

## RECOMENDAÇÕES PARA O PLANEJAMENTO E ANÁLISE DE EXPERIMENTOS COM AS CULTURAS DE MILHO E FEIJÃO CONSORCIADAS



**RECOMENDAÇÕES PARA O PLANEJAMENTO E ANÁLISE  
DE EXPERIMENTOS COM AS CULTURAS  
DE MILHO E FEIJÃO CONSORCIADAS**

*Magno A. P. Ramalho  
Antônio Carlos de Oliveira  
João Carlos Garcia*



**EMBRAPA**  
Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo  
Sete Lagoas, MG

Comitê de Publicações do CNPMS/EMBRAPA  
Caixa Postal, 151  
35700 - Sete Lagoas, MG.

DOCUMENTOS Nº 02

RECOMENDAÇÕES PARA O PLANEJAMENTO E ANÁLISE  
DE EXPERIMENTOS COM AS CULTURAS  
DE MILHO E FEIJÃO CONSORCIADAS

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo, Sete Lagoas, MG.

Recomendações para o planejamento e análise de experimentos com as culturas de milho e feijão consorciadas, por Magno A.P. Ramalho, Antônio Carlos de Oliveira e João Carlos Garcia. Sete Lagoas, EMBRAPA/CNPMS, 1983.

74 p. ilustr. (EMBRAPA/CNPMS. Documentos, 2)

1. Milho-Consortiação-Feijão. 2. Feijão-Consortiação-Milho.

I. Ramalho, Magno A.P., colab. II. Oliveira, Antônio Carlos, colab. III. Garcia, João Carlos, colab. IV. Título. V. Série.

CDD: 633.15

## APRESENTAÇÃO

*É com satisfação que o Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo traz a público o presente trabalho sobre o planejamento e análise de experimentos com as culturas de milho e feijão consorciadas.*

*Sua elaboração resultou não apenas de uma compilação de técnicas e modelos existentes na literatura, mas sobretudo de um processo criativo de seus autores, em adaptar ao sistema de consórcio, metodologias originalmente desenvolvidas para outros fins. Além disso, contém resultados de pesquisas por eles desenvolvidas. Sua estruturação obedeceu uma seqüência lógica de abordagem que abrange os pontos fundamentais para esse tipo de pesquisa, quais sejam: a experimentação de campo e as análises estatísticas correspondentes, o melhoramento genético e as análises econômicas relativas ao sistema.*

*Não temos dúvida que seu conteúdo aborda o que há de mais atual, no momento, sobre o tema. No entanto, trata-se de um primeiro abordagem desse assunto, nos termos em que foi posto. Desse modo o CNPMS receberá com o maior interesse qualquer sugestão de aprimoramento.*

*Não é demais lembrar também que a consorciação de culturas foi por muito tempo considerada prática ultrapassada e própria de uma agricultura pouco desenvolvida. Contudo, pela insistência do nosso produtor rural e pela abnegação de nossos pesquisadores, essa visão errônea se modificou, podendo-se agora dizer, na realidade, que se trata de um sistema com um enorme potencial.*

*Por isso tudo, as pesquisas de consorciação milho-feijão vêm se desenvolvendo consideravelmente em nosso país. E é nossa expectativa que o presente trabalho possa contribuir para uma tecnificação cada vez maior das pesquisas nessa importante área.*

Roland Vencovsky  
Chefe do CNPMS

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO . . . . .	7
2. TERMINOLOGIA E SISTEMAS DE CONSORCIAÇÃO MILHO-FEIJÃO UTILIZADOS NO BRASIL . . . . .	9
3. DELINEAMENTOS EXPERIMENTAIS E ANÁLISE ESTATÍSTICA . . . . .	10
3.1. Princípios básicos da experimentação . . . . .	11
3.2. Parcelas experimentais . . . . .	11
3.3. Necessidade de bordaduras . . . . .	13
3.4. Escolha dos tratamentos . . . . .	14
3.5. Estabelecimento e teste de hipóteses . . . . .	17
3.6. Delineamentos experimentais. . . . .	18
3.7. Procedimentos para análise de experimentos com culturas consorciadas . . . . .	24
4. IDENTIFICAÇÃO DE CULTIVARES DE MILHO E FEIJÃO PARA O SISTEMA ASSOCIADO . . . . .	42
4.1. Pontos a serem considerados na condução de um programa de melhoramento para a consorciação milho-feijão . . . . .	44
5. ANÁLISE ECONÔMICA DE EXPERIMENTOS SOBRE A CONSORCIAÇÃO MILHO-FEIJÃO . . . . .	58
5.1. Avaliação econômica por meio de orçamentação . . . . .	58
5.2. Avaliação por meio de funções de produção . . . . .	61
5.3. Requisitos para boas estimativas de curvas de resposta . . . . .	65
5.4. Análise de risco na consorciação. . . . .	65
6. LITERATURA CONSULTADA. . . . .	69

## INTRODUÇÃO

As pesquisas envolvendo a consorciação milho-feijão no Brasil têm despertado a atenção de inúmeros pesquisadores. Os trabalhos que estão sendo realizados enfocam vários aspectos desse sistema cultural, tais como: arranjo, densidade e época de semeadura das duas culturas, recomendações de fertilizantes e a identificação de cultivares mais adaptadas.

A falta de informação sobre a metodologia, uma vez que quase a totalidade das técnicas experimentais disponíveis foram desenvolvidas para o monocultivo, e a maior complexidade dos sistemas consorciados têm dificultado o planejamento, a análise e a interpretação dos resultados.

Recentemente foram publicados alguns trabalhos enfocando a metodologia para os experimentos com a consorciação de culturas (Francis & Sanders, 1978; Huxley & Maingu, 1978; Mead, 1979; Mead & Stern, 1980; Mead & Willey, 1980; Pearce & Gilliver, 1978; Rao & Willey, 1980; Mead & Riley, 1981; Willey, 1979b; Willey & Rao, 1980; Oyejola & Mead, 1982). Estes trabalhos, além de fornecerem indicações valiosas para os pesquisadores, evidenciam, também, que há necessidade premente de novas informações a este respeito.

Especificamente para as pesquisas envolvendo a consorciação milho-feijão — que é a mais comum no Brasil — ainda não há um consenso sobre a metodologia, ocorrendo uma ampla variação nas técnicas experimentais e no modo de analisar os dados. Além disso, na maioria dos casos, os dados obtidos na experimentação não são totalmente explorados.

Para permitir sobretudo, maior generalização dos resultados e, conseqüentemente, uma transferência mais rápida da tecnologia gerada aos agricultores, é importante que ocorra uma uniformização na metodologia para os experimentos desta natureza. Dentro deste enfoque, foi realizado este trabalho, que tem como objetivo apresentar uma revisão sobre as técnicas de experimentação de campo, o modo de analisar os dados e, também, procurar adaptar estas metodologias às condições de pesquisa envolvendo a consorciação milho-feijão no Brasil.

## 2. TERMINOLOGIA E SISTEMAS DE CONSORCIAÇÃO MILHO-FEIJÃO UTILIZADOS NO BRASIL

A consorciação de culturas, conhecida na literatura estrangeira como “intercropping”, pode ser definida como sendo o cultivo simultâneo de duas ou mais culturas numa mesma área. Por esta definição, as duas culturas não são necessariamente semeadas ao mesmo tempo e o momento da colheita pode ser bem diferente, mas é necessário que elas sejam simultâneas por um significativo período de crescimento (Willey, 1979a).

No Brasil, além do termo consorciação, é também amplamente empregado, com o mesmo significado, a expressão “cultivo associado”, sendo que para a semeadura isolada de milho ou feijão é utilizada a expressão “monocultivo” ou “cultivo solteiro”.

Os sistemas de cultivo associado milho-feijão utilizados pelos agricultores brasileiros variam amplamente entre e dentro das diferentes regiões de cultivo. Mas, de modo geral, esses sistemas podem ser agrupados nas seguintes categorias (Ramalho *et al*, 1982):

a) **Feijão semeado antes da semeadura do milho.** Neste caso, o feijão é semeado de 15 a 30 dias antes do milho, visando diminuir a competição da gramínea sobre a leguminosa. É utilizado principalmente no Sul do Brasil, e apresenta como principal inconveniência a dificuldade na semeadura do milho e na realização dos tratos culturais.

b) **Semeadura simultânea do milho e feijão.** Neste sistema, as duas culturas são semeadas na mesma época, sendo o sistema mais comumente utilizado no Brasil. O arranjo das culturas no plantio simultâneo é também muito variável; porém, para simplificar os comentários a este respeito, eles podem ser agrupados em:

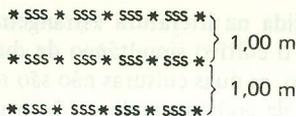
b<sub>1</sub>) feijão semeado dentro da linha do milho (Fig. 1a)

b<sub>2</sub>) feijão semeado entre as linhas do milho (Fig. 1b)

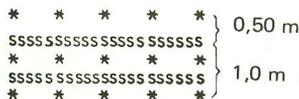
b<sub>3</sub>) semeadura em faixas alternadas de milho e feijão (Fig. 1c). Nesta categoria são incluídas várias opções, como por exemplo: 2 linhas de milho e 4 de feijão, 3 de milho e 6 de feijão, 4 de milho e 8 de feijão etc.

c) **Semeadura do feijão após a maturação fisiológica do milho.** Neste caso, o feijão é semeado entre as linhas do milho, já em fase final de secagem. Como a semeadura do feijão ocorre após a maturação fisiológica do milho não há efeito de competição sobre a leguminosa em água e nutrientes, apenas o sombreamento. Na realidade, de acordo com a terminologia empregada na literatura (Willey, 1979a e Francis, 1981); este sistema se enquadra mais como um cultivo de substituição (“Relay Cropping”), do que um tipo de cultivo associado.

a) Semeadura do feijão dentro da linha do milho



b) Semeadura do feijão entre as linhas do milho



c) Semeadura do feijão e milho em faixas



\* milho  
 s feijão

Figura 1. Alguns tipos de arranjos de milho e feijão consorciados para a semeadura simultânea das duas culturas.

### 3. DELINEAMENTOS EXPERIMENTAIS E ANÁLISE ESTATÍSTICA

As técnicas experimentais usadas em culturas consorciadas não diferem em essência daquelas empregadas nos experimentos que envolvem culturas em monocultivo. A utilização de procedimentos estatísticos se justificam da mesma forma para os dois sistemas de cultivos. A comparação de métodos, a avaliação de cultivares e a introdução de novas técnicas deverão basear-se em resultados obtidos através de esquemas experimentais apropriados para o sistema consorciado, uma vez que, dessa for-

ma, torna-se possível estimar "erro experimental", o qual permite comparações e o estabelecimento de intervalos de confiança associados a um nível de probabilidade.

Embora as pesquisas sobre consorciação de culturas tenham se iniciado há poucos anos — praticamente a partir da década de setenta — alguns trabalhos têm sido apresentados na literatura.

Mead & Riley (1981) verificaram em revisão de literatura que em 90% dos experimentos de consorciação foram estudados tratamentos de estruturas simples com um ou dois fatores. Observaram também que a maioria dos experimentos possuíam quatro ou mais repetições, e a grande maioria usou delineamento em blocos casualizados. Quando dois ou ocasionalmente três fatores eram estudados, os autores constatavam que aproximadamente 75% dos experimentos haviam sido instalados em parcelas subdivididas. Para o Brasil, no que se refere à consorciação de milho e feijão, a situação é semelhante à relatada por estes autores.

Nota-se, portanto, que os delineamentos experimentais até então utilizados em sistemas consorciados não diferem dos normalmente usados em culturas isoladas. A diferença básica, sob o aspecto de análise de dados, está no caráter bivariado das respostas. Quando o pesquisador se depara com duas variáveis respostas, como é o caso do milho e do feijão quando cultivados juntos, algum critério de seleção do melhor ou dos melhores tratamentos deverá ser adotado. Este é o principal problema dos experimentos envolvendo a consorciação de culturas. Desta forma, neste tópico deverão ser abordados alguns aspectos relacionados com os cuidados na escolha da técnica experimental e, sobretudo, discutidas as metodologias disponíveis para a seleção dos melhores tratamentos para o sistema consorciado.

### **3.1. Princípios básicos da experimentação**

A obtenção dos dados na experimentação de campo deve fundamentar-se em técnicas apropriadas, de modo que as variações não controladas não mascarem as possíveis diferenças entre os tratamentos que estão sendo testados. Estas técnicas constituem os conhecidos delineamentos experimentais, largamente utilizados na experimentação de campo. Para que sejam válidas as inferências feitas sobre os resultados, alguns princípios básicos devem ser satisfeitos. Fisher (1931 — citado por Le Clerg, 1966) mostrou serem importantes os seguintes princípios: repetição, casualização e controle local. Estes princípios formam a base dos delineamentos experimentais e das análises estatísticas. Como a sua importância e funções básicas são amplamente discutidas nos livros de estatística experimental elas não serão focalizadas aqui. Contudo, é oportuno salientar que estes princípios são também fundamentais para os experimentos envolvendo a consorciação milho-feijão.

### **3.2. Parcelas experimentais**

Assim como ocorre nos experimentos em monocultivo, a escolha criteriosa das

parcelas experimentais, no que se refere principalmente ao seu tamanho e formato, é de capital importância para a validade das inferências a serem obtidas dos experimentos. A escolha depende, evidentemente, de uma série de fatores, tais como: área disponível, heterogeneidade do terreno, objetivo do trabalho e, sobretudo, os tipos de tratamentos a serem avaliados. A seguir serão fornecidos alguns exemplos de parcelas experimentais utilizadas na consorciação.

a) **Comparação de arranjos de plantio.** Existe grande dificuldade em se definir o tamanho e a forma das parcelas para os experimentos cujo objetivo é a comparação de arranjos de plantio. Na maioria dos casos, devido ao tipo de tratamento estudado, não há possibilidade de se utilizarem parcelas de dimensões homogêneas para todos os tratamentos. Entretanto é aconselhável que a diferença entre as áreas das parcelas seja mínima e com uma dimensão que reflita bem o microambiente formado pela disposição das duas culturas consorciadas. Um experimento conduzido no Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo (EMBRAPA/CNPMS — 1982) ilustra bem uma situação que é normal nos experimentos desta natureza. Neste trabalho foram usados cinco diferentes tratamentos, cuja representação esquemática está apresentada na Figura 2.

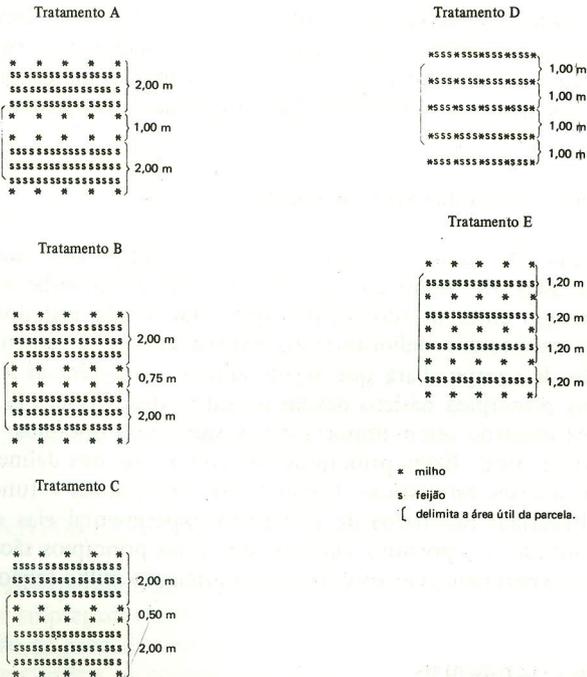


Figura 2. Arranjos de plantio das culturas de milho e feijão em sistema de consorciação.

As parcelas deste experimento tiveram áreas variáveis em função do arranjo usado, uma vez que as fileiras duplas de milho não foram igualmente espaçadas. Este fato não constitui grandes problemas quando os tamanhos das parcelas não são muito diferentes. No caso particular deste ensaio, as áreas úteis variaram de 12m<sup>2</sup> no tratamento D e 18m<sup>2</sup> no tratamento E. Para todas as parcelas o comprimento da linha útil foi de 5m.

É importante ressaltar que, para as análises estatísticas, os dados de cada parcela devem ser ajustados para uma mesma área padrão. Outro ponto em experimentos deste tipo é a forma das parcelas. Observa-se, por exemplo, que nos tratamentos A, B e C a relação entre as linhas duplas de milho e linhas de feijão deverá ser sempre de 1 para 3, caso contrário não fica caracterizado o arranjo que se quer estudar. Dessa forma, se se desejasse um tamanho de parcela maior para o tratamento A, por exemplo, esta deveria ser no mínimo de 30m<sup>2</sup>, ou 2 linhas duplas de milho para 6 linhas de feijão. Não seria possível, então, uma parcela de área entre 15m<sup>2</sup> e 30m<sup>2</sup>.

Deve ser enfatizado que, quando há necessidade de se incluir o monocultivo de feijão no experimento, as parcelas do monocultivo devem ficar a uma certa distância (de 3 a 5m no mínimo) das parcelas contendo o milho, devido sobretudo ao sombreamento.

b) **Competição de cultivares.** Em muitos casos, em experimentos deste tipo, as parcelas experimentais não são grandes. Isto porque, normalmente, se deseja testar um número elevado de cultivares, e nem sempre há disponibilidade de área ou de sementes que permitam o uso de parcelas maiores. Este ponto será discutido com mais detalhes no tópico 4.1.4.

c) **Ensaio de mecanização.** No caso dos ensaios de mecanização, tanto a tração animal como tratorizada, as parcelas devem possuir uma dimensão que permita o perfeito funcionamento do implemento que está sendo avaliado. Para ilustrar será considerado o experimento desenvolvido no CNP – Milho e Sorgo<sup>1j</sup>. Neste experimento o interesse era avaliar a eficiência de uma plantadeira desenvolvida para o plantio simultâneo de milho e feijão na mesma linha. Para permitir um perfeito funcionamento do implemento foi necessário utilizar parcelas com maior comprimento (três linhas de 100m). Em cada parcela, foram tomadas aleatoriamente 4 amostras de 5m de comprimento, para permitir a avaliação da homogeneidade da distribuição das sementes, que no caso era a variável de maior relevo. Contudo, é necessário salientar que bons resultados na avaliação de implementos a tração animal têm sido obtidos atualmente no CNP – Milho e Sorgo, com parcelas possuindo um mínimo de 20m de comprimento.

### 3.3. Necessidade de bordaduras

As plantas situadas nas extremidades das parcelas podem estar em condições diferentes das que se localizam no centro das mesmas. Em geral, elas sofrem menos competição de água, luz e nutrientes e, por esta razão, tendem a ser mais produtivas.

