controle parental; σ_A^2 é a variância genética aditiva; y é o número de anos para completar um ciclo e σ_F é o desvio padrão fenotípico entre indivíduos, no caso de seleção massal.

Por esta expressão fica fácil visualizar que o ganho esperado com a seleção é inversamente proporcional ao desvio padrão fenotípico da unidade de seleção, ou seja, da raiz quadrada da variância fenotípica. Por isso, esta variância fenotípica deve ser a menor possível para aumentar a resposta à seleção. Para reduzir a variância fenotípica, deve-se minimizar o erro.

A seleção massal tem algumas vantagens além da facilidade de condução e a rapidez de cada ciclo seletivo que podem ser constatadas na expressão anterior. É possível aplicar uma forte intensidade de seleção (maior i). Como a duração da seleção massal é feita em apenas uma geração, o y é o maior entre todos os métodos. A proporção da variância aditiva, ou seja, o controle parental é de $\frac{1}{2}$, se a seleção é efetuada após a polinização e de 1, se for possível antes da polinização, quando são eliminadas as plantas não selecionadas, impedindo que estas passem seus alelos à próxima geração. Portanto, a seleção massal explora maior proporção da variância aditiva que a maioria dos procedimentos que utilizam teste de progênie (Souza Júnior, 2001).

Como originalmente proposta, a seleção massal possuía algumas desvantagens. A principal dificuldade era identificar os genótipos superiores por meio do fenótipo, devido, principalmente, à variação ambiental. Por isso, Gardner (1961) propôs alteração no método original, visando à melhoria do controle ambiental. Ele propôs o que é conhecido hoje por seleção massal estratificada (SME), que consiste, basicamente, em dividir o campo experimental em parcelas ou extratos e selecionar as plantas separadamente em cada estrato. A SME é mais eficiente, pois cada estrato representa uma unidade seletiva independente. O autor, utilizando a SME, estimou o ganho com a seleção de 3,9% para a produtividade de grãos por ciclo em relação à população original.

A metodologia da SME aplicada em Chapingo, México, foi descrita por Márquez-Sánchez (1985). Consiste em semear a população em um lote isolado o

mais homogêneo possível e dividir o campo em dez estratos com cem plantas em cada. Na seleção, considerar apenas as plantas com competição completa, a fim de evitar erros, selecionar cinco plantas por estrato e tomar igual número de sementes por planta, para dar continuidade ao processo.

Posteriormente, outras alterações no processo de SME foram propostas para melhorar a eficiência. Uma delas foi apresentada por Molina (1983), que propôs usar a SME. Contudo, em vez da seleção visual, foi proposta a obtenção da produtividade de grãos, por planta, ou a mensuração de qualquer outro caráter. Uma vez obtidos os dados por planta, esses podem ser ajustados em função da variação ambiental entre estratos pela expressão:

$$\hat{Y}_{ij} = Y_{ij} + (\bar{Y}_{..} - \bar{Y}_{.j})$$

em que

\hat{Y}_{ij} : valor do caráter sob seleção da planta i no estrato j ajustado;

Y_{ij} : valor observado do caráter sob seleção da planta i no estrato j;

$\bar{Y}_{..}$: média geral;

$\bar{Y}_{.j}$: média do caráter sob seleção no estrato j.

Observe que, se o estrato em que a planta se encontra apresentar valor menor do que a média geral, essa planta terá seu valor fenotípico aumentado. Se o estrato apresentar valor maior que a média geral, os valores fenotípicos das plantas que se encontram neste estrato diminuirão.

A separação do campo em estratos tem o objetivo de diminuir a heterogeneidade do solo para melhorar a seleção. Um segundo nível de heterogeneidade, dentro do estrato, pode ser eliminado, fazendo com que cada planta tenha a mesma quantidade de espaço físico. Supondo que não haja variação dentro do estrato j, então, todas as plantas levam o mesmo efeito

ambiental mais seu efeito particular da interação genótipo por ambiente. Desse modo, o ajuste da fórmula de Molina (1983) é:

$$\begin{aligned}\hat{Y}_{ij} &= \bar{Y}_{ij} + (Y_{..} - \bar{Y}_{.j}) \\ &= \bar{Y}_{..} + (Y_{ij} - \bar{Y}_{.j})\end{aligned}$$

em que

$$(Y_{ij} - \bar{Y}_{.j}) = (\mu + g_i + e_j) - (\mu + e_j)$$

e

$$\bar{Y}_{..} = \mu$$

então,

$$\hat{Y}_{ij} = \mu + g_i$$

em que

μ : média geral;

g_i : efeito do genótipo i.

Com esse método consegue-se reduzir o efeito ambiental, mas não a interação genótipo por ambiente, que se encontra junto do valor genotípico.

Desse modo, tem-se a expressão fenotípica de cada planta ajustada em função das diferenças entre os estratos. Assim, a seleção é feita em toda área e não por estrato e, conseqüentemente, pode-se aplicar maior intensidade de seleção, não sendo necessária a seleção do mesmo número de plantas em todos os estratos.

Por meio de estudos teóricos comparou-se a técnica de seleção dentro de cada extrato, proposta por Gardner (1961), com a técnica de seleção em todo o campo, com dados ajustados, proposta por Molina (1983) e, considerando que não há variação ambiental dentro de cada estrato, a probabilidade de selecionar as melhores plantas pela técnica de Molina é maior (Sahagún, 1983).

Um questionamento que surge ao utilizar essas técnicas é se realmente há homogeneidade do solo dentro de cada estrato. A partir disso, Méndez (1971) propôs um “refinamento” para a seleção massal, que consiste em ajustar o valor fenotípico da planta por meio de médias móveis, utilizando a média do rendimento real das quatro plantas circundantes à planta em questão para estimar o seu valor fenotípico, que será próximo do valor genotípico.

Se for utilizada a mesma nomenclatura da expressão de Molina (1983), a equação de Méndez (1971) será representada por:

$$\hat{Y}_{ipj} = \bar{Y}_{...} + (Y_{ipj} - \bar{Y}_{.pj})$$

em que

\hat{Y}_{ipj} : valor ajustado do caráter sob seleção da planta i na miniparcela p no estrato j ;

$\bar{Y}_{...}$: média geral;

Y_{ipj} : valor observado do caráter sob seleção da planta i na miniparcela p no estrato j ;

$\bar{Y}_{.pj}$: média da miniparcela p no estrato j .

A vantagem do método proposto por Méndez (1971) é que o ajuste para todas as plantas parte do pressuposto de que não há variação interna, porém, a desvantagem óbvia é que se utiliza uma pequena amostra (quatro plantas) para estimar esse efeito.

As propostas de SME de Molina (1978) e Méndez (1971) foram comparadas por García Canales et al. (1976), que utilizaram dados de quatro ciclos de seleção. Cada estrato possuía cem plantas. Após o terceiro ciclo, foi efetuada uma nova seleção, paralela, em que cada estrato era, agora, de cinco plantas (método de Méndez). Os autores concluíram que a seleção pelo método

de Molina (1983) foi mais eficiente porque o tamanho do estrato de cinco plantas foi tão pequeno que o ajuste não funcionou (Tabela 3)

TABELA 3 Resultados da seleção massal usando métodos de ajuste do rendimento por planta: método de Molina (1983) (A) e método de Méndez (1971) (B), modificado. García Canales et al. (1976).

População	Rend. (kg/ha)	% em relação à população original
Original	3788	100,0
Ciclo 1 (A)	4345	115,3
Ciclo 2 (A)	4185	111,1
Ciclo 3 (A)	4717	125,2
Ciclo 4 (A)	4935	131,0
Ciclo 3 (B)	4570	121,3
Ciclo 4 (B)	4609	122,3

Outro método para auxiliar no controle da variação ambiental é a seleção massal estratificada geneticamente (SMEG). Neste caso, faz-se o plantio sistemático de um genótipo constante, híbrido simples, que serve de referência comparativa da produção de grãos das plantas vizinhas. (Paterniani & Campos, 2005). Para evitar contaminação, o híbrido simples deve ser macho-estéril. Caso não seja, deve ser despendoado. É importante também ter um gene marcador, com efeito, xênia, que possibilite a identificação de grãos das testemunhas nas plantas selecionadas. Neste esquema, cada estrato consta de duas plantas da população que se quer melhorar com um genótipo constante entre elas (Figura 1). A produtividade das duas plantas se expressa como porcentagem do rendimento do genótipo constante. Por exemplo, se o genótipo constante rende

200 g e as duas plantas ao seu lado rendem 220 e 190 g, então, suas respectivas porcentagens são 110% e 95%. Isso é feito com todas as plantas do lote, de maneira que seus valores são expressos em função do genótipo constante e, com isso, são comparados.

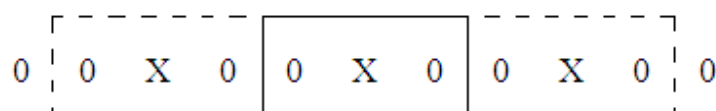


FIGURA 1 Esquema de plantio para a realização da seleção massal estratificada geneticamente. As plantas 0 são da população a ser melhorada e as plantas X são os genótipos constantes.

Na seleção massal e massal estratificada para rendimento não é possível selecionar indivíduos para ambos os sexos, pois a avaliação visual é feita após a polinização (em plantas maduras). Porém, para caracteres, como altura de plantas, altura de espigas, florescimento e prolificidade, esse tipo de seleção pode ser feita para ambos os sexos. Segóvia (1983), utilizando tal método para prolificidade em milho, relatou acréscimos de 1,54% e 1,56% no rendimento de duas populações.

Na literatura encontram-se vários resultados com o uso da seleção massal no melhoramento do milho, com ganhos para diversos caracteres, como pode ser observado na Tabela 4.

TABELA 4 Ganho com a seleção (GS) utilizando a seleção massal para vários caracteres na cultura do milho.

Caráter	Ano	Ciclos	GS(%)	Pesquisador
Produção	1961	4	3,9	Gardner
Produção	1967	3	6,4	Sarria
Produção	1969	5	1,7	Hallauer & Sears
Produção	1970	4	9,8	Betancourt
Produção	1972	3	3,0	Vega & Agudelo
Produção	1976	14	1,6	Josephson & Kinger
Produção	1976	6	2,8	Osuna-Ayalla
Produção	2008	10	2,0	Marquez-Sanchez
Produção	-	7	4,8	CIMMYT
Produção	1983	11	2,7	Molina
Produção	1996	20	1,0	Maita & Coors
Produção	1999	3	5,1	Bletsos & Goulas
Comp. Espiga	1979	10	1,6	Cortez-Mendonza & Hallauer
Alt. Planta	1972	4	-6,0	Acosta & Crane
Alt. Planta	1976	10	-4,4	Josephson et al
Prolifricidade	1973	11	3,2	Torregroza
Prolifricidade	2003	6	0,8	Bento et al.

2.3 Modelagem espacial

Uma das pressuposições para a validade da análise de variância é a independência entre os erros experimentais. Muitos pesquisadores acreditam que a prática da casualização neutraliza alguma correlação que possa haver entre os erros experimentais, resultando na independência entre eles. A utilização de blocos casualizados, muito comum em delineamentos experimentais de campo, tem a finalidade de eliminar os efeitos de fatores estranhos que contribuem para variações sistemáticas, dadas as diferenças entre unidades experimentais (Hinkelmann & Kempthorne, 1994). Porém, segundo Resende & Sturion (2003), as formas de controle local baseadas em blocagem podem ser ineficientes para tratar de problemas de gradientes ambientais e mesmo os blocos incompletos

não permitem uma avaliação completa dos efeitos espaciais. Além disso, a blocagem é realizada antes da implantação dos experimentos, de forma que se percebe, muitas vezes, por ocasião da coleta dos dados experimentais, a presença de manchas ou gradientes ambientais dentro dos experimentos, os quais não foram considerados adequadamente pelos blocos delineados “a priori”. Embora a teoria da casualização enfatize a neutralização da correlação espacial, tal neutralização é mais eficiente quando se utilizam modelos espaciais.