Uma planta sem competição lateral, em ensaio de avaliação de cultivares, pode produzir até 18% a mais do que aquelas sob competição completa (Oliveira *et al*, 1982) <sup>1/</sup>. Para se evitar a influência desfavorável deste efeito, recomenda-se eliminar uma faixa ao redor de cada parcela. A área restante, após a eliminação da bordadura, constitui a parcela útil. Em muitos experimentos de consorciação, a natureza dos tratamentos exige a utilização de bordaduras, como por exemplo, no experimento conduzido no Centro Nacional de Pesquisa de Arroz e Feijão, em Goiânia, envolvendo três cultivares de milho consorciadas com dez cultivares de feijão (Wijesinha *et al*, 1982). Neste experimento, como as cultivares de milho avaliadas possuíam diferentes alturas para evitar o efeito do sombreamento da cultivar mais alta sobre as demais, foi necessário utilizar uma parcela com 6 linhas de 10m de comprimento, tendo a área útil apenas 4 linhas centrais com 6m de comprimento. É oportuno salientar que a necessidade de bordadura deve ser bem observada durante o planejamento do experimento, para evitar problemas decorrentes de sua falta e de onerar demais o custo do experimento quando empregada em excesso.

### 3.4. Escolha dos tratamentos

As pesquisas com a consorciação milho-feijão têm focado vários aspectos tais como: eficiência da consorciação em relação ao monocultivo, recomendação de cultivares, arranjos e densidades de plantio das duas culturas, adubação, mecanização, etc.

Em cada uma destas situações a escolha dos tratamentos é de fundamental importância para se atingirem os objetivos propostos e permitirem-se os testes das hipóteses formuladas. Dada a relevância destes assuntos, serão discutidos aspectos envolvidos em alguns tipos de experimentos.

a) **Avaliação da eficiência da consorciação milho-feijão.** É evidente que a eficiência da consorciação deve ser obtida comparando-se o sistema consorciado com o do monocultivo. Na realidade, este é um assunto já amplamente explorado e parece não existir dúvida de que na maioria das situações a consorciação é superior ao monocultivo correspondente. Mead & Riley (1981) comentam que há uma forte tendência de se continuar a perguntar se o cultivo associado é melhor do que o monocultivo em detrimento de investigar os problemas agrônômicos inerentes ao cultivo associado.

Considerando-se que a eficiência da consorciação pode mudar de acordo com o nível de fertilidade do solo e as condições climáticas reinantes (Kass, 1978) e sobretudo para avaliar se o risco envolvido no empreendimento agrícola é menor no sis-

---

<sup>1/</sup> Trabalho ainda não publicado.

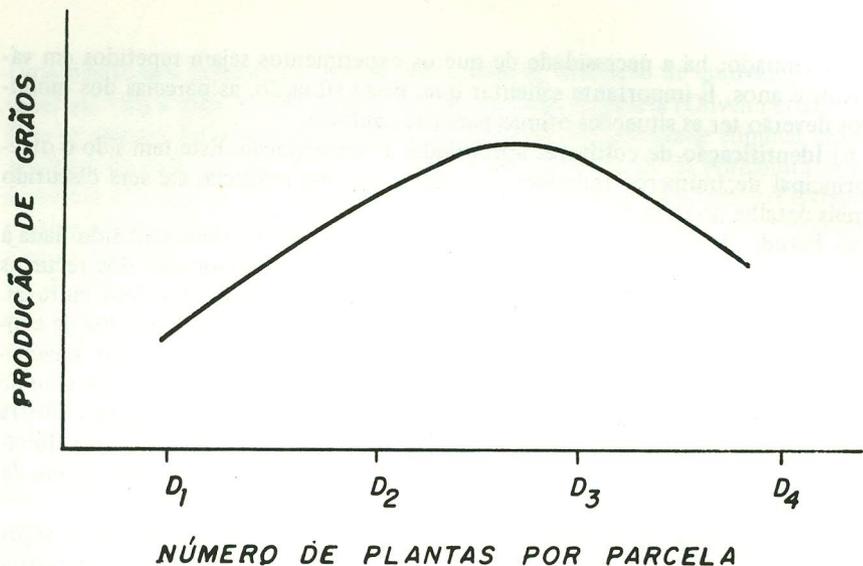
tema consorciado, há a necessidade de que os experimentos sejam repetidos em vários locais e anos. É importante salientar que, nesta situação, as parcelas dos monocultivos deverão ter as situações ótimas para cada cultura.

b) **Identificação de cultivares apropriadas à consorciação.** Este tem sido o objetivo principal de inúmeros trabalhos e devido à sua importância, ele será discutido com mais detalhe no item 4.

c) **Estudo de arranjos e densidades de plantas.** Grande ênfase tem sido dada à melhoria da eficiência da consorciação para uma melhor exploração dos recursos disponíveis, principalmente através de uma melhor distribuição das duas culturas. Segundo Mead & Riley (1981), o efeito do espaçamento nos experimentos de consorciação é muito mais complexo do que o do monocultivo, porque estão envolvidos cinco fatores: a densidade e arranjo espacial de milho e feijão e o grau de relacionamento de uma cultura em relação a outra (“intimacy”). A figura 1 ilustra uma situação em que o grau de relacionamento é variável, apesar de não haver alteração na população de plantio de milho e feijão. Observa-se, na figura 1a, que o grau de relacionamento é maior do que em 1b e este é maior do que em 1c.

É fácil visualizar que a probabilidade de variação, nos experimentos de arranjos e densidades de plantas de milho e feijão consorciados, é muito grande e é necessária uma escolha criteriosa dos tratamentos pelo pesquisador para se obter as informações desejadas. Haizel (1974 — citado por Kass, 1978) comenta que existem três métodos para se compararem populações de plantas em cultivo associado: o método aditivo, em que cada espécie é plantada na mesma população como em monocultivo; o método substitutivo, o número total de plantas em monocultivo e em consorciação é o mesmo; e o método de reposição (“replacement-series”), em que um certo número de indivíduos de uma espécie é considerado como sendo equivalente a um indivíduo da outra espécie e este relacionamento é usado para determinar a população em consorciação. No caso particular do milho e feijão, o mais comum é um método semelhante ao aditivo, em que a população de milho é normalmente semelhante à do monocultivo e é adicionada uma população de feijão inferior à utilizada no monocultivo. O método de reposição foi utilizado por Willey & Osiru (1972), considerando que cada duas plantas de feijão eram equivalentes a uma de milho.

Com relação aos estudos sobre densidade de plantas, não deve ser esquecida a característica quantitativa dos tratamentos. Neste caso, o procedimento adequado para se verificar o comportamento das diferentes densidades é uma análise de regressão, tendo-se como variável independente os diferentes níveis de densidade de plantas e, como variável dependente, a resposta em estudo, como peso de grãos, por exemplo. A função que descreve este fenômeno é frequentemente quadrática, conforme mostra a Figura 3.



**Figura 3. Produção de grãos em função do número de plantas por parcela**

Em trabalhos desta natureza, onde se deseja estudar níveis quantitativos, o número de níveis deve ser no mínimo igual ao número de parâmetros da função. Maiores detalhes sobre este assunto serão fornecidos no item 5.

Alguns experimentos têm sido conduzidos no Brasil fixando-se o arranjo e variando a densidade das duas culturas componentes (Aidar, 1978; Souza Filho & Andrade, 1982). Tem-se procurado, também, fixando-se uma mesma população, identificar a disposição das duas culturas de modo a explorar melhor os recursos disponíveis. Na grande maioria desses trabalhos, a ênfase principal tem sido a de incrementar a luminosidade para a cultura do feijão. Um exemplo de trabalho enfocando este aspecto foi conduzido por Chagas & Vieira (1982). Existem casos também em que se variou o espaçamento, densidade e o grau de relacionamento entre as culturas (Serpa, 1977; Fontes *et al*, 1976). Numa situação como esta, devido à maior complexidade do experimento, as interpretações dos resultados são muito mais difíceis.

d) **Recomendações de fertilizantes.** As recomendações para milho e feijão existentes na literatura referem-se apenas ao monocultivo. Na realidade, não se sabe se estas recomendações podem ser extrapoladas para a consorciação. Em razão deste fato, há necessidade de se realizarem estudos envolvendo níveis de fertilizantes para a consorciação. Santa Cecília *et al* (1982) conduziram um trabalho enfocando este aspecto. Neste trabalho foram avaliados três níveis de nitrogênio e três níveis de fósforo em dois arranjos de plantio. Os resultados evidenciaram a possibilidade do uso de insumo em uma prática tradicional como a consorciação de culturas, de forma

a elevar a renda de agricultores que se dedicam a ela. Infelizmente no trabalho considerado não foram colocados os respectivos monocultivos, o que não permitiu verificar se a recomendação seria a mesma para os dois sistemas de cultivo.

Também há necessidade de mais informações sobre a fixação do nitrogênio pela leguminosa, procurando verificar, por exemplo, se a fixação do nitrogênio é afetada pela presença da gramínea e se o nitrogênio fixado beneficia a cultura do milho.

Nesses estudos, normalmente, os tratamentos são quantitativos, devendo ser usadas as análises de regressão apropriadas, conforme já discutido no item c deste tópico.

### 3.5. Estabelecimento e teste de hipóteses

Em qualquer trabalho de pesquisa, as conclusões são baseadas na rejeição ou não de uma hipótese previamente formulada. Normalmente, toma-se por base a hipótese de nulidade, representada por  $H_0$ . A análise estatística dos dados experimentais permitirá então se testar  $H_0$ . Em um ensaio de avaliação de cultivares de feijão em consorciação com milho, por exemplo, a hipótese  $H_0$  seria admitir que todas as cultivares teriam a mesma produção contra a hipótese alternativa, representada por  $H_1$ , de que as produções seriam diferentes.

É importante realçar que os testes estatísticos são feitos sob um certo nível de erro, ou seja, a hipótese de nulidade pode ser rejeitada com uma probabilidade  $P$ , 5% por exemplo, de estar sendo rejeitada erroneamente. Este erro de inferência, denominado erro do tipo I, constitui o nível de probabilidade adotado nos testes estatísticos, isto é, a probabilidade de rejeição de uma hipótese verdadeira. Por outro lado, a aceitação de uma hipótese de nulidade também está sujeita a um erro, que é a aceitação de uma hipótese  $H_0$  falsa. Este erro, chamado erro tipo II, em geral não é considerado nos testes.

Uma das maneiras de se testar uma hipótese estatisticamente é através do uso do teste F. Este teste representa a razão entre duas variâncias, ou seja,  $F = \sigma_1^2 / \sigma_2^2$ , e é usado para verificar se duas estimativas independentes da variância podem ser consideradas como estimativas de um mesmo parâmetro. A variância do numerador  $\sigma_1^2$  deve conter todos os componentes de  $\sigma_2^2$  mais um múltiplo do componente que está sob o teste de hipótese. Assim, se  $F = (\sigma^2 + r \sigma_t^2) / \sigma^2$ , então F é um teste de hipótese sob a nulidade do componente  $\sigma_t^2$ , isto é, está se testando a hipótese de que  $\sigma_t^2 = 0$ .

Na análise de variância, o teste F é também usado para testar a igualdade de média. Neste caso, o numerador da expressão de F é o quadrado médio de tratamentos e o denominador, o quadrado médio do erro experimental. A hipótese de que não há diferenças entre médias de tratamentos é rejeitada quando o F calculado for maior que o valor encontrado na tabela de distribuição de F. Neste caso, o F é dito ser significativo ao nível de probabilidade de erro tipo I adotado, normalmente 5%. Por outro lado, se o F calculado for menor que o F tabelado, então não se rejeita  $H_0$  e admite-se que não há diferenças significativas entre as médias dos tratamentos. Os valores de F são encontrados na tabela considerando-se os graus de liberdade, asso-

ciados ao numerador e ao denominador de razão de variância para cada nível de probabilidade de erro tipo I. Tabelas de F são encontradas comumente em livros de Estatística Experimental.

Convém ressaltar que, para se estabelecer o teste F apropriado, é necessário que se conheçam os componentes de variância contidos nos quadrados médios que se deseja comparar, ou seja, as esperanças matemáticas dos quadrados médios. A esperança matemática corresponde a um valor médio esperado de um quadrado médio se o experimento fosse repetido um número infinito de vezes. Se, por exemplo,  $F = Q_1/Q_2$  e as esperanças matemáticas para  $Q_1$  e  $Q_2$  fossem  $E(Q_1) = \sigma^2 + K_1 \sigma_a^2 + K_2 \sigma_b^2$  e  $E(Q_2) = \sigma^2$ , a hipótese em teste seria  $\sigma_a^2 + \sigma_b^2 = 0$ , mas se  $E(Q_2) = \sigma^2 + K_1 \sigma_a^2$  então estaria sendo testada a hipótese  $\sigma_b^2 = 0$ .

Para se determinar a esperança matemática de um quadrado médio é necessário que se conheça a natureza do modelo matemático utilizado.

O modelo é uma expressão usada para descrever matematicamente as observações experimentais. Esta forma simplista para definir o que seja um modelo é conveniente para o objetivo deste trabalho. Para exemplificar a definição, considere-se um experimento instalado no campo com o objetivo de se testar a hipótese de que não há diferenças entre produções de grãos de  $n$  variedades de milho. Suponha que cada variedade tenha sido semeada em  $r$  parcelas distribuídas ao acaso na área experimental. O modelo matemático que descreve as produções de cada parcela pode ser representado da seguinte forma:  $Y_{ij} = m + t_i + e_{ij}$ , onde  $Y_{ij}$  representa a observação relativa à variedade  $i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) na repetição  $j$  ( $j = 1, \dots, r$ ),  $m$  é a média geral,  $t_i$  o efeito da variedade e  $e_{ij}$  o erro experimental. Verifica-se que qualquer valor observado é a soma de três partes: uma média global, um efeito de tratamento (variedades) e um elemento aleatório.

O modelo matemático utilizado pode ser classificado em três diferentes tipos: a) Modelo fixo, ou Modelo I; b) Modelo aleatório, ou Modelo II; c) Modelo Misto. Se o grupo de variedades avaliadas no experimento anterior for pré-escolhido pelo pesquisador, constituindo-se um grupo muito restrito de materiais de modo que as informações obtidas não possam ser generalizadas, o modelo será fixo. Se por outro lado, as variedades avaliadas forem amostras aleatórias de um conjunto de variedades e as inferências obtidas no trabalho possam ser generalizadas, o modelo será aleatório. Por outro lado, se for avaliada uma amostra aleatória de variedades de milho em monocultivo e consorciada com feijão, o modelo será misto. Isto porque, no que se refere a variedades, é aleatório, porém fixo para o sistema de plantio, já que a informação serve apenas para aquela condição de monocultivo e consorciação.

### 3.6. Delineamentos experimentais

Os delineamentos utilizados em experimentos de consorciação não diferem daqueles usados para culturas isoladas. A validade do emprego destes delineamentos, para se obterem os dados experimentais, constitui um fato indiscutível, uma vez que eles permitem estimar o erro experimental, e, em consequência disso, torna-se

possível a separação dos reais efeitos dos tratamentos, além de outras vantagens. A seguir serão comentados alguns aspectos dos delineamentos mais comuns. Maiores informações sobre estes delineamentos podem ser encontrados em Federer (1955), Cochran & Cox (1957), Snedecor & Cochran (1976), Gomes (1978), Kempthorne (1979) Steel & Torrie (1980).

### 3.6.1. Blocos casualizados

Este é o delineamento mais largamente utilizado em pesquisas de campo. Os blocos ou repetições são áreas supostamente homogêneas onde são distribuídos aleatoriamente os tratamentos a serem estudados.

O modelo matemático no qual se baseia a análise dos dados é o seguinte;  $Y_{ij} = m + b_j + t_i + e_{ij}$ , onde  $Y_{ij}$  é a observação do tratamento  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) na repetição  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, r$ );  $m$  é a média geral do experimento;  $b_j$ , o efeito do bloco  $j$ ;  $t_i$  é o efeito do tratamento  $i$ ; e  $e_{ij}$ , o erro experimental associado à parcela que contém o tratamento  $i$  na repetição  $j$ . O esquema da análise está apresentado na Tabela 1.

TABELA 1. Esquema de análise de variância para blocos casualizados

Fontes de Variação	GL	SQ	QM	E(QM)	
				Modelo fixo <sup>1/</sup>	Modelo Aleatório
Blocos	$r - 1$	$SQ_1$	$QM_1$	$\sigma_e^2 + n \sigma_b^2$	$\sigma_e^2 + n \sigma_b^2$
Tratamentos	$n - 1$	$SQ_2$	$QM_2$	$\sigma_e^2 + r \sum_i t_i^2 / (n - 1)$	$\sigma_e^2 + r \sigma_t^2$
Erro	$(r - 1)(n - 1)$	$SQ_3$	$QM_3$	$\sigma_e^2$	$\sigma_e^2$
<b>TOTAL</b>	<b><math>rn - 1</math></b>	<b><math>SQ_4</math></b>			

<sup>1</sup> Neste caso, sendo fixo o efeito de tratamentos, não é obtida a  $\sigma_t^2$ , mas sim o componente  $\sum t_i^2 / (n - 1)$ , que é uma medida dos desvios dos tratamentos em relação à média.

É muito comum nos experimentos de avaliação de progênes ou cultivares de feijão utilizar o delineamento de blocos casualizados, porém, colocando-se o monocultivo em experimento separado do consorciado, pelas razões já apontadas anteriormente. Numa situação como esta, há necessidade de se proceder a análise conjunta dos dois experimentos. Esta análise pode ser realizada sem maiores problemas, desde que o quadrado médio do erro dos dois experimentos não sejam muito diferentes. Conforme citação de Gomes (1978), a relação entre o maior quadrado médio e o menor deles pode alcançar até 3 ou 4 vezes sem maiores problemas. Os procedimentos da análise, bem como as esperanças do quadrado médio para uma análise conjunta, estão apresentados no item 4.1.6., Tabela 18.

Quando, porém, a relação entre o maior e menor quadrado médio for muito superior a 4, é necessário fazer o ajuste dos graus de liberdade. O procedimento a ser utilizado neste caso é apresentado com detalhes por Gomes (1978).

Os experimentos em blocos casualizados podem conter diferentes arranjos de tratamentos, quando são envolvidos mais de um fator, como por exemplo: níveis de diferentes fertilizantes, variedades e espaçamentos. Nestes casos, os arranjos mais comuns são parcelas subdivididas e fatoriais, que serão discutidos a seguir.

a) **Experimentos em parcelas subdivididas.** Neste caso tem-se tratamentos das parcelas e de subparcelas. Nas parcelas são colocados os tratamentos referentes ao fator de menor importância, em termos de precisão da comparação, e nas subparcelas, que são divisões das parcelas, são distribuídos os tratamentos do fator de maior interesse. Por exemplo, para avaliar o comportamento de dez cultivares de feijão consorciadas com três cultivares de milho, Bezerra Neto *et al* (1980) consideraram como de maior importância no experimento o desempenho das cultivares de feijão e optaram pelo delineamento de parcela subdividida, colocando as cultivares de milho como tratamento das parcelas e as de feijão, nas subparcelas. Numa situação como esta, as cultivares de feijão e a interação cultivares de feijão x cultivares de milho são comparadas com uma maior precisão do que as cultivares de milho.

O modelo matemático para o experimento em parcela subdividida é o seguinte:

$$Y_{ijk} = m + P_j + v_i + d_{ij} + f_k + (fv)_{ik} + e_{ijk}$$

onde,

$Y_{ijk}$  é a observação da cultivar  $i$  de milho, associada à cultivar  $k$  de feijão na repetição  $j$ ;  $m$  é a média geral;  $p_j$  é o efeito da repetição  $j$  ( $j = 1, \dots, r$ );  $v_i$  é o efeito da cultivar  $i$  de milho ( $i = 1, 2, 3$ );  $f_k$  é o efeito da cultivar  $k$  de feijão ( $k = 1, \dots, 10$ );  $(fv)_{ik}$  é o efeito da interação entre a cultivar de milho e feijão. Como se observa, este modelo contém dois erros experimentais. O primeiro é constituído pela expressão de  $d_{ij}$ , interação entre os tratamentos das parcelas (cultivares de milho) e repetições, sobre o qual em geral são testados os tratamentos da parcela, e o segundo, definido como  $e_{ijk}$ , onde são testados os tratamentos da subparcela. Os procedimentos da análise da variância e as respectivas esperanças matemáticas são apresentados por Steel

& Torrie (1980).

Como normalmente os experimentos de consorciação milho-feijão envolvem mais de um fator, há uma forte tendência, como já foi salientado anteriormente, do uso de parcelas subdivididas, principalmente por facilidade de disposição e execução dos experimentos no campo, Mead & Riley (1981) comentam vários aspectos do uso de parcela subdividida e dizem que estas só devem ser utilizadas quando existirem razões de ordem prática inevitáveis.

b) **Experimentos fatoriais.** São aqueles que incluem todas as combinações de vários conjuntos de tratamentos ou fatores. Por exemplo, em um experimento conduzido em várias localidades do Estado de Minas Gerais, foram avaliados três espaçamentos do milho (1,0; 1,5 e 2,0m), em consorciação com três cultivares de feijão (“Carioca”, “Negrito” e “Diacol Calima”), obtendo-se um fatorial 3 x 3, com todas as nove combinações possíveis. Numa situação como esta, os resultados obtidos possuem uma aplicação mais generalizada, ou seja, o desempenho da cultivar “Carioca”, por exemplo, será conhecido nos três espaçamentos de milho. Uma outra vantagem, normalmente apresentada para os experimentos fatoriais, é a ampliação do número de repetições dos tratamentos (“hidden replication”). Assim, no exemplo considerado, o desempenho médio da cultivar “Carioca” é fornecido por  $r \times 3$  dados, isto é, o número de repetições do experimento multiplicado pelo número de espaçamentos do milho em que ela ocorre.

O modelo matemático para um experimento fatorial, como o apresentado anteriormente, distribuído em blocos casualizados com  $r$  repetições, pode ser representado da seguinte forma:

$$Y_{ijk} = m + P_j + t_i + f_k + (tf)_{ik} + e_{ijk}$$

onde,

$Y_{ijk}$  é a observação do espaçamento  $i$  associado a cultivar  $k$  na repetição  $j$ ;  $m$  é a média geral;  $P_j$ , o efeito da repetição  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, r$ );  $t_i$ , o efeito do espaçamento  $i$  ( $i = 1, 2, 3$ );  $f_k$ , o efeito da cultivar  $k$  ( $k = 1, 2, 3$ );  $(tf)_{ik}$ , o efeito da interação entre o espaçamento do milho e a cultivar de feijão;  $e_{ijk}$  é o erro experimental associado ao espaçamento  $i$  do milho e a cultivar  $k$  de feijão, na repetição  $j$ .

Detalhes sobre a análise da variância e a esperança matemática dos experimentos fatoriais são apresentados por Steel & Torrie (1980).

c) **Fatorial com confundimento.** Em experimentos em que são incluídos muitos tratamentos não é recomendado o uso de um fatorial da forma usual, em que todos os tratamentos são distribuídos dentro de cada bloco ou repetição. Se isto é feito, poderá haver comprometimento na homogeneidade dentro do bloco, que, neste caso, deverá ter grandes dimensões, o que implica em um aumento do erro experimental.

Nesta situação, a técnica de confundimento se torna importante, e consiste na distribuição de apenas partes convenientes dos tratamentos dentro dos blocos, sem

umentar portanto o tamanho destes. Esta distribuição é feita de tal forma que o efeito da interação, principalmente a de maior ordem, seja confundida com o efeito dos blocos. Assim, não se pode avaliar bem nenhum destes efeitos. Entretanto, não há desvantagem neste confundimento, já que a referida interação na prática não é importante.

Para exemplificar, considere-se um experimento com 8 tratamentos formados por 3 fatores (A, B e C) e 2 níveis (0 e 1), significando ausência e presença do fator. Estes tratamentos podem ser distribuídos em 2 blocos de 4 parcelas, confundindo-se o efeito da interação  $A \times B \times C$  com o efeito de blocos, como no esquema abaixo:

### REPETIÇÃO I

Bloco 1	Bloco 2
$A_1 B_1 C_1$	$A_1 B_1 C_0$
$A_1 B_0 C_0$	$A_1 B_0 C_1$
$A_0 B_1 C_0$	$A_0 B_1 C_1$
$A_0 B_0 C_1$	$A_0 B_0 C_0$

Observa-se que o bloco 1 difere do bloco 2 apenas com relação à interação tripla  $A \times B \times C$ . Os efeitos principais A, B, C e as interações duplas  $A \times B$ ,  $A \times C$  e  $B \times C$  estão presentes nos dois blocos com todos seus níveis. Dessa forma, a diferença entre blocos estima não só o efeito de blocos, como também o efeito da interação  $A \times B \times C$ , o que caracteriza a técnica do confundimento.

Considere-se, como exemplo prático, um experimento sobre consorciação, com o objetivo de se compararem 3 níveis de adubação ( $A_1, A_2, A_3$ ), e densidades de plantio de uma cultivar de feijão ( $D_1, D_2, D_3$ ), semeada entre as linhas de plantio de 3 cultivares de milho ( $M_1, M_2, M_3$ ). Neste caso, usando-se um fatorial comum, uma repetição deveria conter 27 parcelas, o que seria excessivo para um só bloco. Por isto, geralmente se prefere usar o confundimento de dois graus de liberdade de interação  $A \times D \times M$ , onde A, D e M são os tratamentos de adubação, densidades de feijão e cultivares de milho, respectivamente. Estes tratamentos podem ser distribuídos em 3 blocos de 9 parcelas, conforme o seguinte esquema:

Bloco 1	Bloco 2	Bloco 3
A <sub>1</sub> D <sub>1</sub> M <sub>1</sub>	A <sub>1</sub> D <sub>1</sub> M <sub>2</sub>	A <sub>1</sub> D <sub>1</sub> M <sub>3</sub>
A <sub>1</sub> D <sub>2</sub> M <sub>3</sub>	A <sub>1</sub> D <sub>2</sub> M <sub>1</sub>	A <sub>1</sub> D <sub>2</sub> M <sub>2</sub>
A <sub>1</sub> D <sub>3</sub> M <sub>2</sub>	A <sub>1</sub> D <sub>3</sub> M <sub>3</sub>	A <sub>1</sub> D <sub>3</sub> M <sub>1</sub>
A <sub>2</sub> D <sub>1</sub> M <sub>2</sub>	A <sub>2</sub> D <sub>1</sub> M <sub>3</sub>	A <sub>2</sub> D <sub>1</sub> M <sub>1</sub>
A <sub>2</sub> D <sub>2</sub> M <sub>1</sub>	A <sub>2</sub> D <sub>2</sub> M <sub>2</sub>	A <sub>2</sub> D <sub>2</sub> M <sub>2</sub>
A <sub>2</sub> D <sub>3</sub> M <sub>3</sub>	A <sub>2</sub> D <sub>3</sub> M <sub>1</sub>	A <sub>2</sub> D <sub>3</sub> M <sub>3</sub>
A <sub>3</sub> D <sub>1</sub> M <sub>3</sub>	A <sub>3</sub> D <sub>1</sub> M <sub>1</sub>	A <sub>3</sub> D <sub>1</sub> M <sub>2</sub>
A <sub>3</sub> D <sub>2</sub> M <sub>2</sub>	A <sub>3</sub> D <sub>2</sub> M <sub>3</sub>	A <sub>3</sub> D <sub>2</sub> M <sub>1</sub>
A <sub>3</sub> D <sub>3</sub> M <sub>1</sub>	A <sub>3</sub> D <sub>3</sub> M <sub>2</sub>	A <sub>3</sub> D <sub>3</sub> M <sub>3</sub>

O esquema da análise de variância para duas repetições, por exemplo, está apresentado na Tabela 4.

TABELA 4. Esquema de análise de variância para um fatorial 3<sup>3</sup>, com confundimento de dois graus de liberdade da interação Ax DxM e 2 repetições.

Fonte de Variação	GL
Adubação (A)	2
Densidade (D)	2
Cultivar (M)	2
Interação Ax D	4
Interação Ax M	4
Interação Dx M	4
Interação Ax Dx M (parte não confundida)	6
Tratamentos	(24)
Blocos	5
Erro	24
Total	53

Como não se espera a ocorrência da interação Ax DxM, ela poderia ser incluída no erro, que passaria a contar com 30 graus de liberdade.

Em situações em que são usados os chamados ensaios exploratórios, onde grande número de tratamentos são testados e se exige apenas uma precisão razoável, poder-se-ia utilizar de uma única repetição. Neste caso, não haveria propriamente um

erro experimental, que poderia ser substituído pela interação  $A \times D \times M$ .

### 3.6.2. Blocos incompletos

Em experimentos com consorciação, algumas vezes o pesquisador é levado a incluir um número grande de tratamentos em seus trabalhos de pesquisa. Isto acontece, por exemplo, quando se pretende avaliar genótipos de feijão ou de milho. Se são incluídos não mais que 15 ou 20 genótipos, o ensaio pode ser efetuado em blocos casualizados; mas se se deseja testar um grande número de tratamentos, ou mesmo um número médio em um solo com pronunciada heterogeneidade, dificilmente se encontrará um bloco suficientemente homogêneo onde todos os tratamentos possam ser distribuídos. Isto acontece também com frequência em experimentos fatoriais quando o número de combinações de tratamentos é grande. Numa situação como esta é aconselhável o uso de blocos incompletos. São chamados incompletos porque os tratamentos são arranjados em blocos ou grupos que são menores do que uma repetição completa. Deste modo, cada bloco contém apenas parte dos tratamentos, o que torna possível um controle de heterogeneidade entre blocos dentro de repetições.

Os látices constituem um caso particular de blocos incompletos, em que cada tratamento aparece uma única vez em cada bloco e cada par de tratamentos aparece no máximo uma vez em cada bloco. Os látices são amplamente utilizados, especialmente pelos melhoristas, quando da avaliação de grande número de cultivares ou progênies. Na literatura, são fornecidos arranjos ou esquemas básicos que mostram como se distribuem os tratamentos nas repetições, e também o modelo de análise destes experimentos. Cochran & Cox (1957); Kempthorne (1979).

### 3.7. Procedimentos para análise de experimentos com culturas consorciadas

A diferença básica, sob o aspecto de análise de dados, entre os experimentos de monocultivo e aqueles em que são usadas culturas consorciadas, está no caráter multivariado das respostas na consorciação. No caso específico do milho e feijão, por exemplo, cada parcela experimental fornece duas respostas para cada variável que se estuda. Assim, algum critério deve ser estabelecido "a priori", no sentido de se determinar quais tratamentos proporcionarão as melhores combinações das duas respostas. Naturalmente este critério é uma função das necessidades em que está sujeito o agricultor. Estas necessidades são os limites mínimos de produção de uma e outra cultura, e dependem, basicamente, do sistema de produção da propriedade como um todo. Obviamente, há de se considerar também as vantagens econômicas proporcionadas pelas diferentes combinações.

Inicialmente, porém, os dados devem ser analisados separadamente para cada cultura, com o objetivo de se verificarem os possíveis efeitos de competição entre elas. A competição é particularmente importante no caso do feijão, que sofre grande concorrência do milho. Também as interações tratamentos  $\times$  sistemas de cultivos devem ser avaliadas através das análises individuais.

Para efeito de ilustração, considere-se o experimento desenvolvido pelo CNP-Mi-

lho e Sorgo (EMBRAPA/CNPMS - 1982). O objetivo do trabalho foi comparar os cinco diferentes arranjos de plantio de milho e feijão consorciados, que aparecem na figura 2, usando-se duas cultivares de milho: uma de porte normal (Cargill 111) e outra de porte baixo (BR 105). Foram incluídas, no ensaio, também em monocultivo, as duas cultivares de milho nos cinco arranjos e mais o monocultivo do feijão. O experimento foi um fatorial em blocos casualizados, com duas repetições. A cultivar de feijão utilizada foi a "Carioca". As populações de plantas para milho, feijão consorciado e feijão em monocultivo foram 50 mil, 150 mil e 200 mil plantas/ha, respectivamente.

As produções de grãos de milho e feijão, nos dois sistemas de cultivo, estão apresentadas nas Tabelas 5 e 6.

TABELA 5. Produção de duas cultivares de milho (kg de grãos/ha), nos sistemas monocultivo e consorciado com feijão, em diferentes arranjos de plantio. Sete Lagoas, ano agrícola 1979/80.

Cultivar de Milho	Arranjos de Plantio	REP. I		REP. II		REP. III		MÉDIA	
		M <sup>1/</sup>	C	M	C	M	C	M	C
Cargill 111	A	8520	4047	6353	5893	6553	7193	7142	5711
	B	6342	6625	7142	6545	5193	7787	6226	6986
	C	3856	6768	6640	5432	6224	6712	5573	6304
	D	6515	9360	7550	6530	9087	6600	7717	7497
	E	8786	6067	7467	7840	8553	8453	8269	7453
Média Cargill 111								6888	
BR 105	A	7560	5753	5560	3720	6013	4860	6378	4778
	B	6975	5113	4675	2625	5593	5382	5748	4373
	C	4864	4400	5544	4480	5712	5184	5373	4688
	D	7375	5930	5255	6190	5670	5625	6100	5915
	E	7587	8140	9060	6740	6700	7653	7782	7511
Média BR 105								5865	
Média								6631	6122
% em relação ao monocultivo								100	92,3

<sup>1/</sup> M : Monocultivo e C : Consorciação

### 3.7.1. Análises das produções de milho

No experimento em questão, há 20 tratamentos relacionados com o milho, os quais são resultados das combinações das 2 cultivares, dos 5 arranjos de plantio e dos

TABELA 6. Produção de feijão (kg de grãos/ha), em monocultivo e consorciado, em diferentes arranjos de plantio com duas cultivares de milho. Sete Lagoas, ano agrícola 1979/80.

Cultivar de Milho	Arranjos de Plantio	ConSORCIADO			Média
		REP. I	REP. II	REP. III	
Cargil 111	A	333	307	233	291
	B	378	349	495	407
	C	464	440	576	493
	D	147	233	233	204
	E	250	200	267	239
Média Cargil 111					327
BR 105	A	520	453	507	493
	B	393	496	422	437
	C	600	544	512	552
	D	187	320	353	287
	E	316	316	208	280
Média BR 105					410
Média geral					368
Monocultivo		1510	1320	1490	1440

2 sistemas de cultivo, constituindo um fatorial 2x5x2. Inicialmente, é conveniente se proceder uma análise de variância dos dados, com o objetivo de se avaliarem os efeitos dos tratamentos em estudo. O modelo matemático sobre o qual deve ser baseada a análise de variância neste caso é o seguinte:

$$Y_{ijk\ell} = m + b_i + c_j + a_k + s_\ell + (ca)_{jk} + (cs)_{j\ell} + (as)_{k\ell} + (cas)_{jk\ell} + e_{ijk\ell}$$

sendo,

$Y_{ijk\ell}$ , a observação relativa ao sistema de cultivo  $\ell$  no arranjo  $k$  para a cultivar  $j$  no bloco  $i$ ;  $m$ , a média geral;  $b_i$ , o efeito do bloco  $i$  ( $i = 1, 2, 3$ );  $c_j$ , o efeito da cultivar de milho  $j$  ( $j = 1, 2$ );  $a_k$ , o efeito do arranjo  $k$  ( $k = 1, 2, 3, 4, 5$ );  $s_\ell$ , o efeito do sistema de cultivo ( $\ell = 1, 2$ );  $(ca)_{jk}$ , o efeito da interação entre a cultivar  $j$  e o arranjo  $k$ ;  $(cs)_{j\ell}$ , o efeito da interação entre a cultivar  $j$  e o sistema de cultivo  $\ell$ ;  $(as)_{k\ell}$ , o efeito da interação entre o arranjo  $k$  e o sistema de cultivo  $\ell$ ;  $(cas)_{jk\ell}$ , o efeito da interação entre a cultivar  $j$ , o arranjo  $k$  e o sistema de cultivo  $\ell$ ;  $e_{ijk\ell}$ , o efeito do erro experimental.