A correlação espacial entre parcelas vizinhas em experimentos agrícolas de campo é devido à heterogeneidade sistemática resultante da falta de homogeneidade do solo, de manejos experimentais e de outros fatores ambientais (Martinez, 1994). Esta correlação espacial, segundo o autor, implica em violações das pressuposições assumidas por Fisher e, conseqüentemente, acarreta na ineficiência da análise de variância tradicional, mesmo que se cumpram os princípios básicos da experimentação. Essa correlação espacial entre as parcelas vizinhas é maior quando se utilizam experimentos com parcelas muito pequenas e/ou com tratamentos distribuídos sistematicamente. Quando os campos são não uniformes, a correlação entre observações tende a ser maior para parcelas vizinhas e diminui à medida que a distância entre as parcelas aumenta (Costa et al., 2005). Quando isso ocorre, podem-se utilizar métodos estatísticos alternativos que procuram diminuir a correlação espacial, como os modelos espaciais, aumentando assim a precisão na estimativa de parâmetros genotípicos e fenotípicos.

Os modelos espaciais (geoestatísticos ou de séries temporais) permitem estudar a variabilidade espacial do solo nas áreas experimentais, por meio do uso de procedimentos que permitem um melhor critério de estratificação ambiental (para seleção massal ou para melhor definição dos efeitos fixos no procedimento BLUP). Embora a seleção nos programas de melhoramento deva basear-se em um ordenamento dos valores genéticos dos indivíduos candidatos à seleção, a

utilização prática e a comprovação do valor real das progênies e/ou variedades melhoradas baseiam-se em seus valores fenotípicos, os quais são influenciados pelo ambiente. Isso justifica uma análise mais detalhada dos efeitos ambientais em um experimento (Resende & Sturion, 2003).

Outras duas razões que justificam a atenção para esta variação ambiental, bem como para os métodos que possibilitam ajustar as médias de tratamentos para efeitos de posição, são: i) o uso de populações grandes, demandadas pelo melhoramento de plantas moderno, que requer áreas extensas e aumenta a chance da variação local intervir no experimento e ii) custos elevados das pesquisas agrícolas e da experimentação de campo, que exigem exames cuidadosos dos ensaios, de forma a maximizar o uso da informação gerada (Eisenberg et al., 1996).

O argumento para usar esse método alternativo de análise estatística é que maiores ganhos na precisão podem ser obtidos quando comparados à análise convencional (Brownie et al., 1993). Os autores relatam, ainda, que tais métodos podem ser aplicados aos dados obtidos de um delineamento experimental clássico, apenas melhorando as estimativas.

A maioria dos métodos de modelagem espacial foi desenvolvida extrapolando-se os conceitos de séries temporais e geoestatística para experimentação agrícola, os quais foram a base para a construção dos modelos de tendência no solo e dos erros correlacionados entre parcelas vizinhas, que são a maior fonte de heterogeneidade espacial. Com isso, além dos delineamentos experimentais, outras formas de controle local e aumento da precisão experimental referem-se à análise de covariância ou ajuste de covariável e aos métodos de análise de vizinhança, que considera as observações das parcelas vizinhas.

2.3.1 Análise de vizinhança: método das médias móveis

Desde 1924, Rickey, um dos pioneiros na utilização do método das médias móveis, ajustava médias de progênies de milho a partir da razão entre as médias das fileiras vizinhas e, como cada fileira possuía vizinhos diferentes, o autor denominou a técnica de médias móveis. O autor detectou reduções no erro padrão das médias após o ajuste por essa técnica. Assim, no método das médias móveis, o valor de cada parcela é corrigido pela média dos valores das parcelas vizinhas. A intenção do ajustamento dessas médias é aumentar a herdabilidade por meio da redução da variância ambiental.

Uma dificuldade encontrada neste método é a determinação do número de parcelas vizinhas a serem utilizadas para a obtenção da média móvel. Se o número de parcelas vizinhas representar a variância genética da população em questão, a variação entre esses blocos móveis será apenas ambiental e, então, as médias dos vizinhos podem ser utilizadas como covariável para ajustar o valor fenotípico da parcela em questão. Segundo Townley-Smith & Hurd (1973), esse número varia de experimento para experimento e de local para local.

Comparações entre os delineamentos clássicos e os métodos de análise espacial de experimentos têm sido relatadas na literatura (Bearzoti, 1994; Clarke et al., 1994; Stroup et al., 1994; Helms et al., 1995; Clarke & Baker, 1996; Souza et al., 2000). Mak et al. (1978), comparando látice, testemunha intercalar e médias móveis, verificaram que os três métodos foram eficientes no controle do erro experimental. No entanto, ressaltam que, nos casos em que há um grande número de progênies e/ou híbridos a ser avaliado, o ajuste pela covariância utilizando médias móveis seria vantajoso em relação ao látice. Quanto maior o tamanho do bloco no látice, a possibilidade de ocorrer variação ambiental dentro aumenta. Já outros autores, como Rosielle (1980), Samra et al. (1990) e Helms et al. (1995), verificaram, em seus trabalhos, que o método das médias móveis foi ineficiente na redução do coeficiente de variação.

Foram avaliados três métodos de análise espacial de experimentos de campo, por meio do quadrado médio do erro, quadrado médio de tratamentos, valor de F e coeficiente de regressão, obtidos a partir da análise de experimentos simulados (Vivaldi, 1990). Os resultados mostraram que o método de Papadakis (1937), no qual se utilizam os erros das parcelas vizinhas como covariável, foi o mais eficiente na redução do erro experimental, nas condições estudadas. Segundo o autor, os métodos de médias móveis e blocos móveis ainda necessitam de estudos suplementares por meio da modificação dos pesos dados às parcelas ou pela obtenção do número de parcelas envolvidas na criação de covariáveis.

Na utilização das médias móveis, o valor fenotípico de cada planta é ajustado pela equação apresentada por Bos & Caligari (1995), ou seja:

$$\hat{Y}_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_{.j}$$

em que

\hat{Y}_{ij} : valor fenotípico estimado da i -ésima planta circunvizinhas pelos j -ésimos vizinhos;

Y_{ij} : valor fenotípico observado da i -ésima planta rodeada pelos j -ésimos vizinhos e

$\bar{Y}_{.j}$: valor fenotípico médio dos j -ésimos vizinhos, ou seja, média das plantas em volta da planta considerada.

A transformação leva em conta o efeito da condição de cultivo fornecida pelas parcelas vizinhas, estimado por $\bar{Y}_{.j}$, resultando na eliminação do viés da heterogeneidade da fertilidade do solo, do valor fenotípico. A regressão linear (b) de Y_{ij} sobre $\bar{Y}_{.j}$ pode ser utilizada para prever o valor fenotípico da planta

central com base em $\bar{Y}_{.j}$. Como a inclinação da reta é uma constante, pode ser utilizada para estimar o novo valor fenotípico, que será:

$$\hat{Y}_{ij} = Y_{ij} - b\bar{Y}_{.j}$$

O coeficiente de correlação entre Y_{ij} e $\bar{Y}_{.j}$ merece atenção. As médias móveis ajustadas consistem em eliminar a contribuição do valor fenotípico que é devido à heterogeneidade da fertilidade do solo. Essa heterogeneidade pode se tornar aparente a partir das estimativas da correlação entre Y_{ij} , e $\bar{Y}_{.j}$. Na ausência de competição entre plantas, ou seja, com uma baixa densidade de plantas, a correlação pode ser positiva se, na verdade, há uma heterogeneidade na fertilidade do solo. Em alta densidade de plantas, o real valor do coeficiente de correlação indica o balanço entre o efeito da heterogeneidade do solo (indicando correlação positiva) e o efeito da competição entre plantas. Para contornar o problema de competição entre plantas, a metodologia proposta por Fasoulas (1973), denominada *honeycomb*, tem sido utilizada por muitos pesquisadores.

2.3.2 Melhoramento de plantas com o uso da colmeia (*honeycomb*)

O método de seleção proposto por Fasoulas (1973), chamado de *honeycomb*, ou colmeia, utiliza o princípio de que todas as plantas são equidistantes. Desse modo, o desempenho da planta central (p) é comparado com o das vizinhas ao seu redor (p_n) (Fasoula & Fasoula, 2000). O desempenho médio das plantas vizinhas representa a condição de cultivo da planta central. Assim, o valor corrigido $p' = p - p_n$ aproxima-se do valor genotípico da planta em questão.

A seleção em *honeycomb*, em princípio, utiliza vários outros procedimentos de análises comentados anteriormente, ou seja, o método das

médias móveis, o uso de estratificação da área e também o uso de genótipos constantes como testemunha ao longo do campo experimental.

Como o efeito da competição intergenotípica não existe em culturas comerciais de varias espécies, o efeito negativo desta competição deve estar ausente no campo de seleção. Sendo assim, o método de *honeycomb* é eficiente, pois há um ajuste da distância entre as plantas, visando à redução da competição. Há vários trabalhos na literatura comprovando que a avaliação de uma única planta por parcela em baixa densidade aumenta a eficiência da seleção pela maximização da amplitude fenotípica do caráter e pela eliminação do efeito da competição (Ntanos & Roupakias, 2001. Batzios et al., 2001. Fasoula & Fasoula, 2000. Christakis & Fasoulas, 2001. Todatlidis et al., 2004).

A utilização desse método pressupõe algumas condições para se ter sucesso, tais como: (1) avaliação na ausência de competição entre plantas para reduzir o efeito da correlação negativa entre a produção da planta e habilidade de competição, aumentando, assim, a expressão genotípica; (2) amostragem efetiva para diversidade ambiental; (3) seleção efetiva entre e dentro de progênies e/ou cultivares e (4) seleção simultânea para adaptação local e regional.

Estudando seleção divergente para óleo e proteína em sementes de soja, Fasoula & Boerma (2005) concluíram que a seleção de uma única planta por parcela em baixa densidade de plantio foi efetiva na identificação de variação genética para gerar linhagens com altos e baixos valores de proteína, diferindo das cultivares originais. Porém, mais estudos a respeito dessa metodologia devem ser realizados, pois Stratilakis & Goulas (2002), comparando *honeycomb* com o método tradicional de *pedigree*, mostrou que o último pode ser igual ou até mesmo mais efetivo para o melhoramento de plantas.

Outro questionamento feito a esta metodologia é que as condições individuais de cultivo da planta afetam mais o valor fenotípico do que a

condição ambiental comum aos seus vizinhos. O desempenho de uma planta depende fortemente de suas condições individuais, como tamanho da semente, posicionamento e profundidade da sementeira, impedimento de emergência por torrões, pedras e esterco, entre outros (Bos, 1983).

No Brasil, há poucos relatos do emprego do método *honeycomb*. Em um deles, Mendes (2009) comprovou que a metodologia foi eficiente para identificar plantas mais eretas em populações segregantes de feijoeiro, pois foi possível obter uma maior acurácia experimental e uma herdabilidade, no indivíduo, superior a 70%.

3 MATERIAL E MÉTODOS

Os experimentos foram conduzidos na área experimental do Departamento de Biologia da Universidade Federal de Lavras, no município de Lavras, localizado na região sul do estado de Minas Gerais, a 918 metros de altitude, nas coordenadas 21°58' de latitude Sul e 45°22' de longitude Oeste, no período de outubro de 2008 a março de 2009.