A análise de variância, levando-se em conta o modelo anterior, está apresentada na Tabela 7. Nota-se que os 19 graus de liberdade relativos aos tratamentos foram de-

compostos de acordo com os efeitos previstos no modelo. Considerando-se uma margem de erro tipo I de 5%, pode-se observar que:

a) Não houve, independentemente do arranjo de plantio e da cultivar de milho, diferença significativa entre as produções de grãos quando se comparou o monocultivo com a consorciação. A diferença de 7,7%, observada em favor do monocultivo (Tabela 5), é considerada então como sendo devido às variações ao acaso não controladas no experimento. Dessa forma, nas condições deste experimento, aceita-se a hipótese de que a produtividade do milho em monocultivo não difere da obtida quando em consorciação com o feijão. Como já é sabido, esta hipótese pode ser contestada à medida que novas informações forem incorporadas aos resultados de pesquisa.

b) Indiferente do sistema, monocultivo ou consorciação, a cultivar Cargill 111 apresentou-se com maior eficiência produtiva. Em média, ela superou em 15% à produção de grãos do BR 105 (Tabela 5).

c) Os arranjos de plantio proporcionaram produções que diferiram significativamente entre si, independente do sistema de cultivo e da cultivar de milho. A maior produção foi obtida no arranjo E, constituído por 1 linha de feijão entre as linhas de milho, espaçadas de 1,20 m, que produziu 22% a mais que a média da produção dos demais arranjos (Tabela 8).

d) Não houve significância para as interações. Isto indica que os efeitos dos fatores sistema de cultivo, cultivar de milho e arranjo de plantio foram independentes, não havendo, portanto, influência de um fator sobre o outro.

TABELA 7. Análise de variância da produção de grãos de milho, envolvendo os sistemas consorciação e monocultivo. Sete Lagoas, ano agrícola 1979/80.

F. VARIAÇÃO	GL	SQ	QM	F
Repetição	2	2961065	1480532	1,25
Tratamento	19	72720490	3827394	3,24**
Sistema de Cultivo (S)	1	3889780	3889780	3,29
Cultivar (C)	1	15703051	15703051	13,27**
Arranjo (A)	4	39761382	9940346	8,40**
S x C	1	1478625	1478625	1,25
S x A	4	4294095	1073524	< 1,00
C x A	4	3907534	976884	< 1,00
S x C x A	4	3686023	921506	< 1,00
Erro	38	44956602	1183068	
Total	59	120638157		

CV = 17,1%

\*\* Significativo ao nível de 1,0% de probabilidade.

TABELA 8. Produção média de grãos (kg/ha) de milho e feijão para os cinco diferentes arranjos de plantio. Sete Lagoas, ano agrícola 1979/80.

Arranjo de Plantio	Produção de grãos de milho	Percentagem em relação ao arranjo E	Produção de grãos de feijão	Percentagem em relação ao arranjo C
A	6002 c <sup>1j</sup>	77,4	392 b	75,1
B	5833 c	75,2	422 b	80,8
C	5485 c	70,7	522 a	100,0
D	6807 b	87,8	246 c	47,1
E	7754 a	100,0	260 c	49,8

<sup>1j</sup> Em uma mesma coluna as médias seguidas da mesma letra não diferem significativamente, a 5% de probabilidade pelo teste de Duncan.

### 3.7.2. Análises das produções do feijão

Quanto ao feijão, há 11 tratamentos, os quais são constituídos pelos 5 arranjos de plantio combinados com as 2 cultivares de milho mais o monocultivo. O modelo matemático em que se baseou a análise de variância é o seguinte:  $Y_{ijk\ell} = m + b_i + c_j + a_k + s_\ell + (ca)_{jk} + e_{ijk\ell}$ . Na análise, o efeito de tratamentos foi decomposto em duas partes: a primeira corresponde à comparação entre o monocultivo e a consorciação, e a segunda se refere aos tratamentos consorciados, os quais foram decompostos em efeitos de cultivar, arranjo e interação cultivar x arranjo (Tabela 9).

TABELA 9. Análise de variância da produção de grãos de feijão, envolvendo a consorciação e o monocultivo. Sete Lagoas, ano agrícola 1979/80.

F. VARIAÇÃO	GL	SQ	QM	F
Repetição	2	4689	2344	< 1,00
Tratamento	10	3537686	353769	80,68**
Monocultivo vs. Consorciação	1	3131800	3131800	714,21**
Conсорciação	9	405886	45098	10,28**
Cultivar (C)	1	51419	51419	11,73**
Arranjo (A)	4	325305	81326	18,55**
C x A	4	29162	7290	1,67
Erro	20	87695	4385	
Total	32	3630069		

CV = 14,2%

\*\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade

Os resultados fornecidos pela análise de variância (Tabela 9) e das produtividades médias (Tabelas 6 e 8) permitem os seguintes comentários:

a) A produção média do feijão, quando em consorciação com o milho, decresceu em torno de 76% em relação ao monocultivo (Tabela 6). Esta diferença de produção foi altamente significativa, conforme mostra a Tabela 9. A acentuada queda de produção ocorre principalmente por duas causas: o uso de menor número de plantas de feijão no sistema consorciado, e, a segunda, pela competição exercida pelo milho.

b) Houve efeito altamente significativo das cultivares de milho sobre a produção do feijão (Tabela 9). Independentemente do arranjo de plantio, o feijão, quando consorciado com o BR 105, produziu em torno de 20% a mais do que quando consorciado com o Cargill 111 (Tabela 6).

c) Os arranjos proporcionaram produções que diferiram significativamente entre si, ao nível de 1% de probabilidade. A maior produção ocorreu no arranjo C, constituído de 3 linhas de feijão, espaçadas de 0,50 m, entre as linhas duplas de milho, espaçadas de 0,50m. Em seguida sobressaíram os arranjos A e B, os quais não diferiram entre si e produziram em média 22% a menos que o arranjo C. Finalmente, os arranjos D e E proporcionaram as menores produções de feijão; em média produziram 52% a menos que o arranjo C (Tabela 8).

d) A interação cultivar x arranjo não apresentou significância ao nível de 5%. Isto mostra que o efeito do arranjo de plantio não alterou em função da cultivar de milho utilizada, e vice-versa.

Os resultados revelam também que os tratamentos consorciados que proporcionaram as maiores produções para o milho e para o feijão não foram os mesmos. Em geral, altas produções de milho se associaram a baixas produções de feijão, e vice-versa. Para se avaliar esta associação, recomenda-se o emprego do coeficiente de correlação de Spearman, definido da seguinte maneira:

$$r_s = \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{(n-1)(n)(n+1)}$$

onde,

$d_i$  representa as diferenças entre as "ordens" de classificação das produções das duas culturas consorciadas e  $n$  o número total de observações. A significância de  $r_s$  é testada através do teste  $t$ , conforme a seguinte expressão:

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}}$$

O coeficiente de Spearman, calculado para o experimento em questão, apresentou um valor igual a  $-0,75$ , significativo a 5%, mostrando, dessa forma, a correlação negativa entre as produções de milho e feijão. A classificação das produções em “ordens” pode ser melhor compreendida através da Tabela 10.

TABELA 10. Produções médias de grãos (kg/ha), ordens da classificação e diferenças entre “ordens”, para os tratamentos consorciados de milho e feijão. Sete Lagoas, ano agrícola 1979/80.

Tratamentos		Produção de grãos (kg/ha)		“Ordens”		d <sub>i</sub>
Cultivar	Arranjo	Milho	Feijão	Milho	Feijão	
Cargill 111	A	5711	291	7	6	1
	B	6986	407	4	5	-1
	C	6304	493	5	2,5*	2,5
	D	7497	204	2	10	-8
	E	7453	239	3	9	-6
BR 105	A	4778	493	8	2,5*	5,5
	B	4373	437	10	4	6
	C	4688	552	9	1	8
	D	5915	287	6	7	-1
	E	7511	280	1	8	7

\* Referem-se a empate de ordens

### 3.7.3. Análises das produções combinadas

Na maioria dos experimentos de consorciação, a análise mais importante é a das produções combinadas das duas culturas. Estas análises são muito mais complicadas porque estão envolvidas culturas cuja produção de grãos são difíceis de serem combinadas, uma vez que diferem em produtividade, valor nutritivo e, sobretudo, apresentam variação na relação preços.

Para as análises combinadas, estão sendo atualmente utilizados três métodos: razão de área equivalente (RAE), produção equivalente e análise multivariada.

#### 3.7.3.1. Razão da área equivalente (RAE)

A razão da área equivalente (“Land Equivalent Ratio” – LER) tem sido um

dos sistemas mais utilizados na avaliação da eficiência do sistema consorciado. Contudo, em muitas oportunidades este índice tem sido mal utilizado, o que tem contribuído para interpretação errônea dos resultados obtidos.

A razão da área equivalente é uma adaptação do índice Rendimento Relativo Total ("Relative Yield Total" – RYT) proposto por Wit & Van der Bergh, 1965 (Willey, 1979). Foi utilizada inicialmente na avaliação de experimento de consorciação de milho e feijão por Willey & Osiru (1972). É definida como sendo a área de terra requerida no monocultivo para se obter a mesma produção do sistema consorciado, sendo obtida pela seguinte expressão:

$$RAE = R_m + R_f = \frac{C_m}{M_m} + \frac{C_f}{M_f}$$

onde,

$R_m$  e  $R_f$  são as RAE's relativas, respectivamente, das culturas de milho e feijão individualmente;

$C_m$  e  $C_f$  são as produtividades de grãos (kg/ha), em consorciação, das culturas de milho e feijão, respectivamente;

$M_m$  e  $M_f$  são as produtividades de grãos (kg/ha), em monocultivo das culturas de milho e feijão.

Segundo Mead & Willey (1980), este índice apresenta algumas vantagens tais como:

a) Proporciona uma medida padronizada que possibilita a combinação de produções;

b) Os efeitos de competição do milho sobre o feijão e vice-versa podem ser obtidos a partir das RAE's individuais ( $R_m$  e  $R_f$ );

c) A RAE total pode ser tomada como uma medida de vantagem relativa, isto é, uma RAE de 1,2 indica uma vantagem de produção de 20%, ou que 20% a mais de área seria requerida no monocultivo para proporcionar a mesma produção da consorciação. Contudo, é importante não esquecer que a RAE representa uma eficiência biológica, obtida pelo cultivo de duas culturas em um determinado ambiente.

Uma das desvantagens do cálculo da RAE, utilizando a expressão apresentada anteriormente, é que devido a RAE ser uma razão, valores altos podem ser obtidos tanto pelas altas produções da consorciação, como também devido às baixas produções do monocultivo. Por isto, o seu emprego na análise de dados deve ser feito com cuidado. Para ilustrar este ponto de vista serão utilizadas as produções médias de milho e feijão apresentadas nas tabelas 5 e 6. Os valores das RAE's, considerando-se os diferentes monocultivos de milho, estão apresentados na Tabela 11.

TABELA 11. Valores de RAE para os tratamentos consorciados de milho e feijão, com base nos diferentes monocultivos de milho.

Cultivar de Milho	Arranjos <sup>1/</sup>	RAE		
		Milho(R <sub>m</sub> )	Feijão(R <sub>f</sub> )	Total(R <sub>m</sub> + R <sub>f</sub> )
Cargill 111	A	0,80	0,20	1,00
	B	1,12	0,28	1,40
	C	1,13	0,34	1,47
	D	0,97	0,14	1,11
	E	0,90	0,17	1,07
BR 105	A	0,75	0,34	1,09
	B	0,76	0,30	1,06
	C	0,87	0,38	1,25
	D	0,97	0,20	1,17
	E	0,97	0,19	1,16

<sup>1/</sup> Referem-se aos arranjos que aparecem na Figura 2.

Observa-se na Tabela 11, que o maior valor para a RAE total (1,47) não está associado com alta produção de milho em consorciação. Este valor ocorreu por causa da baixa produção verificada no monocultivo (Tabela 5), aumentando assim a RAE relativa ao milho. Pode-se verificar também que, no caso dos dois últimos tratamentos, a RAE, da maneira que foi calculada, não reflete convenientemente a real situação destes tratamentos, pois apesar de apresentarem praticamente os mesmos valores (1,17 e 1,16) estão associados a diferentes produções de milho na consorciação, 5915 kg/ha e 7511 kg/ha, conforme mostra a Tabela 5. Fica evidenciado assim que as RAE's baseadas nas produções médias dos vários monocultivos não devem ser usadas para se proceder às comparações entre tratamentos distintos. Esta medida só pode ser usada para se estudar a eficiência biológica do sistema consorciado dentro de um mesmo tratamento.

Com a finalidade de se obter uma RAE que permita comparações entre tratamentos, Mead & Willey (1980) sugeriram o uso de um mesmo fator de padronização, ou seja, um valor constante para ser usado como denominador da expressão da RAE, isto é, um valor constante para os respectivos monocultivos ( $M_m$  e  $M_f$ ). Estes valores poderão ser definidos como as produções máximas ou as médias dos monocultivos das culturas, ou mesmo produções do monocultivo de algum tratamento utilizado como testemunha. As RAE's calculadas dessa forma permitem a comparação da eficiência biológica da consorciação dos diferentes tratamentos utilizados no experimento. Como exemplo, foram calculadas também as RAE's do experimento cujos resultados aparecem nas Tabelas 5 e 6, considerando-se como denominador da razão equivalente para o milho, a produção média dos tratamentos em monocultivo ( $\bar{M}_m =$

6631 kg/ha) e também o tratamento com a produção máxima ( $\text{Max } M_m = 8629$  kg/ha, Cargill 111, no arranjo E). Os resultados obtidos estão apresentados na Tabela 12.

Observa-se, pelas Tabelas 11 e 12, que os valores das RAE's alteram-se substancialmente em função do tipo de padronização usado. Porém, para se proceder às comparações entre diferentes tratamentos, as padronizações baseadas na média de todos os monocultivos ou na produção máxima observada, devem ser as preferidas (Tabela 12). A padronização baseada na produção máxima do monocultivo oferece ainda mais uma informação: a vantagem quantitativa da consorciação pela adição da cultura do feijão (última coluna da Tabela 12). O valor 0,43, por exemplo, referente à cultivar Cargill 111, consorciada com feijão no arranjo C, representa o benefício obtido pela adição do feijão, ou seja, estima a vantagem da consorciação em relação ao monocultivo.

TABELA 12. Tratamentos consorciados de milho e feijão e respectivas RAE's, baseados na produção média e na produção máxima de milho em monocultivo. Sete Lagoas, 1982.

Cultivar de Milho	Arranjo	RAE's						Benefício da adição do feijão (6-7)	
		Baseado em $M_m^{1/}$			Baseado em $\text{Max } M_m^{2/}$				$M_m^{3/}/\text{Max } M_m$ (6)
		Milho (1)	Feijão (2)	Total (3)	Milho (4)	Feijão (5)	Total (6)		
Cargill 111	A	0,86	0,20	1,06	0,69	0,20	0,89	0,86	0,03
	B	1,05	0,28	1,33	0,84	0,28	1,12	0,75	0,37
	C	0,95	0,34	1,29	0,76	0,34	1,10	0,67	0,43
	D	1,13	0,14	1,27	0,91	0,14	1,05	0,93	0,12
	E	1,12	0,17	1,29	0,90	0,17	1,07	1,00	0,07
BR 105	A	0,72	0,34	1,06	0,58	0,34	0,92	0,77	0,15
	B	0,66	0,30	0,96	0,53	0,30	0,83	0,70	0,13
	C	0,71	0,38	1,09	0,57	0,38	0,95	0,65	0,30
	D	0,89	0,20	1,09	0,72	0,20	0,92	0,74	0,18
	E	1,13	0,19	1,32	0,91	0,19	1,10	0,94	0,16

$^{1/}M_m$ : Produção média dos tratamentos no monocultivo de milho

$^{2/}\text{Max } M_m$ : Produção máxima do monocultivo de milho

$^{3/}M_m/\text{Max } M_m$ : corresponde à razão entre a produção de milho em cada tratamento e a produção máxima em monocultivo

Huxley & Maingu (1978) relatam que, em experimentos com diferentes densidades de plantas e espaçamentos, todas as produções da consorciação devem ser com-

paradas com a cultura em monocultivo no espaçamento e densidade ótimos, uma vez que estes podem ser facilmente alterados sem onerar demais os agricultores. Em outras situações podem-se usar diferentes fatores de padronização como no caso de tratamentos, tais como, herbicidas e fertilizantes. Dessa forma, o uso das produções dos diferentes monocultivos indicam as vantagens relativas da consorciação para os vários níveis de fertilidade (Mead & Riley, 1981). Estes autores relatam ainda que, em experimento envolvendo vários genótipos, pode ser interpretado sob diferentes aspectos: se o objetivo é determinar a melhor combinação das culturas, as comparações devem ser feitas com base no melhor genótipo de cada cultura, mas se se pretende avaliar a eficiência biológica relativa de uma combinação, então a RAE deve ser calculada com base nas produções individuais dos genótipos da combinação que está sendo avaliada.

Como já foi comentado, nas comparações entre diferentes arranjos através da RAE, esta deve ser calculada tomando-se como base uma determinada padronização do monocultivo. Entretanto, na maioria dos casos, este procedimento isolado ainda deixa a desejar, porque não considera as proporções das culturas envolvidas na consorciação. Assim, um alto valor de RAE pode não corresponder à melhor opção para o agricultor, pois as proporções das culturas nem sempre são aquelas requeridas pelo agricultor.

Para exemplificação, considerem-se os dados da Tabela 13, resultantes de um experimento de avaliação de cultivares de milho em monocultivo e em consorciação com uma cultivar de feijão, conduzido no Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo (EMBRAPA/CNPMS - 1982).

Observa-se pela Tabela 13 que as proporções de produção de milho e feijão, nos seis tratamentos, variaram indiferentemente dos respectivos valores das RAE's. Assim, por exemplo, o tratamento onde participa a cultivar de milho Cargill 111, apesar de apresentar a maior RAE (RAE = 1,35), pode não ser o preferido, pois há outros, como aquele relativo à cultivar Ag 62, que apresenta maior proporção de feijão, ainda que possua uma RAE menor. Fica claro que a seleção dos melhores tratamentos está em função das necessidades do agricultor quanto às proporções de cada cultura.

Para se proceder às comparações entre diferentes sistemas, incluindo as proporções desejadas de cada cultura, de modo a atender às exigências dos agricultores, Mead & Stern (1979) e Mead & Willey (1980) sugerem o uso de um índice geral, definido como RAE efetiva. Para ilustrar, considere que os agricultores de uma determinada região desejem obter uma proporção de produção de feijão de 0,52, e por esta razão tenham optado pela utilização da consorciação com a cultivar Ag 62 (Tabela 13). Porém, a seguinte indagação pode ser feita: o que ocorrerá em termos RAE, se for plantada uma parte da área com o monocultivo de feijão e o restante com a consorciação, utilizando-se a cultivar de milho C 111, para atingir a proporção requerida de feijão? Para responder a esta indagação serão utilizados os dados apresentados na Tabela 13, onde se tem:

TABELA 13. Produção de grãos de milho e feijão (kg/ha), valores de RAE's e proporção de produção para seis cultivares de milho consorciados com uma cultivar de feijão. Sete Lagoas, ano agrícola 1978/79.