Foram conduzidos três experimentos: um utilizando uma população para verificar a eficiência da seleção visual e realizar a seleção massal com diferentes estratégias; outro para comparar a avaliação de híbridos em parcelas de uma planta com o procedimento padrão, ou seja, parcelas de duas linhas de três metros e uma simulação, comparando o efeito do ajuste espacial.

3.1 Eficiência da seleção visual e estratégias de seleção massal

Para verificar a eficiência da seleção visual e comparar alternativas de seleção massal, utilizou-se uma população de milho, em equilíbrio de Hardy-Weinberg, denominada UFLA-10.

Em uma área de aproximadamente 600 m², foram semeadas sementes da população, duas por cova, com o espaçamento entre covas de 0,50 m x 0,50 m. A adubação foi realizada no sulco da semeadura, aplicando-se o equivalente a 400 kg/ha da fórmula 8-28-16 de N, P₂O₅ e K₂O mais Zn. Vinte e cinco dias após a emergência das plântulas foi feito um desbaste, deixando-se apenas uma planta por cova. Em cobertura, 35 dias após a emergência, foram aplicados 250 kg/ha sulfato de amônio nas linhas de cultivo. Os demais tratos culturais foram os normalmente adotados para a cultura na região.

Poucos dias antes da colheita, procedeu-se à seleção visual das mesmas. Para isso, dez avaliadores, diferindo na experiência com a cultura, procederam à seleção visual. Os cinco primeiros realizaram a seleção identificando as 99

melhores plantas, sobretudo, visando à produtividade de grãos, considerando toda a população. Os demais efetuaram a seleção massal estratificada. Para isso, foram identificados 11 estratos com, aproximadamente, 220 plantas cada, selecionando nove plantas por estrato, perfazendo um total de 99 plantas. Posteriormente, as plantas foram colhidas individualmente. De cada planta foi obtido o peso dos grãos (g/planta).

As 99 plantas com maior peso de grãos foram identificadas e utilizadas para estimar a coincidência com os dados obtidos pelos avaliadores. Na estimativa da coincidência, utilizou-se a expressão apresentada por Hamblin & Zimmermann (1986), ou seja:

$$I_c = \frac{C - A}{M - A} \times 100$$

em que

I_c : índice de coincidência;

A: número de plantas que coincidiriam, devido ao acaso, na seleção visual e por peso (grãos/planta), assumido como sendo a mesma proporção da intensidade de seleção;

C: número de plantas coincidentes, selecionadas visualmente e devido ao peso (grãos/planta) e

M: número de plantas selecionadas somente devido ao peso (grãos/planta).

Adicionalmente, foram avaliadas outras estratégias que, potencialmente, podem melhorar a eficiência seleção massal. Com isso, foram utilizados os seguintes métodos:

- a) seleção massal estratificada (Gardner, 1961);
- b) seleção massal estratificada (Molina, 1983);

- c) seleção massal utilizando a técnica das médias móveis com oito vizinhos;
- d) seleção massal utilizando a técnica das médias móveis com 24 vizinhos.

Em todos os casos, utilizou-se a produção de grãos por planta. No caso do método das médias móveis, utilizando diferentes números de vizinhos como mostrado na Figura 2, os valores fenotípicos das plantas foram corrigidos pela seguinte expressão:

$$\hat{Y}_{ij} = Y_{ij} - b\bar{Y}_{.j}$$

em que

\hat{Y}_{ij} : valor fenotípico estimado da i -ésima planta rodeada pelos j -ésimos vizinhos;

Y_{ij} : valor fenotípico observado da i -ésima planta rodeada pelos j -ésimos vizinhos;

$\bar{Y}_{.j}$: valor fenotípico médio dos j -ésimos vizinhos, ou seja, média das plantas em volta da planta considerada;

b : coeficiente de regressão linear entre Y_{ij} e $\bar{Y}_{.j}$.

Os resultados foram comparados também pela porcentagem de coincidência entre os diferentes métodos, utilizando a expressão de Hamblin & Zimmermann (1986).

3.2 Comparação da avaliação de híbridos em parcelas de uma planta com o procedimento padrão

Outro método para verificar a eficiência da seleção massal foi a utilização de uma população composta de híbridos. Neste experimento foram utilizados 25 híbridos (simples, duplos e triplos) desenvolvidos no programa de Genética e Melhoramento de Plantas da Universidade Federal de Lavras.

Foram implantadas duas densidades de semeadura: uma com 30 cm entre plantas e outra com 60 cm entre plantas, ambos com 80 cm entre linhas. O delineamento experimental utilizado foi o de blocos casualizados com 30 repetições, com parcelas de uma planta, perfazendo um total de 750 plantas em cada uma das densidades utilizadas. Paralelamente, foi implantado um experimento com os mesmos 25 híbridos. O delineamento experimental foi o de blocos casualizados, com três repetições e parcelas de duas linhas de 3 m, no intuito de fazer a comparação entre o procedimento padrão de avaliação com o uso de parcelas de uma planta.

Foram plantadas três sementes por cova, a fim de garantir o estande perfeito. Vinte e cinco dias após a emergência das plântulas foi feito o desbaste, deixando-se apenas uma planta por cova. A adubação foi realizada no sulco da semeadura, aplicando-se o equivalente a 400 kg/ha da fórmula 8-28-16 de N, P₂O₅ e K₂O mais Zn. Em cobertura, 35 dias após a emergência foram aplicados 250 kg/ha de sulfato de amônio nas linhas de cultivo. Os demais tratamentos culturais foram normalmente adotados para a cultura na região.

As plantas foram identificadas e colhidas individualmente. De cada planta foi obtido o peso dos grãos (g/planta).

Procederam-se as análises de variância dos três experimentos, considerando o efeito de híbridos e o erro como aleatórios e os demais como fixos. O modelo adotado foi o seguinte:

$$Y_{ij} = m + p_i + b_j + e_{ij}$$

em que

Y_{ij} : observação do híbrido i no bloco j ;

m : média geral;

p_i : efeito do híbrido i , com $i = 1, 2, \dots, 25$;

b_j : efeito do bloco j , com $j = 1, 2, 3$ no experimento com parcelas de duas linhas de 3 m e $j = 1, 2, \dots, 30$, nos experimentos com parcelas de uma planta;

e_{ij} : erro experimental.

Para realizar as análises de variâncias, foi utilizado o programa SAS 9.0. (SAS Institute, 1985)

A partir das análises de variâncias, foram estimados seguintes parâmetros, conforme as expressões:

a) coeficiente de variação genética (CVg):

$$cv_G = \frac{\sqrt{\sigma_G^2}}{m}$$

em que

σ_G^2 : variância genética entre híbridos;

m : média do experimento;

b) acurácia:

$$\hat{r}_{\hat{g}g} = \left[\frac{1}{1 + \left(\frac{CVe^2}{CVg^2} \right) / r} \right]^{1/2}$$

c) herdabilidade média:

$$\hat{h}_m^2 = \frac{\sigma_G^2}{\sigma_G^2 + \frac{\sigma_e^2}{r}}$$

em que

σ_G^2 : variância genética entre híbridos;

σ_e^2 : variância ambiental;

r : número de repetições.

Pelas seguintes expressões apresentadas por Knapp et al. (1985) com a confiança de $1 - \alpha = 0,95$, foram obtidos os limites inferiores (LI) e superiores (LS) das estimativas de herdabilidade (h^2).

$$LI = \left\{ 1 - \left[\left(\frac{QM_{\text{híbridos}}}{QM_{\text{erro}}} \right) \times F_{1-\alpha/2;v1;v2} \right]^{-1} \right\},$$

$$LS = \left\{ 1 - \left[\left(\frac{QM_{\text{híbridos}}}{QM_{\text{erro}}} \right) \times F_{\alpha/2;v1;v2} \right]^{-1} \right\}$$

em que

$F_{\alpha/2}$ e $F_{1-\alpha/2}$: quantis superiores tabelados da distribuição F, com ν_1 e ν_2 graus de liberdade, sendo $\alpha = 0,05$.;

ν_1 e ν_2 : graus de liberdade associados a QMhíbridos e QMErro, respectivamente.

Nos experimentos de uma planta por parcela, foi simulada a seleção massal em campo total e também em campo estratificado, sendo o estrato uma repetição. Foram utilizadas as intensidades de seleção de 2%, 4% e 8% e estimada a porcentagem de coincidência das plantas selecionadas massalmente com os quatro melhores genótipos identificados por meio da média no respectivo experimento.

Adicionalmente, na seleção massal, também foi utilizada a técnica das médias móveis, a fim de verificar se há uma melhora na eficiência de seleção. Foram utilizados 2, 8, 24 e 48 vizinhos para a realização do ajuste, como mostrado na Figura 2.

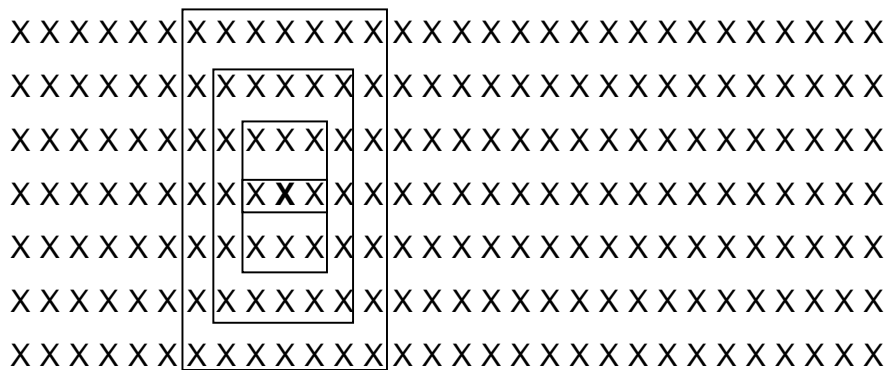


FIGURA 2: Esquema da utilização das médias móveis, considerando 2, 8, 24 e 48 vizinhos. O X em negrito representa a planta central que teve seu valor fenotípico corrigido. Todas as plantas foram consideradas como planta central.

3.3 Simulação computacional visando a avaliação da eficiência do ajuste espacial

Com os dados de campo tem-se apenas o valor fenotípico. Por isso, não é possível inferir qual fenótipo representa melhor o genótipo, sobretudo para caráter de baixa herdabilidade, como a produtividade de grãos. Assim, não é possível afirmar que os indivíduos selecionados são realmente os de maior valor genotípico. Isso pode ser constatado por meio da simulação computacional.

Na simulação foram consideradas populações de 2025 plantas, dispostas em uma matriz quadrada de 45x45. As três linhas periféricas foram utilizadas como bordadura. Sendo assim, 1.521 indivíduos foram considerados na seleção. Para simular o valor genotípico de cada indivíduo, foram considerados 50 locos de efeitos iguais e independentes, com média zero e frequência alélica de $\frac{1}{2}$. Consideraram-se também dois tipos de interações alélicas: aditiva e dominância completa. Para isso, os locos foram gerados considerando valores aleatórios entre -1 e 1. Quando a interação alélica era do tipo aditiva, os valores entre -1 e -0,5 foram considerados como sendo -1, simulando o homozigoto recessivo; valores entre -0,49 e 0,49 foram considerados como sendo zero, simulando o heterozigoto e valores entre 0,5 e 1 foram considerados como sendo 1, simulando o homozigoto dominante. Para a interação alélica do tipo dominante, os valores entre -1 e -0,5 foram considerados como sendo -1, simulando o homozigoto recessivo e valores entre -0,49 e 1 foram considerados como sendo 1, simulando o heterozigoto e o homozigoto dominante, que apresentam os mesmos valores genéticos. Também foram consideradas duas condições, uma com correlação dos erros, em que houve um multiplicador do erro em gradiente, ou seja, o desvio padrão do erro de cada indivíduo foi multiplicado por um valor entre zero e dois, sendo esses valores iguais dentro de cada linha da matriz e decrescente ao longo dessas linhas. Os erros foram gerados com média zero e desvio padrão (σ_e) gerado conforme cada uma das herdabilidades (10%, 25%,

75% e 90%) e outra sem correlação dos erros, nos quais esses mesmos multiplicadores foram dispostos aleatoriamente. O valor fenotípico do indivíduo i foi obtido por $V_{F_i} = G_i + e$. O valor genotípico (G_i) foi dado por $G_i = \sum_{j=1}^{50} g_j$, em que g_j é o efeito do loco j . Já o valor ambiental, ou do erro (e), foi obtido a partir de uma distribuição normal com média zero e desvio padrão obtido a partir da herdabilidade fixada, conforme mostrado a seguir.

$$\text{como } h^2 = \frac{\sigma_G^2}{\sigma_G^2 + \sigma_e^2}.$$

$$\text{para } h^2 = 0,10.$$

$$\text{então } 0,10 = \frac{\sigma_G^2}{\sigma_G^2 + \sigma_e^2}$$

$$0,10(\sigma_G^2 + \sigma_e^2) = \sigma_G^2$$

$$\sigma_e = \sqrt{9\sigma_G^2}.$$

Assim, para $h^2 = 0,25$ o $\sigma_e = \sqrt{3\sigma_G^2}$. para $h^2 = 0,75$ o $\sigma_e = \sqrt{1/3\sigma_G^2}$ e. para $h^2 = 0,90$ o $\sigma_e = \sqrt{1/9\sigma_G^2}$.

Também nessas simulações foi calculada a média genotípica populacional e de amostras com 8, 24 e 48 plantas, com os respectivos intervalos de confiança, a fim de verificar se essas amostras representam a população.

Ao todo, foram simuladas 16 populações (quatro herdabilidades, duas interações alélicas e duas condições, com e sem correlação dos erros). Esse cenário foi repetido 20 vezes e verificada a porcentagem de coincidência entre os melhores indivíduos ordenados genotipicamente com os melhores indivíduos identificados pelos diferentes métodos de seleção massal, considerando uma

intensidade de seleção 2,5% em cada método. Foi utilizado, para esta simulação computacional, o programa R 2.10.1.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Eficiência da seleção visual e estratégias de seleção massal

Inicialmente, é necessário salientar que foi utilizada densidade de semeadura menor que o recomendado para a cultura, para facilitar a movimentação entre as plantas e, conseqüentemente, a seleção visual. Devido a problemas climáticos, ocorreu o acamamento de algumas plantas e, de modo geral, elas não foram consideradas na seleção. Desse modo, foram utilizadas 1.729 plantas.

Na Tabela 5 são mostradas as porcentagens de coincidência entre as 99 plantas selecionadas por avaliador e as 99 plantas com maior peso de grãos. Nesta coincidência, foram eliminadas, devido unicamente ao acaso, aproximadamente seis plantas, como proposto por Hamblin & Zimmermann (1986).

A coincidência variou entre os avaliadores. Essa diferença ocorreu porque cada selecionador deve ter utilizado um padrão próprio de escolha, em que alguns selecionaram plantas com espigas aparentemente maiores e outros consideraram tanto o tamanho da espiga quanto a prolificidade das mesmas.

Independente do avaliador, a coincidência entre as 99 plantas selecionadas visualmente e as selecionadas pelo peso foi muito baixa, especialmente para o sistema convencional de seleção visual massal. Com a estratificação, a coincidência melhorou, mas, assim mesmo, foi baixa (média de 18%), não diferindo significativamente ($P < 0,01$) da seleção convencional (Tabela 6). Sem estratificação, o avaliador com maior eficiência obteve 23% de coincidência com a seleção pelo peso de grãos, valor esse que foi superior ao da maioria obtida na seleção estratificada (Tabela 5). Esses valores são inferiores aos apresentados por Marques et al. (2000), indicando a ineficiência no processo de seleção massal visual.

Pode ser, entretanto, que, embora a coincidência das plantas escolhidas visualmente com aquelas do peso real não seja perfeita, em termos do peso médio das plantas selecionadas visualmente se aproxime mais do peso médio das plantas realmente superiores. Isso porque dois indivíduos podem apresentar pesos bem semelhantes e, como a seleção é efetuada em valor absoluto, a coincidência não é completa. Esse fato foi constatado. Observe que, quando se considera o peso médio das plantas selecionadas visualmente, a eficiência cresce. Em média, ela foi de 70% da obtida pelo peso real (Tabela 7).

Esse resultado realça o que foi comentado anteriormente e mostra, por esse ângulo, que a seleção visual pode ter eficiência maior do que comentado anteriormente. Cabe ao melhorista verificar se é justificável tomar os pesos individualmente, visando evitar a perda de produtividade de grãos, que foi, no presente caso, em média, de 30%.

Procurou-se também estimar a coincidência por pares de avaliadores, independente do tipo de seleção. Verificou-se que a coincidência, dois a dois, foi também muito pequena, em média, de 15% (Tabela 8). Esses resultados discordam de Kwon & Torrie (1964), que encontraram alta concordância entre avaliadores em soja, apesar da baixa eficiência da seleção visual.

Outro questionamento é se, na seleção visual, sem estratificação, o número de plantas identificadas se distribuiu homogeneamente em todo o campo. Para isso, foi identificado o número de plantas selecionadas dentro de cada estrato (Tabela 9). De modo geral, a distribuição das plantas foi relativamente homogênea para a maioria dos avaliadores, indicando que os avaliadores tiveram o cuidado de identificar os indivíduos em toda a população e não apenas em uma região do lote.

Sugerem-se como alternativas ao incremento da seleção visual: praticar a seleção a algum caráter correlacionado de maior herdabilidade ou reduzir a

intensidade de seleção visual e, dentre as selecionadas visualmente, identificar as de maiores pesos, utilizando-as para recombinação.

Diante do exposto, a seleção massal para a produtividade como preconizada para a cultura do milho, fundamentada na seleção visual, é de baixa eficiência (Paterniani & Campos, 2005). Para incrementar a eficiência da seleção massal, o primeiro ponto seria mensurar o caráter de cada indivíduo. Poder-se-ia argumentar que o trabalho seria excessivo. Nesse caso, a opção seria eliminar os indivíduos realmente inferiores, isto é, proceder à seleção visual, porém, com baixa intensidade de seleção. Outra alternativa seria a inclusão de um sistema de avaliação do mérito da planta em função dos seus vizinhos, isto é, o uso de procedimentos de análise de vizinhança.

TABELA 5 Porcentagens de coincidência entre plantas selecionadas visualmente e identificadas por peso. Dados relativos a cinco avaliadores e dois procedimentos de seleção.

Seleção massal	Avaliadores					\bar{X}
	1	2	3	4	5	
Sem estratificação	8	23	8	2	8	10
Com estratificação ^{1/}	27	20	14	7	21	18

^{1/} Estratos de aproximadamente 200 plantas.

TABELA 6 Resumo da análise de variância para verificar se a eficiência da seleção visual varia com ou sem a estratificação da área.

F.V.	G.L.	Q.M.
Entre métodos	1	160 ^{n.s.}
Dentro métodos	8	59,45
Média (%)		13,8

TABELA 7 Média das plantas selecionadas pelos diferentes avaliadores (g/planta) e a média das plantas superiores obtida pelo peso.

Seleção massal	Avaliadores					\bar{X}
	1	2	3	4	5	
Por peso	-	-	-	-	-	263,06 (100%)
Visual sem estratificação	184,92 (70,29%)	200,56 (76,24%)	173,92 (66,11%)	176,10 (66,94%)	184,36 (70,08%)	183,97 (69,93%)
Visual com estratificação ^{1/}	207,09 (78,72%)	190,00 (72,22%)	175,22 (66,61%)	173,11 (65,80%)	201,67 (76,66%)	189,42 (72,00%)

^{1/} Estratos de aproximadamente 200 plantas.

TABELA 8 Porcentagens de coincidência entre plantas selecionadas visualmente entre os avaliadores, dois a dois. Dados relativos a cinco avaliadores e dois procedimentos de seleção.

Avaliadores	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	12	20	12	21	19	17	13	12	24
2		6	21	12	16	21	12	22	23
3			5	12	19	14	0	11	14
4				20	21	12	10	12	23
5					16	12	8	14	14
6						20	5	19	24
7							6	16	20
8								5	8
9									17

TABELA 9 Número de plantas selecionadas em cada estrato, por avaliador da seleção visual efetuada na seleção massal convencional. Dados relativos a cinco avaliadores.

Estrato	Avaliador				
	1	2	3	4	5
1º	10	13	0	21	12
2º	8	14	4	12	9
3º	9	16	19	13	2
4º	12	4	5	4	9
5º	4	4	0	3	10
6º	13	12	0	10	21
7º	6	2	6	14	13
8º	14	4	11	8	8
9º	14	7	32	2	4
10º	6	8	18	6	7
11º	3	15	4	6	5

A seleção massal, certamente, é o procedimento mais antigo utilizado no melhoramento do milho. Mesmo antes das descobertas das leis de Mendel ela já era intensivamente utilizada e os dados disponíveis apontam que ela foi muito eficiente. Contudo, com o decorrer do tempo, as diferenças entre os indivíduos nas populações sob seleção foram reduzidas. Para ampliar a eficiência, foram propostas algumas alternativas, entre elas a estratificação do ambiente (Gardner, 1961; Molina, 1983). Houve melhoria do processo, contudo, a principal limitação, em se tratando de seleção para produtividade de grãos, é que a identificação dos melhores indivíduos era visual. Há vários relatos de que a seleção visual é de baixa eficiência (Cutrim, 1994; Vargas, 1996). Para atenuar esse problema, a alternativa proposta é a obtenção da produtividade por plantas. Em assim procedendo e identificando a posição espacial de cada indivíduo da população, podem-se utilizar algumas técnicas de análise de vizinhança.

Um primeiro procedimento que é muito preconizado é a estratificação da área. No presente caso, a área foi subdividida em 11 estratos e identificadas, na intensidade de seleção de 3%, 5 plantas por extrato, perfazendo 55 plantas no

total. Deve-se ressaltar que a coincidência entre o método de seleção massal convencional com o procedimento proposto por Gardner (1961) foi de 83,63% (Tabela 10), mostrando que a estratificação, provavelmente, melhorou um pouco a eficiência do processo. Quando se reduziu a intensidade de seleção para 12%, isto é, identificação das 18 melhores plantas por extrato, a coincidência foi ainda maior (90%).

Na modelagem espacial, pode-se utilizar o método das médias móveis (Costa et al., 2005). A ideia é o ajuste da variação ambiental por meio das plantas vizinhas. Esse ajuste pode ser realizado por números diferentes de vizinhos, contudo, ele não pode ser pequeno, a ponto de não se ter uma boa representatividade genética e não muito grande, porque pode reduzir a eficiência do processo em ajustar a variação ambiental.

O fundamento das médias móveis é que cada conjunto de plantas contém uma amostra genotípica da população. Assim, qualquer variação entre as amostras deve-se ao efeito ambiental. O ajuste utilizando o desempenho dos vizinhos como covariável atenua a variação ambiental. Não é fácil, contudo, identificar o número de vizinhos que representa genotipicamente a população. Neste trabalho, optou-se por avaliar o efeito de 8 e 24 vizinhos.