Cultivar de Milho	Produtividade consorciação (kg/ha)		RAE			$R_m/R_m + R_f$	$R_m/R_m + R_f$
	Milho	Feijão	$R_m$	$R_f$	$(R_m + R_f)$		
						Ag 259	4808
C 111	7219	238	0,88	0,47	1,35	0,65	0,35
Ag 305	5482	155	0,67	0,31	0,98	0,68	0,32
BR 105	5531	180	0,67	0,36	1,03	0,65	0,35
Ag 62	4550	308	0,56	0,61	1,17	0,48	0,52
Px 307	3898	233	0,48	0,46	0,94	0,51	0,49
Mono-cultivo	8203 <sup>1/</sup>	502					

<sup>1/</sup> Refere-se à produção da melhor cultivar em monocultivo (Max  $M_m$ )

	Cultivar de Milho	
RAE milho ( $R_m$ )	C 111	Ag 62
RAE feijão ( $R_f$ )	0,88	0,56
RAE total (RAE)	0,47	0,61
Proporção de produção do feijão [ $R_f/(R_m + R_f)$ ]	1,35	1,17
	0,35	0,52

É evidente que utilizando a cultivar C 111, para atingir a proporção requerida de feijão (0,52), é necessário utilizar uma certa proporção da área com o monocultivo de feijão. Esta proporção da área requerida é calculada pela seguinte expressão:

$$\text{Proporção requerida: } \frac{\text{Feijão}}{\text{Feijão} + \text{Milho}} = \frac{R_f + E}{RAE + E}$$

onde,

E é a área requerida do monocultivo.  $R_f$  e RAE referem-se à razão de área equivalente de feijão e total, na situação de consorciação existente. Sendo assim, tem-se:

$$0,52 = \frac{0,47 + E}{1,35 + E}, \text{ obtendo-se } E = 0,48$$

Assim, a proporção requerida de 0,52 de feijão será obtida a partir de 1 hectare da consorciação, utilizando-se a cultivar de milho C 111, e 0,48 hectares do monocultivo de feijão. Em termos de unidade de área isto equivaleria à proporção de 0,68 e 0,32 (0,48/1,48) para a consorciação e monocultivo, respectivamente. A eficiência biológica deste sistema, avaliada através da “RAE efetiva” é calculada do seguinte modo:

A partir de 0,68 ha consorciado com a Cargill 111	Produtividade kg/ha	Produtividade em 0,68 ha	RAE
Milho	7219	4909	0,60
Feijão	238	162	0,32
Monocultivo feijão	502	Produtividade em 0,32 ha 161	0,32
RAE efetiva			1,24

Como se observa, para atingir a proporção de feijão almejada pelos agricultores, o sistema envolvendo a consorciação com Cargill 111 e cultivando 32% da área com o monocultivo de feijão, apresentou um valor da RAE superior à consorciação com o Ag 62, sendo uma melhor opção, sob o ponto de vista biológico, para os agricultores.

Mead & Willey (1980) apresentam um método geral de calcular a “RAE efetiva” para qualquer proporção (p) pré-fixada, de uma determinada cultura. Para isto, é considerado que uma proporção k é utilizada com o cultivo consorciado e uma proporção (1 - k), com o monocultivo de milho ou feijão. Deve ser considerada também uma produtividade padronizada, isto é, que todas as produtividades são proporções do melhor monocultivo. Assim sendo, a RAE efetiva é fornecida por:

$$RAE \text{ efetiva} = k (R_m + R_f) + (1 - k) S_f$$

onde,

k é a proporção da área ocupada com a consorciação;  $R_m$  é obtido a partir da produtividade do sistema consorciado em relação ao melhor sistema em monocultivo. Como já foi mostrado anteriormente,  $R_m = C_m / \text{Max } M_m$

$$R_f \text{ é fornecida por: } \frac{C_f}{\text{Max } M_f}$$

$S_f$  é a proporção de produtividade da área ocupada pelo monocultivo em relação ao melhor sistema em monocultivo, isto é:

$$S_f = \frac{M_f}{\text{Max } M_f}, \text{ sendo o mesmo raciocínio válido para } S_m = \frac{M_m}{\text{Max } M_m}$$

Conhecendo-se a proporção da área utilizada com a consorciação ( $k$ ), é possível estimar a proporção da produção de grãos de feijão ( $p_f$ ) ou milho ( $p_m$ ), pelas expressões:

$$p_f = \frac{k R_f + (1 - k) S_f}{k (R_f + R_m) + (1 - k) S_f} \text{ e } p_m = \frac{k R_m + (1 - k) S_m}{k (R_f + R_m) + (1 - k) S_m}$$

Para se obter a proporção da área requerida na consorciação ( $k$ ), a partir de uma proporção desejada de uma das culturas, pode-se utilizar a seguinte expressão:

$$k = \frac{S_f (1 - p_f)}{p_f p_m - (1 - p_f) k_f + (1 - p_f) S_f}$$

Com esta proporção ( $k$ ) da área sendo utilizada com a consorciação, a RAE efetiva é fornecida por:

$$\text{“RAE efetiva”} = \frac{R_m S_f}{(S_f - R_f) + (R_m + R_f - S_f) p_f}$$

Assim, para qualquer proporção almejada de uma determinada cultura, a eficiência biológica pode ser calculada. Para ilustrar, será considerada a mesma situação apresentada anteriormente em que a proporção desejada de feijão ( $p_f$ ) era de 0,52. A partir dos dados apresentados na Tabela 13, obtém-se:

$$R_m = \frac{C_m}{\text{Max } M_m} = \frac{7219}{8203} = 0,8800$$

$$R_f = \frac{C_f}{\text{Max } M_f} = \frac{238}{502} = 0,4741$$

$$S_f = \frac{M_f}{\text{Max } M_f}, \text{ neste exemplo } M_f = \text{Max } M_f, S_f = 1,0$$

$$k = \frac{S_f (1 - p_f)}{p_f p_m - (1 - p_f) R_f + (1 - p_f) S_f} = 0,68$$

$$\text{"RAE efetiva"} = \frac{R_m S_f}{(S_f - R_f) + (R_m + R_f - S_f) p_f} = 1,24$$

Finalmente, deve ser considerado, que a análise de variância constitui uma ferramenta importante na comparação de tratamentos. Entretanto, os trabalhos apresentados na literatura sobre consorciação de culturas não incluem, na maioria das vezes, análises de variâncias para as RAE's. Provavelmente isto se deve à falta de informações que se tem a respeito da distribuição dessa variável que, como se sabe, é importante ser normal para a validade da análise.

Com o objetivo de verificarem-se os efeitos dos diferentes modos de padronização das RAE's sobre a análise de variância de um experimento em blocos casualizados, Oyejola & Mead (1982) compararam seis métodos. A escolha das produções do monocultivo como os divisores no cálculo das RAE's definiu os métodos de padronização, que foram os seguintes:

- $M_1$  = A média de todos os tratamentos para todos os blocos,
- $M_2$  = A média de cada tratamento para todos os blocos,
- $M_3$  = A média do melhor tratamento para todos os blocos,
- $M_4$  = A média de todos os tratamentos em cada bloco,
- $M_5$  = O valor de cada tratamento em cada bloco e
- $M_6$  = O valor do melhor tratamento de cada bloco.

Os autores chegaram às seguintes conclusões:

a) Geralmente, quanto mais são os divisores requeridos para a padronização, maiores são as incertezas acerca da validade da suposição de distribuição normal e menos precisas são as comparações entre tratamentos. Os autores relatam que isto não constitui novidade no contexto da teoria estatística sobre a distribuição de taxas.

b) Se a RAE é calculada usando-se as produções dos tratamentos correspondentes em monocultivo como divisores, então os resultados, utilizando-se divisores separadamente para cada bloco ( $M_5$ ) são altamente irrealis e não devem ser usados na análise de variância. Se os mesmos divisores são utilizados para cada bloco, os resultados são mais reais, mas as suposições de normalidade ainda podem ser questionadas.

c) Nos métodos em que a padronização se baseia numa simples produção do monocultivo há uma ligeira vantagem no uso do mesmo divisor para todos os blocos, tanto no que se refere à normalidade de distribuição quanto à precisão das comparações.

A menos que haja uma boa razão agrônômica, Oyejola & Mead (1982) recomendam que o cálculo das RAE's para comparações entre tratamentos deve ser baseado numa simples produção do monocultivo para cada cultura, e a mesma produção deve ser usada para todos os blocos.

### 3.7.3.2. Produção equivalente

Uma outra maneira de se combinarem as produções advindas de um experimento sobre consorciação é considerar a “produção equivalente”. Esta nova variável pode se basear, por exemplo, na quantidade total de proteínas, calorias, valor econômico, etc. Na prática, tem sido usual considerar-se a produção equivalente através de uma avaliação econômica, utilizando-se a relação de preços entre as culturas. Assim, por exemplo, em um experimento de milho e feijão a produção equivalente de milho pode ser calculada com o uso da seguinte equação de transformação:

$$Y_e = Y_m + r Y_f,$$

onde,

$Y_e$  é a produção equivalente de milho;  $Y_m$  e  $Y_f$  é a produção de grãos (kg/ha) de milho e feijão, respectivamente;  $r$  é a relação de preços de feijão para milho, isto é:

$$r = \frac{\text{Preço vigente do feijão}}{\text{Preço vigente do milho}}$$

Uma das vantagens deste processo é que não há necessidade dos respectivos monocultivos. A principal dificuldade é que os valores de  $r$  têm apresentado variações em função da oferta dos dois produtos a cada ano, nas diferentes regiões produtoras. Na tabela 14, está apresentada a relação de preços entre estas duas culturas, no Estado de Minas Gerais, nos últimos 17 anos. Consta-se que ocorre uma acentuada variação no valor de  $r$  (2,7 a 6,5) e que na média dos últimos anos, o valor foi de 4,5.

TABELA 14. Relação de preços de feijão para milho, recebidos pelos agricultores no Estado de Minas Gerais, no período de 1966 a 1982.

Ano	$r = \frac{\text{Preço do feijão}}{\text{Preço do milho}}$	Ano	$r = \frac{\text{Preço do feijão}}{\text{Preço do milho}}$
1966	4,5	1975	3,8
1967	2,7	1976	6,1
1968	3,2	1977	6,5
1969	4,8	1978	3,5
1970	4,4	1979	3,4
1971	3,6	1980	6,4
1972	3,0	1981	6,0
1973	6,2	1982	4,1
1974	4,2	média	4,5

FONTE: Fundação Getúlio Vargas e Informe Agropecuário da EPAMIG.

Geralmente pode-se obter a produção equivalente, utilizando-se diferentes relações de preços representativas das situações de ocorrência comum em uma determinada região. Assim procedendo, é possível comparar os tratamentos em uma amplitude maior de condições. Em outras situações, é utilizada apenas uma estimativa média de  $r$ , a partir dos preços vigentes nos últimos anos. Uma outra opção viável, é utilizar o  $r$  baseado no preço mínimo das duas culturas. Como os preços mínimos normalmente são definidos antes do início das safras, os agricultores teriam condições de fazer o julgamento dos tratamentos para a adoção do sistema mais apropriado, antes do início do plantio.

Uma outra consideração a ser feita é a de que esta expressão permite a transformação da produtividade de feijão em valores equivalentes de milho, bem como permite estimar a renda bruta de um determinado tratamento multiplicando-se a produção pelo preço de mercado do milho.

Como exemplo da utilização da produção equivalente, considerem-se as produções da consorciação milho e feijão, relativas ao experimento sobre arranjos de plantio (EMBRAPA/CNPMS-1982), apresentadas anteriormente (item 3.8, Tabelas 5 e 6). Utilizando os dados médios obtidos no referido experimento, foram estimadas as produções equivalentes de milho, para cada tratamento, considerando o valor médio de  $r$  apresentado na Tabela 14 ( $r = 4,5$ ). A análise da variância dos valores da produção equivalente pode ser realizada sem maiores problemas e terá a vantagem de incluir todas as parcelas do experimento para o experimento em pauta. No presente caso, a análise da produção equivalente de milho foi realizada de modo semelhante à apresentada para a análise da variância da produção de grãos de milho (Tabela 7), anexando o monocultivo do feijão, ou seja, um experimento fatorial  $2 \times 5 \times 2 + 1$  (envolvendo duas cultivares de milho, cinco arranjos de plantio, dois sistemas de plantio do milho: monocultivo e consorciado e o monocultivo do feijão). Os resultados da análise da variância e os valores médios estão apresentados nas Tabelas 15 e 16, respectivamente.

TABELA 15. Análise da variância da produção equivalente de milho<sup>1/</sup>. Sete Lagoas, 1982.

Fonte de Variação	GL	SQ	QM	F
Repetição	2	2829249	1414624	< 1
Tratamento	20	68068951	3403448	3,1**
Sistema de cultivo (S)	1	17541389	17541389	16,0**
Cultivar (C)	1	8884262	8884262	8,1**
Arranjo (A)	4	25073608	6268402	5,7**
S x C	1	54722	54722	< 1
S x A	4	6333547	1583387	1,4
C x A	4	4760706	1190176	1,1
S x C x A	4	4054510	1013628	< 1
Monocultivo de feijão vs resto	1	1366206	1366206	1,24
Erro	40	43984286	1099607	
CV%		14,69%		

\*\* Significativo ao nível de 1% de probabilidade

<sup>1</sup> Produção equivalente ( $Y_e$ ) obtida pela expressão  $Y_e = Y_m + r Y_f$ , considerando  $r = 4,5$

TABELA 16. Produção de grãos (kg/ha) de milho e feijão consorciados e produção equivalente de milho ( $r = 4,5$ ), em diferentes arranjos de plantio. Sete Lagoas, 1982.

Cultivar de Milho	Arranjos de plantio <sup>2/</sup>	Produção média (kg/ha)			Produção equivalente de milho ( $r = 4,5$ )	
		Milho		Feijão	M	C
		M	C <sup>1/</sup>			
Cargill 111	A	7142	5711	291	7142	7020
	B	6226	6986	407	6226	8817
	C	5573	6304	493	5573	8522
	D	7717	7497	204	7717	8415
	E	8269	7453	239	8269	8528
	média	6985	6790	327	6985	8261
BR 105	A	6378	4778	493	6378	6996
	B	5748	4373	437	5748	6339
	C	5373	4688	552	5373	7172
	D	6100	5915	287	6100	7206
	E	7782	7511	280	7782	8771
	média	6276	5453	410	6276	7298
Média		6631	6122	368	6631	7297
Média feijão monocultivo		—	—	1440	—	6480

<sup>1/</sup> M e C, referem-se ao monocultivo e consorciação, respectivamente.

<sup>2/</sup> Referem-se aos arranjos de plantio que aparecem na figura 2.

Constata-se que, independentemente do arranjo de plantio e da cultivar, a consorciação proporcionou uma renda bruta de 15,5% e 18,2% superior ao monocultivo de milho e feijão, respectivamente (Tabela 16). Numa situação como esta, a comparação entre as cultivares de milho, desconsiderando o sistema de plantio, pode ser realizada diretamente, já que o custo de produção deve ser o mesmo, independente da cultivar utilizada. A utilização da cultivar Cargill 111 proporcionou um retorno 13,2% superior ao obtido com a BR 105. Porém, a comparação entre os arranjos é mais difícil porque a expressão de produção equivalente não considera a diferença de custo de produção, que possivelmente ocorre entre os arranjos. Numa situação como esta, uma análise econômica mais detalhada, como será comentado no item 5, poderá dar importante contribuição na escolha do arranjo mais viável.

É interessante observar que a produção equivalente nesta situação particular apresentou uma concordância muito boa com a RAE, utilizando como monocultivo a média de todos os tratamentos ou o valor máximo (Tabela 12 e 16).

### 3.7.3.3. Análise multivariada

Os métodos de análise multivariada constituem importantes ferramentas estatísticas na investigação de sistemas consorciados. No caso específico da consorciação de milho e feijão, a análise de variância bivariada deve ser utilizada, uma vez que são duas as variáveis de resposta. O emprego deste tipo de análise em experimentos de consorciação se iniciou há apenas alguns anos, já existindo alguns trabalhos a esse respeito, onde podem ser obtidas mais informações (Gilliver, 1978; Mead & Riley, 1981; Gonçalves, 1982; Wijesinha *et al*, 1982).

## 4. IDENTIFICAÇÃO DE CULTIVARES DE MILHO E FEIJÃO PARA O SISTEMA ASSOCIADO

Todas as cultivares de milho e feijão disponíveis foram selecionadas sob condições de monocultivo e não há, ainda, nenhum argumento convincente para dizer que o comportamento dos genótipos no cultivo associado seja o mesmo do que no monocultivo.

A partir de estudos de competição entre espécies, Harper (1963) comenta que o comportamento de misturas de genótipos não é previsível a partir do comportamento das culturas isoladas, e, deste modo, os genótipos a serem usados em uma dada condição devem, em algum estágio do melhoramento, ser avaliados naquela situação. Também, Donald (1963) defende a necessidade de se identificarem genótipos adaptados a essa condição de cultivo, uma vez que a “produtividade” e a “capacidade competitiva”, de um determinado genótipo, são características distintas. Davis (1981) enfatiza que se a capacidade competitiva fosse igual à produtividade não se esperaria obter interações significativas entre genótipo x sistema de cultivo, ao se compararem genótipos em monocultivo e em associação.

No Brasil, já foram conduzidos alguns trabalhos envolvendo a avaliação de cultivares de milho e feijão em monocultivo e em consorciação. As correlações obtidas em alguns desses trabalhos estão apresentadas na Tabela 17. Observa-se que, de modo geral, não houve uma perfeita concordância nas correlações obtidas, embora essas sempre fossem positivas.

TABELA 17. Coeficiente de correlação entre o comportamento em monocultivo e em consorciação de culturas de milho e feijão. Dados da produção de grãos. CPN - Milho e Sorgo, 1982.