Estimou-se o coeficiente de regressão linear (b) entre o desempenho da planta central e a média dos vizinhos. Essa estimativa de b é utilizada para o ajuste do valor da planta central pelo estimador. Como a estimativa de b é positiva, o valor estimado (\hat{Y}_{ij}) é sempre inferior ao observado (Y_{ij}). Essa diferença será tanto maior quanto maior for a média dos vizinhos.

Observe, pelos dados da Tabela 11, que houve tendência da variância fenotípica reduzir com o ajuste. Essa redução foi maior quando se empregou maior número de vizinhos. Em princípio, poder-se-ia argumentar que, como a variância fenotípica reduziu e essa variância é o denominador da expressão do ganho esperado com a seleção, o progresso com seleção seria maior com o ajuste

espacial (Bernardo, 2002). Entretanto, não é possível saber qual é o efeito do ajuste na variância genética disponível com a seleção, ou seja, o numerador da expressão do ganho pode também ser alterado, não se podendo antever a melhora no processo seletivo como alguns pesquisadores comentam.

Como já mencionado, a seleção visual é de baixa eficiência. Assim, a obtenção da produtividade por planta é alternativa para melhorar a eficiência. Em se obtendo a produção por planta, o ajuste utilizando médias móveis não implica em nenhum gasto adicional. Seria importante, no futuro, comparar o ganho da seleção massal usando essas técnicas com métodos que avaliam progênies.

TABELA 10 Porcentagens de coincidência entre as plantas identificadas como superiores na seleção massal, utilizando diferentes métodos de modelagem espacial e duas intensidades de seleção.

Método de análise espacial	SM-E(G)		SM-E(M)		MM-8		MM-24 ⁵	
	3%	12%	3%	12%	3%	12%	3%	12%
SM-C ¹	83,6	90,0	90,9	85,4	89,1	84,5	83,6	83,5
SM-E(G) ²			83,6	89,9	43,6	84,0	74,5	84,0
SM-E(M) ³					40,0	81,9	60,0	83,9
MM-8 ⁴							83,6	88,0

¹SM-C – Seleção massal utilizando o peso de grãos sem ajuste espacial.

²SM-E(G) – Seleção massal estratificada, proposta por Gardner (1961).

³SM-E(M) – Seleção massal estratificada, proposta por Molina (1983).

⁴MM-8 – Método das médias móveis com 8 vizinhos.

⁵MM-24 – Método das médias móveis com 24 vizinhos.

TABELA 11 Ganhos relativos com a seleção nos diferentes métodos de modelagem espacial.

	Variância	Ganho relativo (%)
V_{Pop}^1	2859,014	100
$V_{estr. (G)}^2$	2749,598	104
$V_{estr. (M)}^3$	2712,692	105
V_8^4	2778,033	103
V_{24}^5	2697,144	106

¹ V_{Pop} – variância fenotípica entre plantas sem ajuste.

² $V_{estr. (G)}$ – variância fenotípica entre plantas, média dos 11 estratos com 200 plantas cada, método de Gardner (1961).

³ $V_{estr. (M)}$ – variância fenotípica entre plantas com peso corrigido pelo método de Molina (1983).

⁴ V_8 – variância fenotípica entre plantas, com peso corrigido para 8 vizinhos.

⁵ V_{24} – variância fenotípica entre plantas, com peso corrigido para 24 vizinhos.

4.2 Comparação da avaliação de híbridos em parcelas de uma planta com o procedimento padrão

Utilizando uma população segregante, fica difícil avaliar se, de fato, na seleção massal, são identificados os indivíduos com o melhor genótipo. Isso porque cada indivíduo é exclusivo e não há como ter cópias dele. Para avaliar se, na seleção massal, utilizando todas as estratégias disponíveis, serão identificados os melhores genótipos, a opção é obter uma população proveniente de híbridos. Esses híbridos sendo avaliados por planta e também em um experimento padrão, ou seja, com parcelas de duas linhas de 3 m, em ensaios adjacentes. Adicionalmente, no experimento por planta, para simular a seleção massal, foram utilizadas duas densidades de semeadura para verificar o efeito de competição no desempenho dos híbridos.

Constatou-se diferença significativa entre os híbridos em todos os três experimentos (Tabela 12). A primeira alternativa para compará-los seria por meio de uma medida de precisão experimental. A mais utilizada ao longo do tempo tem sido a estimativa do coeficiente de variação experimental (C_{Ve}). A

menor estimativa de CVe foi obtida quando se avaliou os híbridos com parcelas de duas linhas de 3 m, ou seja, no procedimento padrão. Veja que, para os ensaios nos quais se empregou apenas uma planta por parcela, as estimativas de CVe foram mais altas. Tomando como referência o espaçamento de 30 cm, a estimativa do CVe foi 2,99 vezes superior à obtida no procedimento padrão. Poder-se-ia argumentar que os experimentos envolvendo parcelas de uma planta seriam menos precisos.

Entretanto, o emprego do CVe para avaliar a precisão experimental tem sido questionado em várias oportunidades (Silva et al. 2002; Resende, 2007). Resende (2007) coloca serias restrições ao emprego do CVe, pois essa estimativa não leva em consideração o coeficiente de variação genética nem o número de repetições. Por isso, a estimativa da acurácia (\hat{r}_{gg}) é mais adequada para a avaliação da precisão. O mesmo autor conceitua acurácia como sendo um parâmetro que se refere à correlação entre o valor genotípico verdadeiro do material genético e aquele estimado ou predito a partir das informações dos experimentos de campo. Neste contexto, quanto mais a estimativa da acurácia se aproximar da unidade, mais preciso é o experimento. Dizendo de outro modo, quando a acurácia for alta, o fenótipo observado no experimento representará bem o valor genotípico, sendo este último valor o que realmente interessa. Por este ângulo, os três experimentos tiveram precisão semelhante, observando-se que o experimento de uma planta espaçada de 60 cm apresentou estimativa de \hat{r}_{gg} , superior ao procedimento padrão em valor absoluto.

A própria estimativa do F de Snedecor é uma medida de precisão melhor que do CVe. Resende (2007) demonstrou que o F reflete bem a estimativa de \hat{r}_{gg} , pois $F = 1/(1 - \hat{r}_{gg}^2)$. Ressalta-se que as estimativas de F foram todas significativas ($P < 0,01$) (Tabela 12) e, em termos de magnitude, mostraram a mesma tendência de \hat{r}_{gg} .

Resende & Duarte (2007) apresentaram uma tabela que possibilita classificar a precisão dos experimentos em função de \hat{r}_{gg} e F. De acordo com essa tabela, mesmo o experimento de uma planta com 30 cm de espaçamento poderia ser considerado de alta precisão (F acima de 1,96).

Um questionamento a ser feito é por que os experimentos de uma planta foram tão precisos como o do procedimento padrão. Um dos estimadores da acurácia apresentados por Resende (2007) possibilita responder a esse

questionamento, em que $\hat{r}_{gg} = \left[\frac{1}{1 + \left(\frac{CVe^2}{CVg^2} \right) / r} \right]^{1/2}$.

Observa-se que, embora as estimativas de CVe para os experimentos de uma planta por parcela fossem muito superior ao CVe do ensaio padrão, como já mencionado, e as estimativas dos coeficientes de variação genéticos (CVg) fossem semelhantes entre os experimentos, a diferença é que, no procedimento padrão, o número de repetições (três) foi muito inferior ao dos experimentos de uma planta por parcela (30).

TABELA 12 Resumo das análises de variâncias dos experimentos com diferentes formatos de parcela para produtividade de grãos (g/parcela).

F.V.	Formatos das parcelas		
	2 linhas (3 m)	1 planta (60 cm)	1 planta (30 cm)
Q.M. rep	660300,92 (2)	13469,0277 (29)	6534,4548 (29)
Q.M. trat	3656298,22 (24)	23550,2052 (24)	8638,2773 (24)
Q.M. erro	988332,6 (47)	5729,271 (684)	3860,776 (671)
F	3,7 [P<0,0001]	4,11 [P<0,0001]	2,24 [P<0,0007]
Média	10301,39	322,4526	214,8855
C.V.g	9,16	7,56	5,87
C.V.e	9,65	23,47	28,91
\hat{r}_{gg}	0,85	0,87	0,74
h_m^2 (%)	72,97	75,67	55,31
	[42,78 - 86,14] ¹	[52,26 - 85,35] ¹	[12,89 - 73,10] ¹

() valores dentro de parênteses representam o grau de liberdade

¹L.I. e L.S. – limites inferiores e superiores do intervalo de confiança para h^2 com 5% de probabilidade.

Para confirmar essas observações, foi estimada a herdabilidade para a seleção na média dos híbridos. Ressalta-se que os valores apresentaram a mesma tendência da acurácia e estimativas de F. É possível, assim, inferir que os experimentos de uma planta por parcela, com 30 repetições, foram tão eficientes como o experimento padrão, no que se refere ao sucesso com a seleção dos melhores híbridos.

Outro procedimento feito para fixar essas observações anteriores foi a obtenção das produtividades médias e classificação dos diferentes híbridos avaliados nas três condições. Embora a correspondência não fosse perfeita, o que era esperado, pois a estimativa da acurácia foi alta, mas não 100%, ocorreu uma boa concordância na classificação dos híbridos, sobretudo quando se considera o teste de Scott & Knott (1974). O híbrido 19, por exemplo, esteve sempre no grupo dos mais produtivos e o híbrido 6, no grupo dos menos produtivos (Tabela 13).

TABELA 13 Produtividade média de grãos (g/parcela) e classificação dos híbridos nos diferentes métodos de avaliação (diferentes formas de parcela).

Forma da parcela								
2 linhas 3 metros			1 planta (60 cm)			1 planta (30 cm)		
Trat	Médias		Trat	Médias		Trat	Médias	
5	12744	a ¹	9	381	a	14	241	a
19	11794	a	19	373	a	19	239	a
23	11627	a	21	363	a	11	235	a
24	11396	a	5	357	a	4	231	a
14	11192	a	24	346	b	2	230	a
21	10984	a	12	340	b	10	226	a
12	10904	a	25	339	b	7	225	a
11	10900	a	23	337	b	24	224	a
1	10627	b	4	337	b	12	223	a
25	10494	b	11	332	b	21	222	a
10	10381	b	7	319	c	22	221	a
18	10290	b	1	319	c	23	221	a
8	10269	b	14	318	c	9	221	a
7	10244	b	3	315	c	8	217	a
13	10020	b	8	310	c	25	217	a
22	9988	b	22	309	c	1	217	a
9	9952	b	17	308	c	3	207	b
3	9933	b	10	306	c	16	205	b
4	9849	b	13	306	c	15	202	b
17	9810	b	20	306	c	5	198	b
16	9268	c	2	304	c	13	197	b
20	9021	c	16	292	c	20	192	b
15	8965	c	18	291	c	17	191	b
2	8940	c	15	285	c	18	191	b
6	7942	c	6	262	c	6	169	b

^{1/} Médias seguidas pela mesma letra na coluna não diferem estatisticamente entre si, pelo teste de Scott-Knott, a 10% de probabilidade.

Embora tenha sido evidenciado que os três tipos de experimentos fornecem resultados semelhantes, o que interessa mesmo para atender ao objetivo deste trabalho é verificar se, na seleção massal, seriam realmente identificados os indivíduos de melhor genótipo. Nas comparações anteriores foram utilizados os dados médios e não de indivíduos. O ideal seria que todos os híbridos fossem simples, para não haver variação genética de uma repetição para outra. Contudo, optou-se por avaliar a eficiência da seleção massal, mesmo considerando híbridos duplos e triplos, partindo do pressuposto de que se, em média, os híbridos duplos ou triplos tivessem médias altas para o caráter de interesse, é porque a maioria dos seus descendentes certamente apresentou valor genotípico superior para o referido caráter.

A porcentagem de coincidência entre as plantas selecionadas massalmente, pela produção de grãos individual, com os quatro melhores híbridos identificados por meio da média no experimento, ou seja, as 120 melhores plantas, é apresentada na Tabela 14. Observa-se que, de modo geral, a coincidência foi maior quando a seleção foi efetuada no experimento de menor competição, 60 cm entre plantas.

Optou-se também por proceder a seleção massal estratificada. Neste caso, cada estrato tinha 25 plantas, ou seja, uma repetição do experimento. Em cada estrato foram identificadas as melhores plantas, cujo número variou com a intensidade de seleção aplicada. Com 4%, por exemplo, foi identificada uma planta e com intensidade de 8%, duas plantas por estrato. Não foi possível utilizar a intensidade de 2%, como foi feito na seleção massal sem estratificação, devido ao número de plantas por estrato. Novamente, a coincidência entre as plantas selecionadas em relação ao híbrido superior foi maior na menor densidade de semeadura. Não foi observada vantagem expressiva entre a seleção massal envolvendo toda a área e a massal estratificada. Na literatura, existem vários relatos da eficiência da seleção massal estratificada (Telli et al., 1996).

Bento et al., 2003), contudo, em nenhuma situação foi realizada uma comparação na identificação dos indivíduos genotipicamente superiores.

Muitos melhoristas procuram fornecer condições de crescimento semelhantes às dos plantios comerciais, incluindo uma alta densidade de sementeira, alegando que plantas com alto poder competitivo serão superiores. Porém, a superioridade de alguns genótipos em uma mistura pode não ser expressa quando o mesmo é cultivado como monocultura, pois o sucesso de algumas plantas na fase inicial de crescimento, como profundidade de sementeira e germinação mais rápida, pode afetar plantas vizinhas, mascarando o verdadeiro valor genotípico das mesmas.

O uso da competição entre genótipos diferentes deve ser evitado na hora da seleção, quando o objetivo final é a sementeira em monocultura (Fasoulas, 1981). Por isso, devem-se selecionar plantas em um campo com baixa densidade, pois é impossível fornecer em um campo de seleção condições de cultivo que prevalecem em plantios comerciais, porque a densidade requerida implica em competição entre genótipos diferentes, enquanto em plantios comerciais, o que ocorre é competição entre os mesmos genótipos. No presente experimento, notou-se que, com o uso de maiores espaçamentos, ou seja, na ausência de competição, ocorreu aumento na coincidência das plantas selecionadas, ou seja, aumento na eficiência da seleção massal.

Há relatos na literatura da eficiência do uso das médias móveis (Souza et al., 2000; Costa et al., 2005). Porém, no presente trabalho, o emprego do método das médias móveis, com números diferentes de plantas como fator de ajuste, não contribuiu para aumentar a eficiência, tanto na seleção massal quanto na seleção massal estratificada. Isso ocorreu, provavelmente, devido a erros não correlacionados entre parcelas e/ou heterogeneidade do solo não aparente no local do experimento.

TABELA 14 Porcentagens de coincidência entre os diferentes métodos e ajustes para a seleção de híbridos, utilizando três intensidades de seleção

Método de seleção	Espaçamento Entre plantas	Método de ajuste														
		Sem ajuste			MM-2 ¹			MM-8 ²			MM-24 ³			MM-48 ⁴		
		2%	4%	8%	2%	4%	8%	2%	4%	8%	2%	4%	8%	2%	4%	8%
Massal	30 cm	33,33	33,33	28,3 3	40,0	30,0	26,6	40,0	30,0	26,6	40,0	33,3	31,6	40,0	30,0	28,3
	60 cm	46,67	50,00	45,0 0	40,0	53,3	45,0	53,3	46,6	46,6	53,3	50,0	45,0	33,3	50,0	43,3
Massal estratificada (Gardner)	30 cm	-	33,33	28,3 3	-	30,0	28,3	-	33,3	33,3	-	33,3	30,0	-	30,0	30,0
	60 cm	-	50,00	40,0 0	-	56,6	40,0	-	53,3	41,6	-	50,0	40,0	-	46,6	40,0
Massal estratificada (Molina)	30 cm	26,67	30,00	28,3 3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	60 cm	53,33	53,33	48,3 3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

51

¹MM-2-ajuste com médias móveis, considerando 2 vizinhos.

²MM-8-ajuste com médias móveis, considerando 8 vizinhos.

³MM-24-ajuste com médias móveis, considerando 24 vizinhos.

⁴MM-48-ajuste com médias móveis, considerando 48 vizinhos.

4.3 Simulação computacional visando à avaliação da eficiência do ajuste espacial

Em uma simulação computacional, a primeira premissa é se há consistência na proposição. No presente caso, essa consistência pode ser avaliada por meio da estimativa da correlação entre o valor genético e o valor fenotípico. Essa correlação corresponde à raiz quadrada da herdabilidade, se a simulação for consistente (Bernardo, 2002). Observe-se, na Tabela 15, que a estimativa da correlação foi semelhante a $\sqrt{h^2}$. O valor só não é exato porque a distribuição é finita e ocorre, evidentemente, efeito de amostragem.

TABELA 15 Estimativas de correlações entre os valores genéticos e os valores fenotípicos com e sem os erros correlacionados, duas interações alélicas e quatro herdabilidades.

h ² (%)	Sem correlação dos erros		Com correlação dos erros	
	Aditivo	Dominância	Aditivo	Dominância
10	0,279	0,303	0,228	0,274
25	0,414	0,403	0,444	0,452
75	0,830	0,808	0,816	0,817
90	0,927	0,926	0,931	0,927

A partir dessas simulações, foi possível verificar de fato qual a eficiência da seleção massal. Inicialmente, deve-se comentar que, como ocorrem repetições do valor fenotípico do indivíduo, não foi possível utilizar uma única intensidade de seleção. Isso porque dois fenótipos diferentes podem ter o mesmo genótipo. Contudo, a intensidade de seleção na simulação não foi muito variável. Na média, ela foi de 2,5%, isto é, das 1.521 plantas, foram selecionados, em média, 39 indivíduos. Nas Tabelas 16 e 17 são apresentadas as porcentagens de coincidência, considerando os erros correlacionados e os erros aleatoriamente distribuídos, respectivamente. Na seleção massal convencional, diferentemente

do que é feito tradicionalmente na cultura do milho, a seleção não foi visual, pois, neste estudo, os dados fenotípicos eram disponíveis.

Como era esperado, independente do tipo de interação alélica e da distribuição dos erros no campo amostral, quanto maior a h^2 , maior a coincidência. Observa-se, contudo, que, mesmo com a h^2 de 90%, a coincidência foi de 64,1% na seleção massal, considerando interação alélica aditiva, independente da distribuição dos erros (Tabela 17). Observa-se que, nas vinte simulações realizadas o máximo que se conseguiu foi 89,3%. Com h^2 de 10%, a média na mesma condição foi de 6,5% e o valor máximo, de 14,3%. Nota-se que a eficiência da seleção massal para caracteres de baixa h^2 é pouco eficaz. Se envolver apenas a seleção visual, essa eficiência será ainda mais reduzida.

Constatou-se que a interação alélica afetou a eficiência da seleção. Ela foi menor com dominância. Contudo, a diferença foi de pequena magnitude. Em princípio, a interação alélica tem pequeno efeito na eficiência da seleção massal. O efeito da distribuição dos erros na eficiência da seleção massal convencional também foi semelhante.

Quais seriam as alternativas para melhorar a eficiência da seleção massal? A mais comentada é a seleção massal estratificada, como proposto por Gardner (1961), lembrando apenas que essa proposição à seleção foi visual. No presente caso, a seleção foi efetuada no valor fenotípico em uma área menor. No caso, em 39 indivíduos, era selecionado um. Se os erros são aleatórios (Tabela 17), a estratificação, como era esperada, não contribuiu para a melhoria da eficiência, na condição de baixa h^2 , que é o desejável. Na proposição de Gardner (1961), há vantagens, porque o padrão de referência para a seleção visual deixa de ser a população toda para uma amostra muito menor. Quando os erros são correlacionados (Tabela 16), isto é, há gradiente na distribuição dos

estratos, a seleção massal estratificada foi mais efetiva. Quando se considerou interação alélica aditiva e h^2 de 10%, a eficiência em relação à seleção massal convencional dobrou. Com o incremento da h^2 , a vantagem da estratificação diminuiu.

A questão da análise espacial, no caso das médias móveis, também foi avaliada na simulação. O primeiro questionamento é: qual o número de vizinhos para promover o ajuste? Esse número depende da representatividade genética, ou seja, a média genotípica dos vizinhos deve ser a mesma. Desse modo, a média fenotípica dos vizinhos poderia ser utilizada no ajuste. Em condição de campo, essa informação não tem como ser obtida. Portanto, na simulação, uma vez que se tem o valor genotípico, isso pôde ser feito.

Na Tabela 18 observam-se as estimativas dos limites inferiores e limites superiores das médias genotípicas da população e das subamostras dos vizinhos com 8, 24 ou 48 indivíduos. Observa-se que as médias são bem semelhantes e que as estimativas do intervalo de confiança ficam dentro da média populacional, indicando que, com oito ou mais indivíduos, há uma boa representatividade genética e, portanto, esse número pode ser utilizado na análise espacial.

Quando se empregou a análise de vizinhança para ajustar o valor fenotípico dos indivíduos, praticamente não houve diferença na eficiência da seleção em relação à seleção massal convencional. Esses resultados não foram dependentes da herdabilidade, do tipo de interação alélica e até de os erros serem ou não correlacionados. Com erros correlacionados era de se esperar que o ajuste do vizinho fosse aumentar a eficiência. Entretanto, como já mencionado, isso não ocorreu. A provável explicação é que, na simulação, o gradiente dos erros foi empregado em uma única direção. No caso dos vizinhos, o ajuste é realizado nas duas dimensões.

Pelo exposto, a utilização de correção dos valores fenotípicos por meio das médias móveis parece não melhorar a eficiência da seleção massal para a produtividade de grãos de milho.

TABELA 16 Porcentagens de coincidência entre os valores genotípicos e os valores fenotípicos nos diferentes métodos de seleção massal obtidos na simulação, considerando diferentes herdabilidades e dois tipos de interações alélicas. Erros correlacionados.

Tipo de interação	Estratégia de seleção	h ² (%)			
		10	25	75	90
Aditivo	Massal	7,5 (2,1-17,0)	9,5 (3,8-17,9)	43,0 (3,3-6,4)	64,1 (55,9-85,7)
	Massal estratificada	14,3 (4,4-27,7)	20,9 (8,3-32,1)	40,6 (2,9-50,0)	49,8 (41,7-60,7)
	mm 8 ¹	7,5 (2,1-17,0)	9,8 (3,8-17,9)	42,3 (32,6-67,9)	63,2 (52,3-85,7)
	mm 24 ²	7,5 (2,1-17,0)	9,7 (3,8-17,9)	42,5 (32,6-60,7)	63,0 (54,2-85,7)
	mm 48 ³	7,8 (4,2-17,0)	9,6 (3,8-17,9)	42,7 (32,6-60,7)	63,1 (52,3-85,7)
	Massal	5,9 (0,0-16,7)	8,5 (1,5-15,9)	30,9 (23,5-40,0)	44,8 (38,4-64,7)
	Massal estratificada	12,4 (1,4-22,1)	17,1 (10,2-31,4)	32,2 (26,1-40,6)	40,0 (32,5-47,1)
Dominância	mm 8	5,8 (0,0-16,7)	8,3 (1,5-15,9)	30,5 (23,7-40,0)	45,2 (37,8-62,7)
	mm 24	6,1 (0,0-16,7)	8,4 (2,9-15,9)	30,5 (23,5-40,0)	45,3 (40,0-60,8)
	mm 48	6,0 (0,0-15,3)	8,2 (1,5-14,5)	30,8 (20,3-41,2)	45,1 (36,2-62,7)

¹/seleção massal com o valor fenotípico ajustado pela média de 8 vizinhos.