Espécie	Local	Nº de Cultivares	r	Fonte
Milho	Milagres (CE)	11	0,62	EPACE <sup>1/</sup>
	Missão Velho (CE)	11	0,26	EPACE <sup>1/</sup>
	Picos (PI)	10	0,61	Relatório UEPAE Teresina - 1979
	Teresina (PI)	10	0,60	Relatório UEPAE Teresina - 1979
	Sete Lagoas (MG)	16	0,63	EMBRAPA/CNPMS - 1980
	Sete Lagoas (MG)	16	0,40	EMBRAPA/CNPMS - 1982
	Poço Verde (SE)	16	0,19	UEPAE ARACAJU <sup>1/</sup>
	Poço Redondo (SE)	16	0,20	UEPAE ARACAJU <sup>1/</sup>
	Poço Verde (SE)	16	0,16	UEPAE ARACAJU <sup>1/</sup>
	Feijão	Ponte Nova (MG)	20	0,71
Rio Pomba (MG)		20	0,29	Monteiro <i>et al</i> - 1981
Caldas (MG)		40	0,61	Santa Cecília & Ramalho - 1982
Arcos (MG)		40	0,89	Santa Cecília & Ramalho - 1982
Sete Lagoas (MG)		15	0,75	CNPMS - 1982 - Dados não publicados
	Lavras (MG)	40	0,65	Escola Superior de Agricultura de Lavras

<sup>1/</sup> Dados ainda não publicados

EPACE - Empresa de Pesquisa Agropecuária do Ceará

UEPAE - Unidade de Execução e Pesquisa de Âmbito Estadual

A partir dos dados disponíveis na literatura, Francis *et al* (1978); Francis (1981) apresentam resultados semelhantes aos constantes da Tabela 17, evidenciando que a correlação entre capacidade competitiva e produtividade em monocultivo são inconsistentes. Francis (1981) enfatiza que a questão fundamental continua, ou seja: são as características que contribuem para um dado rendimento em potencial no monocultivo as mesmas que fornecem um ótimo desempenho nos plantios associados?

Estas e muitas outras informações têm contribuído para que grande parte da pesquisa sobre a associação de culturas seja dedicada à identificação de cultivares mais adaptadas a este sistema de plantio.

## 4.1. Pontos a serem considerados na condução de um programa de melhoramento para a consorciação milho-feijão

### 4.1.1. Sistemas de consorciação

Como já foi comentado anteriormente, os sistemas de consorciação utilizados diferem amplamente. Como é muito trabalhoso avaliar os genótipos nas diferentes condições, é necessário definir o sistema associado em que os genótipos serão avaliados. Neste trabalho, os comentários serão relacionados principalmente ao plantio simultâneo de milho e feijão, sendo as duas culturas semeadas na mesma linha. Contudo, é necessário salientar que a maioria das informações aqui apresentadas são válidas para outros sistemas.

### 4.1.2. Cultivares ou progênies a serem avaliadas

Aqui existem três situações distintas que podem ser consideradas:

- a) uma combinação de genótipos das duas espécies;
- b) vários genótipos de feijão em presença de uma única cultivar de milho;
- c) vários genótipos de milho em presença de uma única cultivar de feijão.

Algumas sugestões de metodologia têm sido apresentadas na literatura para a avaliação simultânea de genótipos de duas espécies (Hamblin *et al*, 1978, e Gerald, 1982<sup>1)</sup>). Porém, a aplicação destes métodos tem sido muito restrita. O fator limitante é o número de genótipos que podem ser avaliados. Com  $n$  cultivares de milho e  $m$  de feijão, por exemplo, o número de tratamentos a serem avaliados é o produto  $m \times n$ . Daí concluir-se que uma avaliação de cultivares das duas espécies simultâneas só é possível com um número muito pequeno de materiais.

Na literatura, têm sido relatadas correlações positivas e altamente significativas entre o comportamento de cultivares de feijão associadas com diferentes cultivares de milho, mostrando que o desempenho das cultivares de feijão foi semelhante quando consorciada com as diferentes cultivares de milho (Davis, 1981). Este fato, e a limitação no número de genótipos que podem ser avaliados simultaneamente, têm mostrado que a situação mais viável é a de se avaliarem os genótipos de feijão em presença de uma única cultivar de milho ou vice-versa.

### 4.1.3. Delineamento experimental

Nos experimentos desta natureza, é muito importante estimar a interação cultivares x sistemas. Para isto, é necessária a avaliação dos genótipos em monocultivo e

---

<sup>1)</sup> trabalho ainda não publicado

também em associação. Se for uma avaliação de n cultivares de milho em presença de uma única cultivar de feijão, pode-se utilizar um fatorial do tipo  $2 \times n$ . Sendo 2 os sistemas de cultivo (monocultivo e consorciação) e n, cultivares avaliadas. O esquema da parcela subdividida também poderá ser usado, colocando o sistema de plantio como sendo os tratamentos das parcelas.

No caso da avaliação de genótipos de feijão em presença de uma única cultivar de milho, existe o problema de se colocarem as parcelas de monocultivo de feijão próximas às de consorciação, devido, principalmente, ao sombreamento do milho. O mais aconselhável nesta situação é a realização de dois experimentos distintos. Um com os genótipos em monocultivo e o outro em associação. Desta forma, a partir da análise conjunta, poderá ser obtida a estimativa da interação, como será mostrado posteriormente. O delineamento experimental a ser utilizado, nesta situação, irá evidentemente depender do número de cultivares ou progênies que estão sendo avaliadas. Se for um número pequeno de materiais, até 20 por exemplo, podem-se utilizar os blocos casualizados. Em caso contrário, é aconselhável utilizar um látice.

#### 4.1.4. Tamanho da parcela

Muitas vezes o tamanho da parcela irá depender da disponibilidade de semente. Se se tratar, por exemplo, da avaliação de progênies  $F_3$  de feijão, quando normalmente a quantidade de semente é reduzida, o tamanho da parcela, e muitas vezes o número de repetições, ficam condicionados à disponibilidade de sementes.

Para se obter uma precisão semelhante na avaliação do monocultivo e da consorciação, é aconselhável a utilização de parcelas experimentais contendo o mesmo número de plantas. No caso do plantio em consorciação, as parcelas devem ter uma ou duas linhas com 5 a 10 m de comprimento. Para a região Centro-Sul do Brasil a densidade de semeadura do milho deve ser de 4 plantas/metro e a de feijão de 10 plantas/metro. É aconselhável, também, a colocação de um número maior de sementes, para se realizar o desbaste posteriormente. Neste tipo de ensaio, na maioria dos casos, não há necessidade de bordadura.

#### 4.1.5. Dados a serem anotados

Para explicar o comportamento de um determinado genótipo, é necessário que alguns dados sejam obtidos nos experimentos. De um modo geral, as características que devem ser avaliadas são as seguintes:

##### 4.1.5.1. Número de plantas por parcela de milho e feijão, após a germinação e no momento da colheita

Este dado é muito importante, uma vez que a competição pode contribuir para

a menor sobrevivência de determinados genótipos, e, além disso, a maior ou menor população de plantas poderá ser a principal responsável pelas diferenças em produtividade.

Deve ser considerado, também, que na avaliação de genótipos de feijão, um menor número de plantas de milho poderá contribuir para reduzir a competição e beneficiar determinados genótipos. Neste caso, os métodos de correção de "stand", preconizados para o milho (Le Clerg, 1966) não devem ser utilizados.

#### 4.1.5.2. Incidência de pragas e doenças

Este é um dado indispensável, principalmente para o feijão. A avaliação das doenças de feijão deve ser realizada através de uma escala de notas onde:

1. ataque leve
2. ataque médio
3. ataque severo
4. ataque muito severo

#### 4.1.5.3 Data de florescimento

Um dos fatores que melhor contribui para a complementariedade entre duas espécies e, conseqüentemente, a maior eficiência da consorciação, é a diferença no ciclo dos dois materiais (Willey, 1979 a). O número de dias para o florescimento é anotado quando 50% das plantas da parcela estiverem com flores.

#### 4.1.5.4. Componentes primários da produção

No caso do feijão, devem ser considerados: o número de vagens por planta; o número de sementes por vagens e o peso das sementes. Para facilitar, estes dados podem ser obtidos de uma amostra de 10 plantas da parcela.

Para o milho, o componente mais importante é o número de espigas por planta. Francis (1981) comenta que a prolificidade no milho parece ser uma característica muito importante para a consorciação, pois permite a cultura do milho atingir o seu potencial de produtividade, mesmo em baixa densidade, o que é desejável para permitir uma maior penetração de luz para a segunda cultura. Para se obter a estimativa da prolificidade todas as espigas das parcelas deverão ser contadas e, dividindo-se este número pelo número total de plantas da parcela, obtém-se o índice de espiga ou prolificidade.

#### 4.1.5.5. Hábito de crescimento do feijão e altura da planta de milho

O feijão é normalmente classificado em quatro grupos de acordo com o seu hábito de crescimento (CIAT, 1977):

Tipo I: Hábito de crescimento determinado; ocorrem flores na extremidade da haste principal; não há produção de nós na haste principal, após o início do florescimento.

Tipo II: Hábito de crescimento indeterminado; planta erecta com uma cobertura foliar relativamente compacta.

Tipo III: Hábito de crescimento indeterminado; possuindo uma certa tendência de trepar quando próxima de algum suporte.

Tipo IV: Hábito de crescimento indeterminado trepador.

Em certas situações é difícil definir se uma determinada planta possui o hábito do tipo II ou III, isto porque esta característica é muito influenciada pelas condições ambientais. Assim, por exemplo, na cultura desenvolvida durante o período "das águas", principalmente quando consorciada, há uma maior tendência da planta em emitir ramos prostados (cipós), sendo classificada como do tipo III. Já em outras situações os ramos são bem erectos e não ocorre a tendência de serem trepadores. Nesta condição, a planta comporta-se como sendo do tipo II. Apesar destas dificuldades este é um bom sistema de classificação e simplifica a descrição de uma cultivar.

Embora normalmente não se tenha constatado diferença no comportamento do sistema associado em função do porte do milho (Andrade *et al*, 1974; Bezerra Neto, 1978; EMBRAPA/CNPMS, 1982), a determinação da altura do milho é importante para caracterizar o tipo de planta empregado. A avaliação da altura deverá ser feita após o florescimento, em uma amostra de 5 plantas por parcela, considerando a distância da superfície do solo até a inserção da última folha.

#### 4.1.5.6. Produtividade de grãos de milho e feijão

Um cuidado que deve ser tomado, principalmente quando estão sendo avaliados materiais que apresentam diferença em precocidade, é determinar o teor de umidade dos grãos e fazer os devidos ajustamentos antes de se procederem as análises. No caso do milho, para a correção de umidade, é normalmente considerado o valor de 15,5% e, para o feijão, o de 13%.

#### 4.1.6. Análise estatística

Para exemplificar, será considerada uma situação em que foram avaliadas  $m$  progênies homozigóticas de feijão (linhagens), em dois experimentos distintos: um em monocultivo e o outro em consorciação, com uma cultivar de milho, utilizando o delineamento de blocos casualizados com  $r$  repetições.

Inicialmente, deve ser realizada a análise da variância, para as características do feijão de cada um dos experimentos isoladamente e posteriormente a análise conjunta, segundo modelo apresentado por Gomes (1978). As fontes de variação e as respectivas esperanças matemáticas dos quadrados médios  $[E(QM)]$  destas análises, considerando o modelo aleatório para repetições e progênies e fixo para o sistema de

plântio, estão apresentados na Tabela 18.

TABELA 18. Modelo da Análise da Variância e esperanças matemáticas dos quadrados médios [E(QM)], para o ensaio com m progênies de feijão e r repetições, avaliadas em monocultivo e em consorciação com milho.

F.V.	GL	Ensaio			
		Monocultivo		Conсорciação	
		Q.M.	E(QM)	Q.M.	E(QM)
Blocos	r - 1	Q <sub>1</sub>	$\hat{\sigma}_{e.M}^2 + m \sigma_{R.M}^2$	Q <sub>4</sub>	$\sigma_{e.C}^2 + m \sigma_{R.C.}^2$
Progênies	m - 1	Q <sub>2</sub>	$\hat{\sigma}_{e.M}^2 + r \sigma_{P.M}^2$	Q <sub>5</sub>	$\sigma_{e.C}^2 + r \sigma_{P.C}^2$
Erro	(r - 1)(m - 1)	Q <sub>3</sub>	$\hat{\sigma}_{e.M}^2$	Q <sub>6</sub>	$\sigma_{e.C}^2$

F.V.	GL	Análise Conjunta	
		Q.M	E(QM)
Blocos/sistemas	2(r - 1)	Q <sub>7</sub>	$\sigma_e^2 + m \sigma_R^2$
Sistemas de Plantio (S)	1	Q <sub>8</sub>	$\sigma_e^2 + r \sigma_{S.P}^2 + m \sigma_R^2 + mr K_S$
Progênies (P)	(m - 1)	Q <sub>9</sub>	$\sigma_e^2 + 2r \sigma_P^2$
S x P	(m - 1)	Q <sub>10</sub>	$\sigma_e^2 + r \sigma_{S.P}^2$
Erro/Combinado	2(r - 1)(m - 1)	Q <sub>11</sub>	$\sigma_e^2$

onde:

$\sigma_{e.M}^2, \sigma_{e.C}^2, \sigma_e^2$  : variância do efeito ambiental entre as parcelas do experimento em monocultivo e consorciação e o erro ambiental médio entre os dois sistemas, respectivamente;

$\sigma_{P.M}^2, \sigma_{P.C}^2, \sigma_P^2$  : variâncias genéticas entre as progênies obtidas no ensaio em monocultivo, consorciação e análise conjunta;

$\sigma_{R.M}^2$ ,  $\sigma_{R.C}^2$ ,  $\sigma_R^2$  : variância do efeito ambiental entre repetições do experimento em monocultivo e consorciação e da análise conjunta, respectivamente;

$\sigma_{S.P}^2$  : variância da interação progênes x sistema de cultivo

r: número de repetições

m: número de progênes

$K_S$  : "variância" devido ao efeito de sistema de plantio, sendo:

$$K_S = \sum_{i=1}^2 S_i^2$$

Para a cultura do milho deve ser realizada também a análise da variância, principalmente das características: número final de plantas e produção de grãos. Caso ocorram diferenças significativas entre os tratamentos para a produção de grãos de milho, conclui-se que as progênes de feijão afetaram de modo diferente a cultura do milho, ou seja, as progênes diferem na sua capacidade de competição. Nesta situação, é necessário classificar os materiais com relação a sua habilidade competitiva. É indispensável, também, fazer uma avaliação global do desempenho das progênes. Para isto, é necessário realizar uma análise da variância envolvendo as duas culturas. Os processos utilizados para a realização desta análise foram comentados anteriormente.

#### 4.1.7. Estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos

A partir dos resultados das análises da variância, cujos esquemas estão apresentados na Tabela 18 e utilizando metodologia semelhante a proposta por Vencovsky (1969), podem ser obtidas algumas estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos, que são muito úteis aos melhoristas, entre elas as seguintes:

a) variância genética entre as progênes ( $\hat{\sigma}_{P.M}^2$ ) e herdabilidade ao nível de progênes ( $h_M^2$ ), no monocultivo.

$$\hat{\sigma}_{P.M}^2 = \frac{Q_2 - Q_3}{r}$$

$$h_M^2 = \frac{\hat{\sigma}_{P.M}^2}{\hat{\sigma}_M^2} = \frac{\hat{\sigma}_{P.M}^2}{\hat{\sigma}_{P.M}^2 + \frac{\hat{\sigma}_{e.M}^2}{r}} = \frac{\hat{\sigma}_{P.M}^2}{\frac{Q_2}{r}}$$

sendo,

$\hat{\sigma}_M^2$  := variância fenotípica entre as médias das progênes no monocultivo.

b) variância genética entre as progênes ( $\hat{\sigma}_{P.C}^2$ ) e herdabilidade ao nível de progênes ( $h^2_C$ ) em consorciação.

$$\hat{\sigma}_{P.C}^2 = \frac{Q_5 - Q_6}{r} \quad h^2_C = \frac{\hat{\sigma}_{P.C}^2}{\hat{\sigma}_C^2} = \frac{\hat{\sigma}_{P.C}^2}{\hat{\sigma}_{P.C}^2 + \frac{\hat{\sigma}_{e.C}^2}{r}} = \frac{\hat{\sigma}_{P.C}^2}{\frac{Q_5}{r}}$$

onde,

$\hat{\sigma}_C^2$  : variância fenotípica média entre as médias das progênes em consorciação.

c) variância genética entre as progênes ( $\hat{\sigma}_P^2$ ) nos dois sistemas de cultivo.

$$\hat{\sigma}_P^2 = \frac{Q_9 - Q_{11}}{2r}$$

d) componente da variância devido à interação progênes x sistemas de cultivo ( $\hat{\sigma}_{S.P}^2$ ).

$$\hat{\sigma}_{S.P}^2 = \frac{Q_{10} - Q_{11}}{r}$$

e) covariância genética entre as médias das progênes nos dois sistemas de cultivo ( $COV_{GM.C}$ ).

Esta estimativa pode ser obtida pelo processo proposto por Kempthorne (1979), ou seja:

$$COV_{GM.C} = \frac{1}{2} (\hat{\sigma}^2(\bar{M} + \bar{C}) - \hat{\sigma}_M^2 - \hat{\sigma}_C^2)$$

Exemplificando, sejam  $\bar{M}$  e  $\bar{C}$  o desempenho médio das progênes em monocultivo e em associação, respectivamente. Desta forma obtém-se:

Progênes	Média das Progênes		Soma
	Monocultivo	Conсорciação	
1	$\bar{M}_1$	$\bar{C}_1$	$\bar{M}_1 + \bar{C}_1$
2	$\bar{M}_2$	$\bar{C}_2$	$\bar{M}_2 + \bar{C}_2$
3	$\bar{M}_3$	$\bar{C}_3$	$\bar{M}_3 + \bar{C}_3$
.	.	.	.
.	.	.	.
m	$\bar{M}_m$	$\bar{C}_m$	$\bar{M}_m + \bar{C}_m$
Variâncias	$\hat{\sigma}_M^2$	$\hat{\sigma}_C^2$	$\hat{\sigma}_{(M+C)}^2$

f) correlação genética ( $r_G$ ) entre as médias das progênies nos dois sistemas de cultivo. Obtida através da expressão apresentada por Falconer (1976).

$$r_G = \frac{COV_{G.MC}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{P.M}^2 \hat{\sigma}_{P.C}^2}}$$

É conveniente salientar que as correlações apresentadas na literatura a este respeito (Francis *et al*, 1978; Monteiro *et al*, 1981; Davis, 1981; Francis, 1981) referem-se a uma correlação “híbrida” ( $r_H$ ), uma vez que envolvem uma covariância genética entre os dois sistemas e as respectivas variâncias fenotípicas, como é mostrado na seguinte expressão:

$$r_H = \frac{COV_{G.MC}}{\sqrt{\hat{\sigma}_M^2 \hat{\sigma}_C^2}}$$

Sendo assim, é possível afirmar que as correlações genéticas, obtidas nos diferentes experimentos apresentados na literatura, são superiores às estimativas das correlações apresentadas.

g) desdobramento da interação de progênies x sistemas ( $\hat{\sigma}_{SP}^2$ ).