²/seleção massal com o valor fenotípico ajustado pela média de 24 vizinhos.

³/seleção massal com o valor fenotípico ajustado pela média de 48 vizinhos.

() valores dentro dos parêntesis representam os valores mínimos e máximos observados.

TABELA 17 Porcentagens de coincidência entre os valores genotípicos e os valores fenotípicos nos diferentes métodos de seleção massal obtidos na simulação considerando diferentes herdabilidades e dois tipos de interações alélicas. Erros não correlacionados.

Tipo de interação	Estratégia de seleção	h ² (%)			
		10	25	75	90
Aditivo	Massal	6,5 (0,0-14,3)	11,6 (4,3-22,2)	42,7 (21,3-67,9)	64 (38,0-89,3)
	Massal estratificada	6,5 (0,0-14,3)	11,3 (2,9-22,2)	35,9 (21,3-50,0)	52,9 (40,4-61,8)
	mm 8 ¹	6,4 (0,0-14,3)	11,8 (5,9-22,2)	43,4 (21,3-67,9)	64,7 (42,6-85,7)
	mm 24 ²	6,5 (1,9-14,3)	11,8 (4,3-24,4)	43,4 (25,5-67,9)	64,4 (42,6-89,3)
	mm 48 ³	6,3 (2,0-14,3)	11,6 (4,3-24,4)	43,2 (23,4-64,3)	63,8 (44,7-82,1)
	Dominância	Massal	6,6 (0,0-11,6)	8,1 (1,4-13,5)	29,4 (18,8-37,0)
	Massal estratificada,	6,3 (2,4-11,6)	9,0 (1,1-18,8)	27,7 (21,9-34,7)	38,4 (30,0-45,5)
	mm 8	6,5 (1,2-11,6)	8,2 (1,4-16,2)	29,4 (18,8-37,3)	44,1 (35,0-62,7)
	mm 24	6,9 (0,0-11,9)	8,2 (2,8-14,9)	29,3 (20,0-37,3)	44,5 (35,0-60,8)
	mm 48	6,6 (1,2-11,9)	8,1 (2,8-14,9)	29,7 (22,5-37,3)	44,2 (33,8-60,8)

¹/seleção massal com o valor fenotípico ajustado pela média de 8 vizinhos.

²/seleção massal com o valor fenotípico ajustado pela média de 24 vizinhos.

³/seleção massal com o valor fenotípico ajustado pela média de 48 vizinhos.

() valores dentro dos parêntesis representam os valores mínimos e máximos observados.

TABELA 18 Valores genotípicos médios, populacionais e de amostras de 8, 24 e 48 indivíduos, obtidos na simulação considerando interação alélica aditiva e dominante.

	População	8	24	48
Aditiva	-0,023 (-0,10 . 0,06)	-0,025 (-0,12 . 0,07)	-0,020 (-0,07 . 0,03)	-0,019 (-0,06 . 0,02)
Dominância	24,962 (24,86 . 25,06)	24,958 (24,83 . 25,08)	24,957 (24,88 . 25,03)	24,956 (24,9 . 25,01)

() valores dentro dos parênteses representam limites inferiores e superiores do intervalo de confiança, para média com 5% de probabilidade.

5 CONCLUSÕES

A seleção, quando efetuada visualmente, mesmo estratificando a área, não é eficiente para o caráter produtividade de grãos na cultura do milho, por isso deve-se obter o peso de grãos por planta para melhorar a eficácia da seleção.

A seleção massal é mais eficiente quando se diminui a densidade de semeadura.

A estratificação da área só melhora a eficiência da seleção massal quando se trabalha com caracteres de baixa herdabilidade e quando há correlação dos erros no campo.

A utilização do método das médias móveis não aumentou a eficiência da seleção massal.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACOSTA, A. N.; CRANE, P. L. Further selection for lower ear height in maize. **Crop Science**, Madison, v. 12, n. 2, p. 165-167, mar. 1972.

BATZIOS, D. P.; ROUPAKIAS, D. G.; KECHAGIA, U.; GALANOPOULOU-SENDOUCA, S. Comparative efficiency of honeycomb and conventional pedigree methods of selection for yield and fiber quality in cotton (*Gossypium* spp.). **Euphytica**, Wageningen, v. 122, n. 1, p. 203-211, Oct. 2001.

BEARZOTI, E. **Comparação entre métodos estatísticos na avaliação de clones de batata em um programa de melhoramento**. 1994. 128 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.

BENTO, D. A. V.; RAMALHO, M. A. P.; SOUZA, J. C. Seleção massal para prolificidade em milho na época normal e na “safrinha”. **Revista Brasileira de Milho e Sorgo**, Sete Lagoas, v. 2, n. 3, p.78-87, set./dez. 2003.

BERNARDO, R. **Breeding for quantitative traits in plants**. Minnesota: Stema, 2002. 369 p.

BETANCOURT, V. A. **Selección masal moderna e hibridación masal em uma variedade de maíz de Riego em La región de Pabellón, Aguascalientes**. 1970. 87 p. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) - Colegio de Postgraduandos do Centro de Genética, Cidade do México.

BLETSOS, E. A.; GOULAS, C. K. Mass selection for improvement of grain yield and protein in a maize population. **Crop Science**, Madison, v. 39, n. 5, p. 1302-1305, Sept. 1999.

BOS, I; CALIGARI, P. **Selection methods in plant breeding**. London: Chapman & Hall, 1995. 347 p.

BOS, I. Some remarks on honeycomb selection. **Euphytica**, Wageningen, v. 32, n. 2, p. 329-335, June 1983.

BRIGGS, K. G.; FARIS, D. G.; KELKER, H. A. Effectiveness of selection for plant characters of barley in simulated segregating rows. **Euphytica**, Wageningen, v. 27, n. 1, p. 157-166, Feb. 1978.

BROWNIE, C.; BOWMAN, D. T.; BURTON, J. W. Estimating spatial variation in analysis of data from yield trials: a comparison of methods. **Agronomy Journal**, Madison, v. 85, n. 6, p. 1244-1253, Nov./Dec. 1993.

CARVALHO, H. W. L. de; LEAL, M. de L. da S.; SANTOS, M. X. dos; SOUZA, E. M. de. Estimativas de parâmetros genéticos na população de milho CPATC-3 em dois locais de Sergipe. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, n. 1, p. 73-78, jan. 2003.

CARVALHO, H. W. L. de; SANTOS, M. X. dos; LEAL, M. de L. da S.; CARVALHO, P. C. L. de. Melhoramento genético da cultivar de milho BR 5033-Asa Branca no nordeste brasileiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 7, p. 1417-1425, jul. 2000.

CARVALHO, H. W. L. de; SANTOS, M. X. dos; LEAL, M. de L. da S.; SOUZA, E. M. de. Estimativas dos parâmetros genéticos de variedades de milho BR 5028–São Francisco no nordeste brasileiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, n. 8, p. 929-935, ago. 2003.

CARVALHO, H. W. L. de; SOUZA, E. M. Ciclos de seleção de progênes de meios-irmãos do milho BR 5011 Sertanejo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 42, n. 6, p. 803-809, jun. 2007.

CHRISTAKIS, P. A.; FASOULAS, A. C. The recovery of recombinant inbreds outyielding the hybrid in tomato. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 137, n. 2, p. 179-183, Oct. 2001.

CLARKE, F. R.; BAKER, R. J.; PAUW, R. M. de. Moving mean and least squares smoothing for analysis of grain yield data. **Crop Science**, Madison, v. 34, n. 6, p. 1479-1483, Nov. 1994.

CLARKE, F. R.; BAKER, R. J. Spatial analysis improves precision of seed lot comparisons. **Crop Science**, Madison, v. 36, n. 5, p. 1180-1184, Sept. 1996.

CORTEZ-MENDONZA, H.; HALLAUER, A. R. Divergent mass selection for ear length in maize. **Crop Science**, Madison, v. 19, n. 2, p. 175-178, Mar. 1979.

COSTA, J. R.; BUENO FILHO, J. S. S.; RAMALHO, M. A. P. Análise espacial e de vizinhança no melhoramento genético de plantas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 40, n. 9, p. 1073-1079, set. 2005.

CUTRIM, V. A. **Eficiência da seleção visual na produtividade de grãos de arroz (*Oryza sativa*) irrigado**. 1994. 92 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.

EISENBERG, B. E.; GAUCH, H. G.; ZOBEL, R. W.; KILIAN, W. Spatial analysis of field experiments: fertilizer experiments with wheat (*Triticum aestivum*) and tea (*Camellia sinensis*). In: KANG, M. S.; GAUCH, H. G. (Ed.) **Genotype by environment interaction**. Boca Raton: CRC, 1996. cap. 14, p. 373-404.

EMYGDIO, B. M.; TEIXEIRA, M. C. C.; ACOSTA, A. BRS 1002: new corn cultivar for Southern Brazil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 43, n. 10, p. 1437-1440, out. 2008.

EMYGDIO, B. M.; TEIXEIRA, M. C. C.; ACOSTA, A. BRS 1015: new corn cultivar for Southern Brazil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 42, n. 5, p. 755-757, maio 2007.

ENGLEDOW, F. L.; WADHAM, S. M. Investigation on yield in the cereals II: a spacing experiment with wheat. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 15, n. 2, p. 390-439, Apr. 1925.

FASOULAS, A. C. **A new approach to breeding superior yielding varieties**. Thessaloniki: Aristotelian University of Thessaloniki, 1973. 42 p.

FASOULAS, A. C. **Principles and methods of plant breeding**. Thessaloniki: Aristotelian University of Thessaloniki, 1981. 147 p.

FASOULA, V. A.; BOERMA, H. R. Divergent selection at ultra-low plant density for seed protein and oil content within soybean cultivars. **Field Crops Research**, Amsterdam, v. 91, n. 1, p. 217-229, Jan./Mar. 2005.

FASOULA, V. A.; FASOULA, D. A. Honeycomb breeding: principles and applications. **Plant Breeding Reviews**, Westport, v. 18, n. 20, p. 177-250, Dec. 2000.

FERRÃO, R. G.; GAMA, E. E. G.; FERRÃO, M. A. G.; SANTOS, J. A. C. Três ciclos de seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos na população de milho EEL4. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 30, n. 9, p. 1195-1200, set. 1995.

GARCÍA CANALES, J.; SOLÍS, J. V.; GARCÍA, A. S.; MARTÍNEZ, M. R.; BRAVO, A. L.; MARTÍNEZ, L. A. R. Evaluación de métodos de selección masal modificada em la variedad de maíz “Rabchero”. In: CONGRESSO NATIONAL OF FITOPATOLOGY, 6., 1976, Monterrey. **Anais...** Monterrey: Nuevo León, 1976. p. 156-163.

GARDNER, C. O. An evaluation of effects of mass selection and seed irradiation with thermal neutrons on yield of corn. **Crop Science**, Madison, v. 1, n. 2, p. 124-245, Mar. 1961.

GOMEZ, K. A.; GOMEZ, A. A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2. ed. New York: J. Wiley, 1984. 680 p.