Sob o ponto de vista do melhoramento é muito importante verificar qual a causa da significância da interação. Este desdobramento pode ser realizado pela seguinte expressão:

$$\hat{\sigma}_{SP}^2 = \frac{1}{2} (\hat{\sigma}_{P.M} - \hat{\sigma}_{P.C})^2 + \hat{\sigma}_{P.M} \hat{\sigma}_{P.C} (1 - r_G)$$

Por esta expressão é possível visualizar que a estimativa da interação pode ser decomposta em duas partes: a primeira, devido à diferença na variação genética do monocultivo em relação à consorciação ( $\sigma_{P.M} - \sigma_{P.C}$ ) e a segunda, devido à falta de correlação entre o material de um ambiente para outro ( $1 - r_G$ ). Conforme Vencovsky (1978) salienta “esta é a parte problemática da interação, pois uma correlação baixa pode significar que o material superior num ambiente, pode não sê-lo no outro”. Além disto, é possível verificar que a interação de progênie x sistemas pode existir, mesmo havendo alta correlação das médias das progênies entre os dois sistemas.

h) Ganho esperado com a seleção.

A partir dos componentes genéticos e fenotípicos da variação é possível estimar o ganho esperado com a seleção, utilizando a expressão apresentada por Vencovsky (1969), adaptada à presente situação. Considerando-se o sistema de cultivo, é possível estimar três progressos esperados com a seleção, ou seja:

– Progresso esperado pela seleção baseada na média das progênies em monocultivo.

$$\hat{\Delta}_{G.M} = k \frac{\hat{\sigma}_{P.M}^2}{\sqrt{\hat{\sigma}_M^2}} = k \frac{\hat{\sigma}_{P.M}^2}{\sqrt{\frac{Q_2}{r}}}$$

– Progresso esperado pela seleção na média das progênes em consorciação.

$$\hat{\Delta}_{G.C} = k \frac{\hat{\sigma}_{P.C}^2}{\sqrt{\hat{\sigma}_C^2}} = k \frac{\hat{\sigma}_{P.C}^2}{\sqrt{\frac{Q_5}{r}}}$$

– Progresso esperado pela seleção na média das progênes nos dois sistemas de cultivo.

$$\hat{\Delta}_G = k \frac{\hat{\sigma}_P^2}{\sqrt{\hat{\sigma}_F^2}} = k \frac{\hat{\sigma}_P^2}{\sqrt{\frac{Q_9}{2r}}}$$

sendo,

$\hat{\Delta}_{G.M}$ ,  $\hat{\Delta}_{G.C}$  e  $\hat{\Delta}_G$ : Ganho esperado com a seleção entre as médias das progênes, em monocultivo, consorciação e nos dois sistemas ao mesmo tempo, respectivamente.

$k$  = diferencial de seleção padronizado entre famílias. As tabelas apresentadas por Fisher & Yates (1971) permitem calcular os valores de  $k$ , para diferentes percentagens de seleção aplicadas.

$\hat{\sigma}_F^2$ : variância fenotípica média, entre progênes, nos dois sistemas de cultivo. As outras estimativas já foram definidas anteriormente.

Podem ser feitas, ainda, a seguinte indagação: qual será o progresso esperado para o desempenho das progênes no cultivo associado se a seleção for praticada apenas no monocultivo? A resposta a esta indagação pode ser obtida através da estimativa da resposta correlacionada à seleção ( $RC_{C/M}$ ), a qual pode ser obtida pela seguinte expressão (Falconer, 1976):

$$RC_{C/M} = k \frac{COV_{G.MC}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{P.M}^2 + \frac{\hat{\sigma}_{eM}^2}{r}}} = k \frac{COV_{G.MC}}{\sqrt{\hat{\sigma}_M^2}} = k \frac{COV_{G.MC}}{\sqrt{\frac{Q_2}{r}}}$$

Esta estimativa é muito importante, porque normalmente o melhorista irá con-

duzir a sua seleção em apenas um dos ambientes. Pode-se, também, comparar o melhoramento esperado por este meio, com o esperado sendo a seleção realizada diretamente para o cultivo consorciado. Segundo comenta Falconer (1976), isto é simplesmente uma comparação entre a seleção indireta e direta, que pode ser obtida facilmente, pelas expressões anteriormente apresentadas:

$$\frac{RC_{C/M}}{\hat{\Delta}_{G.C}} = \frac{k_M}{k_C} \frac{\frac{COV_{G.MC}}{\sqrt{\sigma_M^2}}}{\frac{\sigma_{P.C}^2}{\sqrt{\sigma_C^2}}}$$

Através de algumas simplificações e substituições na expressão, a relação entre os dois ganhos passa a ser:

$$\frac{RC_{C/M}}{\hat{\Delta}_{G.C}} = \frac{k_M}{k_C} r_G \frac{h_M}{h_C}, \text{ sendo } h_M = \sqrt{h^2_M} \text{ e } h_C = \sqrt{h^2_C}$$

Supondo que as intensidades de seleção sejam as mesmas nos dois sistemas, pode-se inferir que o ganho esperado na consorciação pela seleção praticada no monocultivo ( $RC_{C/M}$ ) será maior que a seleção praticada diretamente em consorciação, quando o produto  $r_G \cdot h_M$  for maior que  $h_C$ . Desta forma, se a correlação genética é alta, o desempenho relativo dos dois sistemas fica na dependência da herdabilidade observada nos dois ambientes.

#### 4.1.8. Exemplo numérico

Para exemplificar, serão utilizados os dados obtidos em um ensaio em que foram avaliadas 40 cultivares de feijão, em dois experimentos distintos: um em monocultivo e o outro em consorciação com a cultivar de milho Cargill 111. O delineamento adotado foi o de blocos casualizados com 3 repetições.

Os resultados médios obtidos para as características do feijão e do milho estão apresentados na Tabela 19. No caso do milho não ocorreu diferença significativa para o número de plantas e a produtividade de grãos, mostrando que as cultivares de feijão não diferiram quanto à capacidade de competição sobre o milho e também foram afetadas de modo semelhante pela presença da gramínea.

TABELA 19. Resultados médios obtidos no ensaio de avaliação de cultivares de feijão em monocultivo e em consorciação com milho. Lavras, ano agrícola - 1981/82.

Cultivares de Feijão	Feijão				% C/M	Milho	
	Stand Final (nº plantas/m <sup>2</sup> )		Produtividade de grãos (kg/ha)			Stand Final nº de plantas/m <sup>2</sup>	Produtividade (kg/ha)
	Mono-cultivo	Conso-rciado	Mono-cultivo	Conso-rciado			
01. Venezuela 350	24,0	11,9	1147	616	53,7	3,1	5567
02. Costa Rica 1031	23,1	11,3	1124	579	51,5	2,9	4760
03. Venezuela 63	23,2	11,1	1413	502	35,5	2,9	6000
04. Porrillo Sintético	20,9	11,4	1161	696	59,9	3,1	5553
05. Aroana	22,9	10,6	503	234	46,5	3,3	6373
06. Porrillo 1	23,2	11,6	1180	615	52,1	2,7	5527
07. Ricobaio 1014	23,1	11,5	1274	538	42,2	3,0	5867
08. Moruna	21,9	10,4	828	322	38,9	3,1	5780
09. Vermelho Rajado	21,2	11,3	1099	703	64,0	2,9	4980
10. 1818 Mexicano 487	23,5	11,0	1329	653	49,1	3,4	5680
11. ESAL 1	22,7	10,0	958	374	39,0	3,3	5183
12. Composto Negro	23,2	11,7	1083	508	46,9	3,3	5460
13. Carioca	21,1	10,7	831	292	35,1	3,4	5647
14. Iguaçu	22,8	11,5	1345	717	53,3	3,3	5760
15. 510 - 51	22,3	11,8	882	700	79,4	3,2	6627
16. Rio Tibagi	22,9	11,6	976	679	69,6	3,3	7307
17. CNF 010	25,0	10,5	970	405	41,8	3,3	6333
18. NEP - 2	22,1	10,3	912	517	56,7	3,2	6900
19. PI - 309.804	22,9	10,2	918	394	42,9	3,4	6120
20. Linha - A	22,4	11,5	1584	671	42,4	3,1	5720
21. Manteigão Fosco II	21,2	11,2	942	649	68,9	3,1	5800
22. Diacol Calima	23,5	10,9	1036	407	48,0	3,3	5060
23. ICA - Pijão - 44	23,1	11,6	888	572	64,4	3,3	6313
24. Pompadour - 2	22,4	11,8	1015	701	69,1	3,3	5047
25. Jalo	17,7	9,9	362	146	40,3	3,4	6293
26. Negrito 897	22,8	11,8	1204	578	48,0	3,4	5680
27. Puebla 152	22,1	11,3	858	607	70,7	3,3	6120
28. Roxo ESAL 1	23,3	11,6	600	270	45,0	2,9	5353
29. Roxo ESAL 2	22,9	11,1	652	272	41,7	3,5	6027
30. Roxo PV	22,7	11,6	807	601	74,5	3,5	6867
31. IPA	23,6	11,5	1300	950	73,1	3,4	6667
32. Ouro Preto	22,9	10,0	1270	600	47,2	3,5	5460
33. BAT 67	23,6	10,8	1082	818	75,6	3,1	6247
34. BAT 75	22,9	11,7	1108	654	59,0	3,3	7133
35. Linha 17	23,9	11,3	1232	611	49,6	3,3	6020
36. Linha 29	22,0	11,9	936	642	68,6	2,7	4607
37. Pintado	20,5	10,1	630	515	81,7	3,2	5847
38. Rico Pardo	22,9	10,9	887	758	85,5	3,1	4900
39. S - 116 - A - N	22,8	11,2	1148	625	54,4	3,3	5760
40. I - 113	22,9	10,3	826	318	38,5	3,3	7067
$\bar{x}$	22,6	11,1	1008	553	54,9	3,2	5910
Monocultivo de milho	-	-	-	-	-	-	6972
CV %	6,7	6,6	20,2	17,5	-	12,2	19,2

O resumo das análises da variância da produtividade de grãos de feijão em kg/ha, no monocultivo, em consorciação e conjunta, está apresentado na Tabela 20. A partir dos resultados destas análises da variância, e utilizando as expressões apresentadas anteriormente, foram obtidas as estimativas dos parâmetros genéticos e fenotípicos (Tabela 21).

TABELA 20. Resumo das análises da variância do ensaio de avaliação de cultivares de feijão em monocultivo e em consorciação com milho. Lavras, MG, ano agrícola 1981/82.

Fonte de Variação	GL	QM	
		Monocultivo	Consortiado
Blocos	2	1.428.801,6400	12.325,7216
Cultivar	39	192.794,7711**	89.891,9083**
Erro	78	41.427,3199	9.360,0482
CV%	—	20,20	17,51

Análise Conjunta	GL	QM
Blocos/sistemas	4	720.563,6809
Sistemas de Plantio (S)	1	12.418.861,1402**
Cultivar (P)	39	226.525,8767**
S x P	39	56.160,8031**
Erro Combinado	156	25.393,6840
CV%		20,41

TABELA 21. Estimativas dos componentes fenotípicos e genéticos obtidos a partir dos ensaios de avaliação de cultivares de feijão em monocultivo e em consorciação com milho.

Componentes <sup>1/</sup>	Estimativa
$\hat{\sigma}_{P,M}^2$	50.455,8171
$\hat{\sigma}_M^2$	64.264,9237
$h_M^2$	0,7851
$\hat{\sigma}_{P,C}^2$	26.843,9543
$\hat{\sigma}_C^2$	29.963,9694
$h_C^2$	0,8959
$\hat{\sigma}_P^2$	33.352,0321
$COV_{G,MC}$	28.394,1789
$r_G$	0,7715
$r_H$	0,6471
$\hat{\sigma}_{S,P}^2$	10.255,7064

<sup>1/</sup> Os símbolos foram definidos anteriormente

Ao contrário do que era esperado, o quadrado médio do erro no ensaio em monocultivo foi ligeiramente superior ao observado em consorciação (Tabela 20). Daí a provável razão para a maior herdabilidade observada no sistema consorciado (Tabela 21).

Deve ser salientado que a interação de cultivares x sistemas foi altamente significativa (Tabela 20), evidenciando que o comportamento das cultivares de feijão pode não ter sido coincidente nos dois sistemas.

Considerando que os dados deste exemplo, referem-se a um ensaio de competição de cultivares de feijão, não tem significado estimar o progresso esperado com a seleção, pois a teoria foi desenvolvida para a seleção de progênies de uma população segregante. Contudo, estas estimativas foram obtidas para mostrar o procedimento a ser seguido e, também, fornecer alguns comentários a este respeito.

Estimou-se o progresso esperado com a seleção, considerando uma intensidade de 20%, ou seja, a seleção de 8 entre as 40 cultivares avaliadas. Foram utilizadas as expressões apresentadas anteriormente, tendo sido obtidas as seguintes estimativas:

- a) Progresso esperado com a seleção na média das cultivares em monocultivo.  
A expressão para a obtenção desta estimativa é:

$$\Delta_{G.M} = K \frac{\hat{\sigma}_{P.M}^2}{\sqrt{\hat{\sigma}_M^2}}$$

Utilizando as estimativas apresentadas na Tabela 21, e considerando que com uma intensidade de seleção de 20% o valor de k é igual a 1,4 (Fisher e Yates, 1971), obtém-se:

$$\hat{\Delta}_{GM} = 1,4 \frac{50455,8171}{\sqrt{64264,9237}} = 278,64 \text{ kg/ha}$$

Dividindo-se este valor pela produção média dos 40 materiais em monocultivo (produção média das cultivares em monocultivo = 1008 kg/ha) e multiplicando por 100, obtém-se o ganho percentual esperado, ou seja:

$$\text{Progresso percentual esperado} = (278,64/1008) \times 100 = 27,64\%$$

- b) Progresso esperado com a seleção na média das cultivares em consorciação.  
Procedendo-se da mesma forma anterior, obtém-se:

$$\hat{\Delta}_{G.C} = 217,11 \text{ kg/ha}$$

Comportamento médio das cultivares em consorciação = 553 kg/ha.

Progresso percentual esperado com a seleção = 39,26%.

- c) Progresso esperado pela seleção na média das cultivares nos dois sistemas de cultivo.

$$\hat{\Delta}_G = 241,75 \text{ kg/ha}$$

Comportamento médio das cultivares nos dois ambientes = 780,5 kg/ha.

Progresso percentual esperado com a seleção = 30,97%.

- d) Resposta correlacionada na consorciação pela seleção realizada em monocultivo.

$$RC_{C/M} = 156,81 \text{ kg/ha}$$

Comportamento médio das cultivares em consorciação = 553 kg/ha

Progresso percentual esperado na consorciação pela seleção realizada no monocultivo = 28,36%.

A partir destas estimativas, algumas observações importantes podem ser obtidas. Inicialmente, deve ser considerado que o progresso percentual esperado permite a comparação dos ganhos nos dois ambientes. Constata-se que o maior progresso esperado foi obtido com a seleção em consorciação, isto porque, ao contrário do esperado, a precisão do experimento de consorciação foi melhor do que em monocultivo. Deve ser considerado, que a resposta correlacionada na consorciação pela seleção no monocultivo foi muito boa, sugerindo que: a se confirmar as correlações do desempenho dos genótipos nos dois ambientes, não se justifica pelo menos no atual estágio do melhoramento, a condução de programas de melhoramento em separado para estes ambientes, haja visto que se obtêm progressos consideráveis na consorciação pela seleção realizada nas progênies em monocultivo.

## **5. ANÁLISE ECONÔMICA DE EXPERIMENTOS SOBRE CONSORCIAÇÃO MILHO-FEIJÃO**

Nas seções seguintes serão detalhadas algumas das atividades de análise econômica e suas aplicações para o caso da consorciação. A escolha de um ou outro procedimento para análise fica a cargo do pesquisador, em função de seus objetivos e das facilidades computacionais que dispõe.

Deve-se assinalar que esta é apenas uma tentativa de se adaptarem os critérios disponíveis à análise de sistemas consorciados. Mesmo fora do Brasil, ainda é restrito o número de trabalhos com análise econômica de experimentos envolvendo a consorciação de culturas.

### **5.1. Avaliação econômica por meio de orçamentação**

É a forma mais simples e mais utilizada para se fazer análise econômica em qualquer situação. Na experimentação agrícola, a vantagem da simplicidade impõe algumas restrições como, por exemplo, a de que a seleção tem que ser realizada entre os tratamentos que foram avaliados, sem possibilidade de interpolações entre dois dados tratamentos. Isto é um empecilho nos casos em que se está preocupado com a determinação de doses de insumos, mas não tanto no caso de comparação de sistemas que impliquem em métodos ou quantidades fixas de insumos (como na avaliação da eficiência da consorciação em relação ao monocultivo, de arranjos de plantios, de implementos agrícolas etc.).

O grau de detalhamento varia sensivelmente entre os estudos de custos de produção. Ele vai desde os que consideram os mínimos detalhes de custos envolvidos em dada exploração, até outros que realizam os cálculos de maneira mais superficial. Para os propósitos de uma avaliação rápida, os modelos mais simples são os mais adequados, desde que levem em conta todos os fatores que realmente influenciam nos gastos realizados no processo produtivo. Isto se deve ao fato de que a motivação para realizar mudanças na tecnologia adotada não está em poucos cruzeiros ou quilogra-

mas de grãos a mais. O agricultor só realizará a mudança caso a diferença seja considerável, o que de certa forma reduz a necessidade de precisão nos cálculos de custo. Tendo-se cuidado na determinação dos coeficientes técnicos e nos preços das operações e dos insumos, a precisão dos modelos mais simplificados é suficiente. Para a simples comparação entre práticas, pode-se também empregar o método de orçamentação parcial. Neste, só são computados os gastos e/ou insumos que diferem entre os tratamentos.

Um exemplo do uso da orçamentação pode ser encontrado em Portes *et al* (1982), que, comparando os custos e retornos de milho e feijão consorciados contra milho e feijão solteiros, concluem que uma produção de 180 kg/ha de feijão na consorciação é suficiente para cobrir os acréscimos dos custos com relação ao milho solteiro.

Os coeficientes técnicos necessários para o cálculo de custo de produção variam entre regiões do Brasil em função das características locais da consorciação, das operações empregadas e de outros fatores como topografia, tipo de solo etc. Alguns coeficientes encontrados em diversas publicações estão na Tabela 22.

TABELA 22. Coeficientes técnicos para operações em consórcio, em função do método utilizado. Base = 1 ha.