HALLAUER, A. R.; MIRANDA FILHO, J. B. **Quantitative genetics in maize breeding**. 2. ed. Ames: Iowa State University, 1981. 468 p.

HALLAUER, A. R. Recurrent selection in maize. In: JANICK, J. (Ed.). **Offprints from plant breeding reviews**. New York: J. Wiley, 1992. v. 9, p. 115-179.

HALLAUER, A. R.; SEARS, J. H. Mass selection for yield in two varieties of maize. **Crop Science**, Madison, v. 9, n. 1, p. 47-50, Jan. 1969.

HAMBLIN, J.; ZIMMERMANN, M. J. O. Breeding common bean for yield in mixtures. **Plant Breeding Review**, Connecticut, v. 4, n. 1, p. 45-72, Jan. 1986.

HELMS, T. C.; ORF, J. H.; SCOTT, R. A. Nearest-neighbor-adjusted means as a selection criterion within two soybean populations. **Canadian Journal of Plant Science**, Ottawa, v. 75, n. 3, p. 857-863, May/June 1995.

HINKELMANN, K.; KEMPTHORNE, O. **Desings and analysis of experiments**. New York: J. Wiley, 1994. 495 p.

JENSEN, N. F. **Plant breeding methodology**. New York: J. Wiley, 1988. 676 p.

JOSEPHSON, L. M.; KINGER, H. C.; HARVILLE, B. G. Selection studies for low ear placement in corn. **Annual Corn and Sorghum Research Conference**, Mississippi, v. 31, p. 85-97, Oct. 1976.

JOSEPHSON, L. M.; KINGER, H. C. Mass selection for yield in corn. **Agronomy Abstracts**, Madison, n. 54, p. 857-863, Dec. 1976.

- 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, Jan. 1985.
- KWON, S. H.; TORRIE, J. H. Visual discrimination for yield in two soybean populations. **Crop Science**, Madison, v. 4, n. 3, p. 287-290, May 1964.
- LE CLERG, E. L.; LEONARD, W. H.; CLARK, A. G. **Field plot technique**. Minneapolis: Burgees, 1962. 373 p.
- MAITA, R.; COORS, J. G. Twenty cycles of biparental mass selection for prolificacy in the open-pollinated maize population Golden Glow. **Crop Science**, Madison, v. 36, n. 6, p. 1527-1532, Nov. 1996.
- MAK, C.; HARVEY, B. L.; BERDAHL, J. D. An evaluation of control plots and moving means for error control in barley nurseries. **Crop Science**, Madison, v. 18, n. 5, p. 870-873, Sept. 1978.
- MARQUES, R. F.; SOUZA, J. C.; RAMALHO, M. A. P.; RIBEIRO, P. H. E. Avaliação da eficiência da seleção visual para produção de grãos de milho. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 23., 2000, Uberlândia. **Resumos...** Uberlândia: ABMS, 2000. 1 CD-ROM.
- MÁRQUEZ-SÁNCHEZ, F. A corrected calculation of inbreeding in maize mass selection. **Maydica**, Bergamo, v. 53, n. 1, p. 227-229, Jan./Mar. 2008.
- MÁRQUEZ-SÁNCHEZ, F. **Genotecnia vegetal**: métodos, teoría y resultados: tomo I. México: AGT, 1985. 356 p.
- MARTIN, T. N.; STORCK, L.; LÚCIO, A. D.; CARVALHO, M. P.; SANTOS, P. M. Bases genéticas de milho e alterações no plano experimental. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 40, n. 1, p. 35-40, jan. 2005.
- MARTÍNEZ, R. Control de la correlacion espacial em experimentos de campo en el sector agrícola. **Agronomia Colombiana**, Bogotá, v. 11, n. 1, p. 83-89, June 1994.
- MENDES, F. F. **Estratégia de seleção de plantas eretas de feijão tipo carioca**. 2009. 92 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) - Universidade Federal de Lavras, Lavras.

- MÉNDEZ, R., I. Refinamiento a la técnica de selección masal moderna. **Agrociencia**, Montevideu, v. 6, n. 1, p. 87-91, Jan./Apr. 1971
- MOLINA, J. D. **Selección masal visual estratificada en maíz**. Chapingo: Centro de Genética, 1983. 36 p. Publicación Especial.
- NTANOS, D. A.; ROUPAKIAS, D. G. Comparative efficiency of two breeding methods for yield and quality in rice. **Crop Science**, Madison, v. 41, n. 2, p. 345-350, Mar. 2001.
- OSUNA-AYALLA, J. Stratified mass selection for production in two maize populations. **Agronomy Abstracts**, Madison, n. 45, Dec. 1976.
- PALOMINO, E. C.; RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F. Tamanho de amostra para avaliação de famílias de meios-irmãos de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 7, p. 1433-1439, jul. 2000.
- PAPADAKIS, J. S. **Méthod statistique pour des experiences sur champ**. Thessalonike: Institut d'Amélioration des Plantes à Salonique, 1937. 30 p.
- PATERNIANI, E.; CAMPOS, M. S. Melhoramento do milho. In: BORÉM, A. (Ed.). **Melhoramento de espécies cultivadas**. Viçosa: UFV, 2005. p. 491-552.
- PORTMANN, P.; KETATA, H. Field plot technique. IN: KEMPTON, R. A.; FOX, P. N. (Ed.). **Estatistical methods for plant variety evaluation**. London: Chapman & Hall, 1997. p. 9-18.
- RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, A. C. de. **Experimentação em genética e melhoramento de plantas**. 2. ed. Lavras: UFLA, 2005. 322 p.
- 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. 1, p. 182-194, jan./jul. 2007.
- RESENDE, M. D. V. de. **Matemática e estatística na análise de experimentos e no melhoramento genético**. Colombo: Embrapa Florestas, 2007. 560 p.
- RESENDE, M. D. V. de; SOUZA JUNIOR, C. L. Número de repetições e tamanho da parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 32, n. 9, p. 148-156, set. 1997.

RESENDE, M. D. V. de.; STURION, J. A. Spatial statistical analysis of trials through individual mixed models with modelling of errors by ARIMA processes in two dimensions. **Journal of Mathematics and Statistics**, São Paulo, v. 21, n. 1, p. 7-33, Jan. 2003.

RICKEY, F. D. Adjusting yields to their regression on a moving average, as a means of correcting for soil heterogeneity. **Journal of Agricultural Research**, Washinton, v. 27, n. 1, p. 79-90, Jan. 1924.

ROSIELLE, A. A. Comparasion of lattice designs, check plots and moving means in wheat breeding trials. **Euphitica**, Wageningen, v. 29, n. 1, p. 129-133, Feb. 1980.

SAHAGÚN, C. J. Comparación teórica de La eficiencia de dos técnicas de La selección masal. **Revista Fitotecnia Mexicana**, Chapingo, v. 5, n. 1, p. 43-57, Jan. 1983.

SAMRA, J. S.; ANLAUF, R.; WEBER, W. E. Spatial dependence of growth attributes and local control in wheat and oat breeding experiments. **Crop Science**, Madison, v. 30, n. 6, p. 1200-1205, Nov. 1990.

SARRIA, D. Selección missal y selección surco por planta. In: CONFERENCE DEL PROGRAM MAÍZ E SORGO, 9., 1967, Palmira. **Resumos...** Palmira: Facultad de Ciencias Agropecuarias, 1967. p. 40-43.

SAS INSTITUTE . **SAS user's guide**: statistics. Cary, 1985. 956 p.

SCOTT, A. J.; KNOTT, M. A cluster analysis method for grouping means in the analysis of variance. **Biometrics**, Washington, v. 30, n. 3, p. 507-12, July/Sept. 1974.

SEGOVIA, V. F. S. **Avaliação da seleção massal em ambos os sexos para prolificidade em milho (*Zea mays* L.)**. 1983. 91 p. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, São Paulo.

SHEBESKI, L. H. Wheat and breeding. In: NIELSEN, K. F. (Ed.). **Proceedings Canadian centennial wheat symposium**. Canadá: Modern, 1967. p. 249-272.

SILVA, F. B.; BRUZI, A. T.; RAMALHO, M. A. P. Precisão experimental na avaliação de cultivares de feijão. In: CONGRESSO NACIONAL DE PESQUISA DE FEIJÃO, 7., 2002, Viçosa. **Resumos Expandidos...** Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2002. p. 288-291.

SMITH, L. H. The effect of selection upon certain physical characters in the corn plant. **Illinois Agricultural Experiment Station**, Urbana, n. 132, p. 48-62, fev. 1909.

SOUZA, E. A. de.; GERALDI, I. O.; RAMALHO, M. A. P. Alternativas experimentais na avaliação de famílias em programas de melhoramento genético do feijoeiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 9, p. 1765-1771, set. 2000.

SOUZA JÚNIOR, C. L. Melhoramento de espécies alógamas. In: NASS, L. L.; VALOIS, A. C. C.; MELO, I. S.; VALADARES-INGLIS, M. C. **Recursos genéticos e melhoramento de plantas**. Rondonópolis: Fundação MT, 2001. p. 159-199.

STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. A. **Principles and procedures of statistics**. 3. ed. New York: McGraw Hill, 1997. 666 p.

STRATILAKIS, S. N.; GOULAS, C. K. Yield performance at three nitrogen rates of a set of honeycomb vs traditional pedigree selected bread wheat varieties. **European Journal of Agronomy**, Amsterdam, v. 19, n. 1, p. 65-76, Jan. 2002.

STROUP, W. W.; BAENZIGER, P. S.; MULITZE, D. K. Removing spatial variation from wheat yield trials: a comparison of methods. **Crop Science**, Madison, v. 34, n. 1, p. 62-66, Jan. 1994.

TELLI, M.; FEDERIZZI, L. C.; CARVALHO, F. I. F.; LANGE, C. E. Seleção massal estratificada em girassol em diferentes condições ambientais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 31, n. 3, p. 201-208, mar. 1996.

TODATLIDIS, I. S.; TSIALTAS, J. T.; XYNIAS, I. N.; TAMOUTSIDIS, E.; IRAKLI, M. Variation within a bread wheat cultivar for grain yield, protein content, carbon isotope discrimination and ash content. **Field Crops Research**, Amsterdam, v. 86, n. 1, p. 33-42, Jan./Mar. 2004.

TORREGROZA, M. Response of a highland maize synthetic to eleven cycles of divergent mass selection for ear per plant. **Agronomy Abstracts**, Madison, n. 65, p. 20, Dec. 1973.

TOWNLEY-SMITH, T. F.; HURD, W. A. Use of moving means in wheat yields trials. **Canadian Journal of Plant Sciences**, Ottawa, v. 53, n. 3, p. 447-450, May/June 1973.

VARGAS, M. A. **Eficiência da seleção visual e determinação do tamanho de parcela e do número de repetições para avaliação da produtividade de grãos em famílias S1 e S3 de milho (Zea mays L.)**. 1996. 92 p. Dissertação (Mestrado em Genética em Melhoramento de Plantas) -Universidade Federal de Lavras, Lavras.

VEGA, U. Y. C.; AGUDELO, L. Selección masal estratificada para rendimento en dos variedades de maíz. **Agronomia Tropical**, Maracay, v. 22, n. 2, p. 159-168, Mar./Apr. 1972.

VENCOVSKY, R.; CRUZ, C. D. Comparação de métodos de correção de rendimento de parcelas experimentais com estandes variados: dados simulados. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 26, n. 5, p. 647-657, maio 1991.

VIVALDI, L. J. Comparação entre métodos de análise espacial de experimentos de campo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 25, n.1, p. 77-84, jan. 1990.

WEATHERWAX, E. I. **Indian corn in old America**. New York: Macmillan, 1954. 253 p.