Operação	Método		
	Manual (d/h)*	Tração animal (d/a)*	Tração mecânica (h/tr)*
Aração	—	2,0 - 2,5	2,5 - 3,0
Gradagem (cada uma)	—	1,0	1,0 - 1,5
Manutenção de terraços	—	0,5	0,5
Plantio/Adubação (milho + feijão)**	—	0,75 - 1,0	1,5
Plantio do milho	1,0	0,75 - 1,0	1,5
Plantio do feijão das águas	1,0	—	—
Adubação em cobertura **	0,8 - 1,0	1,0	1,0
Combate à saúva	0,2	—	—
Cultivo ** (cada um)	2,0 - 3,0	1,0	1,0 - 1,5
Colheita feijão	6,0 - 7,0	—	—
Colheita milho	6,0 - 10,0	—	—
Bateção (trilhagem)	2,0	—	2,5***
Transporte interno	—	1,0	2,0

\* d/h = dia homem; d/a = dia por animal; h/tr = hora por trator

\*\* Plantio simultâneo de milho e feijão na mesma linha

\*\*\* Hora de trilhadeira

Estes coeficientes são sujeitos a críticas. Caso se ache necessário confirmá-lo para alguma região, existem dois procedimentos: 1) realizar um pequeno levantamento de campo para obter estas informações dos agricultores ou 2) realizar medições diretamente nas lavouras.

Outros requisitos para realização dos cálculos são os preços dos insumos e das operações. Quanto a eles, alguns cuidados devem ser tomados:

1. Insumos — o preço deve ser o vigente na época do seu uso, e se referir àquela que é o produto mais utilizado pelos agricultores da região e exploração agrícola em estudo. A não ser, é claro, que se deseje comparar o uso de diferentes insumos.

2. Operações com máquinas — determinado o coeficiente técnico referente ao uso das máquinas, dois caminhos existem: a) realizar os cálculos de custo de cada máquina, considerando a depreciação, os gastos com combustível, lubrificantes, reparos, etc; ou b) coletar o preço de operação vigente por ocasião de seu uso. Esta segunda alternativa é mais simples e suficiente, a não ser que não exista informação sobre o preço da operação no mercado ou existam de alguma forma os cálculos já prontos referentes à primeira opção.

3. Mão-de-obra — o vigente na época do uso, de acordo com sua especialização.

4. Terra — na maioria dos casos é o valor mais controvertido. As alternativas seriam: a) o uso do arrendamento de terras com características semelhantes na região ou b) considerar que parte do lucro do empreendimento remunera este fator. Quando se comparam diferentes tecnologias apenas pelo critério do lucro, este custo pode ser omitido visto incidir igualmente sobre os diferentes sistemas. Se o objetivo é outro, pode-se utilizar a primeira alternativa.

Não se deve esquecer a existência dos custos financeiros que também devem ser considerados. Estes custos referem-se aos juros pagos, caso se utilize o crédito agrícola, e também ao custo de oportunidade do capital próprio empregado na lavoura. Uma boa aproximação para este valor seria o rendimento de Cadernetas de Poupança no período considerado ou qualquer outra aplicação financeira de risco nulo.

Caso se deseje efetuar a avaliação por meio do cálculo do retorno ao capital investido, ao invés de simplesmente comparar os lucros dos sistemas, o procedimento é o seguinte: o primeiro passo consiste em listar os tratamentos em ordem crescente de receita líquida. Partindo-se daquele de menor custo, calcula-se os acréscimos no custo e na receita de tratamentos vizinhos na lista. Depois disso, faz-se a divisão do acréscimo na receita pelo acréscimo no custo. O resultado deve ser superior (no caso de não se ter considerado os custos financeiros) ao custo de capital vigente na região para o período do plantio à colheita e mais um prêmio para cobrir o risco do investimento.

Um resumo matemático dos cálculos a serem realizados é o seguinte:

$$i = \frac{\Delta R}{\Delta C} \qquad i > (1 + j) \cdot (1 + r)$$

onde,

$i$  é o retorno ao investimento,  $\Delta R$  é o aumento na receita,  $\Delta C$  o aumento no custo,  $j$  o custo do capital vigente nas condições do agricultor e  $r$  é um acréscimo ao custo do capital a fim de cobrir o risco do investimento.

Consideremos como exemplo os resultados apresentados nas Tabelas 5 e 6, referentes a utilização da variedade BR-105 em monocultivo ou em consorciação com o feijão no sistema D (semeadura das duas culturas na mesma linha). As produções de grãos em kg/ha foram: milho monocultivo, 6100; milho em consorciação, 5915; e feijão consorciado, 287. Se a taxa de juros fosse 60% ( $j = 0,6$ ) e o agricultor desejasse um prêmio de 15% ( $r = 0,15$ ) para cobrir os riscos, qual o sistema mais indicado?

O acréscimo no custo deste sistema consorciado com relação ao monocultivo refere-se a 20 kg de sementes de feijão, 2 sacos e 8 dias-homem para a colheita e batção do feijão. Com os preços da safra 81/82, isto representa cerca de Cr\$ 7.300,00. O acréscimo na receita do monocultivo para o sistema consorciado (com base nos preços mínimos), é igual a Cr\$ 14.050,00. Com estes dados os seguintes cálculos são possíveis:

$$i = \frac{14.050}{7.300} = 1,92$$

$$1,92 > 1,6 \times 1,15 = 1,84$$

Nestas condições, a prática poderia ser recomendada. O mesmo não aconteceria se a taxa de juros fosse superior a 67% ou o prêmio requerido pelo agricultor superior a 20%.

Exemplos do uso desta metodologia, em diferentes situações de culturas consorciadas estão em: EMBRAPA/CNPMS (1980), Francis & Sanders (1978), Francis *et al.*, (1978), Moreno *et al.*, (1973), Chowdhury (1979). Todos estes, entretanto, se limitaram à avaliação do lucro final, não sendo realizada nenhuma consideração com respeito ao retorno do investimento.

## 5.2. Avaliação por meio de funções de produção

As técnicas e conceitos apresentados a seguir são utilizados principalmente para a determinação de níveis ótimos de uso de insumos. Na maioria dos casos eles têm sido aplicados em estudos de fertilizantes. Nada impede, porém, que seu uso se estenda para outros fatores divisíveis, ou quantitativos como defensivos, população de plantas etc.

Um dos conceitos básicos é o da função de produção (também conhecido como superfície de resposta). Ela relaciona as quantidades máximas de produto que se pode obter a cada diferente quantidade de insumo. Esta relação pode ser expressa matematicamente, como na equação seguinte:

$$Y = f(x)$$

onde,

Y é a quantidade produzida e  $f(x)$  é a equação que representa a resposta da planta às diversas quantidades de insumo(s) x utilizadas.

A relação  $y = f(x)$  pode ser calculada por meios estatísticos e algumas de suas expressões mais conhecidas são:

$$\text{Quadrática: } Y = a + bx + cx^2$$

$$\text{Logarítmica: } Y = a \cdot x^b$$

$$\text{Raiz Quadrada: } Y = a + bx + cx^{1/2}$$

$$\text{Mitscherlich: } Y = A(1 - e^{-c(x+b)})$$

Um estudo mais detalhado destas e de outras funções pode ser encontrado em Dillon (1971).

O outro conceito básico é a equação de lucro, sendo ele que introduz as considerações de ordem econômica na análise. Dada a função de produção  $f(x)$ , o lucro será expresso pela seguinte relação:

$$L = P_y \cdot f(x) - P_x \cdot x$$

onde,

L é o lucro;  $P_y$  e  $P_x$  são respectivamente o preço do produto e os custos dos insumos (inclusive os custos financeiros).

No caso da consorciação, supondo-se duas funções de produção:  $F(x)$  para o feijão e  $M(x)$  para o milho, tem-se a seguinte equação de lucro:

$$L = P_f \cdot F(x) + P_m \cdot M(x) - P_x \cdot x$$

onde,

$P_f$  e  $P_m$  são respectivamente o preço do feijão e do milho.

A condição para obtermos o máximo lucro é a seguinte:

$$\frac{dL}{dx} = P_f \cdot \frac{dF(x)}{dx} + P_m \cdot \frac{dM(x)}{dx} - P_x = 0$$

ou

$$P_f \cdot \frac{dF(x)}{dx} + P_m \cdot \frac{dM(x)}{dx} = P_x$$

O termo a esquerda do sinal de igualdade desta última equação é conhecido como valor do produto marginal, e expressa o valor da quantidade adicional de produto (no caso: milho e feijão) possível de ser obtida pelo uso de mais uma unidade de um insumo qualquer.

Nas condições de lucro máximo, o valor do produto marginal tem que ser igual ao custo do insumo. Este deve ser utilizado até o ponto em que o acréscimo à produção tem valor igual ao custo de se empregar uma unidade a mais do fator de produção, incluídos aí os custos financeiros.

Exemplo da aplicação desta metodologia pode ser visto em Gominho & Mafra (1979) e Santa Cecília *et al* (1982). Aqui serão fornecidos alguns detalhes sobre a análise realizada nos dados obtidos por Santa Cecília *et al* (1982). Neste experimento, instalado em Patos de Minas (MG), foram estudados dois arranjos de milho e feijão: a) milho e feijão na mesma linha e b) feijão semeado entre as linhas de milho. Em cada um destes arranjos foram aplicados três níveis de nitrogênio (0-75-150kg/ha) combinados com três níveis de P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> (0-150-300kg/ha), na linha de plantio do milho. As produtividades obtidas de milho e feijão estão na Tabela 23. Com base nestes dados foram ajustadas duas equações (uma para milho e outra para feijão) do tipo:

$$Y = b_0 \cdot e^{b_1 D} \cdot N^{b_2 + b_3 D} \cdot P^{b_4 + b_5 D}$$

onde,

Y é a produção em kg/ha de milho ou feijão, e  
e é a base dos logaritmos neperianos;

TABELA 23. Produtividade média de milho e feijão (kg/ha), obtida em diferentes níveis de nitrogênio e fósforo, utilizados em dois sistemas de plantio associados de milho e feijão. Patos de Minas, ano agrícola 1978/79.

Sistema de plantio	Níveis de N Kg/ha	Milho			Feijão		
		Níveis de P <sub>2</sub> O <sub>5</sub> (Kg/ha)			Níveis de P <sub>2</sub> O <sub>5</sub> (Kg/ha)		
		0	150	300	0	150	300
Feijão dentro da linha de milho	0	4812	10147	10146	57	125	122
	75	7766	8789	8360	312	231	194
	150	8966	9984	10702	202	228	270
Feijão entre as linhas de milho	0	3908	4460	5012	222	164	181
	75	7614	7801	7902	256	195	137
	150	9205	10147	10146	358	226	161

D é uma variável do tipo zero-um que toma valor 0 (zero) para observações com feijão na linha, e 1 naquelas referentes a feijão na entrelinha;

N e P são as doses de nitrogênio e fósforo (kg/ha) que possibilitaram o nível Y de produção.

$b_i$  ( $i = 1 \dots 5$ ) são as estimativas dos coeficientes da equação.

Outro procedimento possível, seria estimar duas equações para cada produto, uma em cada sistema de plantio. O procedimento utilizado tem a vantagem de tornar possível o uso de maior número de pontos para o ajuste da regressão, e de fornecer mais graus de liberdade para teste de coeficientes.

As equações de resposta do milho e feijão ao nitrogênio e fósforo estão apresentadas na Tabela 24. Todos os coeficientes foram significativos ao nível de 5% de probabilidade. Substituindo-se o valor D, na equação, por zero (feijão na linha) ou por um (feijão na entrelinha) são obtidas as equações de resposta aos fertilizantes para estas duas condições.

TABELA 24. Equações de resposta de milho e feijão consorciados a nitrogênio e fósforo. Patos de Minas, 1978/79.

Produto	Equações	R <sup>2</sup> (%)
Milho	$Y = 7144 \cdot N^{0,05} \cdot P^{0,007}$	92
Feijão	$Y = 189 \cdot N^{0,065} - 0,055D \cdot P - 0,03D$	69

Pode-se observar que a resposta do milho não é afetada pelo arranjo de plantio, pois os coeficientes das variáveis que envolviam o termo D não foram significantes. Para o feijão, a resposta ao nitrogênio reduz-se sensivelmente com o plantio na entrelinha (deve-se lembrar que os fertilizantes foram aplicados na linha do milho), passando também a fazer parte da equação a variável fósforo aplicado, com coeficiente negativo.

Nas condições de preço da safra 80/81, (Cr\$ 10,00 o kg de milho Cr\$ 73,00 o kg de feijão, Cr\$ 52,00 o kg de P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> e Cr\$ 51,00 o kg de N), as doses de nitrogênio e fósforo que forneceriam maior lucro são as da Tabela 25.

TABELA 25. Níveis ótimos em kg/ha de nitrogênio e fósforo. Patos de Minas, Preços de safra 80/81.

	N	P <sub>2</sub> O <sub>5</sub>
Feijão na linha	94	12
Feijão na entrelinha	76	4

### 5.3. Requisitos para boas estimativas de curvas de resposta

A vantagem da análise feita com base em funções de produção está na possibilidade de se explorar por meio de interpolações, todas as possibilidades de fracionamento de quantidades dos insumos. A investigação não se restringe, então, apenas aos pontos referentes aos tratamentos instalados. Para que esta vantagem seja realmente aproveitada, alguns cuidados devem ser tomados na fase de planejamento do experimento, como já foi comentado no item 3.3, de forma a se obterem boas estimativas das curvas de resposta. Aqui será dada uma ênfase maior nestes aspectos, principalmente visando permitir uma maior flexibilidade nas análises econômicas.

O primeiro destes cuidados refere-se ao número de tratamentos instalados. Frequentemente têm sido utilizados cerca de três ou quatro níveis de um dado insumo, sob a alegação de que o experimento ficaria "muito grande", caso este número fosse aumentado, dado o número de repetições necessárias. Diferentemente da análise de variância, a análise de regressão admite um certo sacrifício do número de repetições em favor de um maior número de tratamentos. Desta forma, um experimento com 5 níveis e 3 repetições, certamente produzirá melhores superfícies de resposta do que um com 4 níveis e 4 repetições, embora eles tenham dimensões semelhantes.

Outra preocupação refere-se à distribuição dos tratamentos. Além de um número mínimo de tratamentos é necessário que estes estejam distribuídos de forma a caracterizar bem a curva a ser ajustada. Níveis muito próximos entre si, ou excessivamente afastados, podem conduzir a funções de produção que não retratam da melhor forma possível a relação física produto-insumo.

Os últimos níveis utilizados devem ser capazes, também, de caracterizar a situação de estabilização (ou decréscimo) de produção frente às doses mais elevadas.

Estes cuidados, mais um pequeno esforço por ocasião do ajustamento das regressões, via teste de mais de uma relação funcional (existe um excessivo apego à fórmula quadrática), fornecerão equações capazes de gerar estimativas confiáveis acerca das relações físicas que se esteja estudando.

### 5.4. Análise de risco na consorciação

Já se encontra bem estabelecido na literatura, que um dos fatores que afetam a escolha das explorações agrícolas e da tecnologia empregada é o comportamento do agricultor com relação ao risco. Isto é particularmente verdade no caso dos pequenos agricultores, para os quais a estabilidade de sua renda, e mesmo do fornecimento de alimentos são vitais.

Este fato, ao lado da necessidade de o agricultor explorar melhor os recursos de que dispõe, levaria à diversificação de culturas na propriedade e à consorciação, que alia a diversificação a um melhor uso de fatores de produção. Entretanto, poucos estudos têm sido efetuados para confirmar este melhor comportamento da consorciação com relação ao risco. Sugere-se que é uma prática de menor risco, mas pouco se faz para provar este fato.

Para estudos de risco em geral, é necessário que se disponha de um certo número de informações anuais sobre o fato que se deseja avaliar (como já foi comentado

no item 3.4) porque é necessário que se obtenha alguma idéia de como este fato varia entre os anos agrícolas.

Este requerimento tem dificultado os estudos de risco na agricultura, principalmente a nível experimental. Geralmente os experimentos são repetidos por um período máximo de três anos, o que gera uma série restrita de dados para avaliação do risco. Para contornar esta dificuldade, alguns procedimentos têm sido tentados. Um deles consiste em repetir o ensaio em vários locais, com vista a verificar o comportamento do aspecto estudado em diferentes situações de clima e ambiente. A restrição básica a esta metodologia está na pouca probabilidade de que a distribuição de situações climáticas (se as considerarmos como os principais fatores de risco), que ocorreram nos ensaios, seja semelhante à que ocorre entre anos em um dado local. O máximo que se pode fazer é, numa primeira etapa, definir que práticas, englobando inclusive o material genético, apresentariam desempenho melhor em condições piores, médias ou boas. O segundo passo seria verificar a preponderância de alguma destas condições em dado local, e com base nisto, realizar as recomendações. Caso as condições fossem extremamente variadas, a opção seria pelas práticas que mostrassem maior estabilidade. Outra crítica, esta mais difícil de contornar, refere-se ao possível efeito conjunto de condições de solo (naturais ou transformadas) e clima (o chamado "ambiente") sobre a produção. Como o que interessa ao agricultor é o risco climático, a medida "ambiente" serve mais para diminuir o risco do pesquisador na recomendação de práticas do que para orientar o agricultor na escolha da tecnologia que irá utilizar.

Outro procedimento consiste na técnica de "dados esparsos". Ele baseia-se na regra de Schlaiffer. Segundo esta regra, se colocarmos em ordem crescente as  $n$  (no mínimo três) distribuições disponíveis, a  $p$ -ésima observação é uma boa estimativa da fração  $p/(n + 1)$  de probabilidade acumulada. Desta forma, se temos o conjunto 3, 6, 10 e 6, obtido como resultado de dado tratamento em um experimento qualquer, os valores 3, 6, 6 e 10 são boas estimativas das frações de probabilidade acumulada 0,2; 0,4; 0,6 e 0,8, respectivamente. Um resumo destes cálculos está na Tabela 26. Com base nestes dados, e em estimativas pessoais sobre máximos e mínimos possíveis de serem obtidos nos tratamentos, pode-se traçar a curva de probabilidade acumulada. Uma vez plotados os pontos em um gráfico (com as probabilidades acumuladas nas abscissas e os valores obtidos experimentalmente nas ordenadas), ajusta-se com base neles, uma curva em forma de S "esticado". Um exemplo com os dados da Tabela 26, onde os pontos extremos foram considerados como 1 e 12 está na Fig. 4.

TABELA 26. Resumo dos cálculos das frações de probabilidade acumulada

Valores	Ordem (p)	
3	1	$1/(4 + 1) = 0,2$
6	2	$2/(4 + 1) = 0,4$
6	3	$3/(4 + 1) = 0,6$
10	4	$4/(4 + 1) = 0,8$

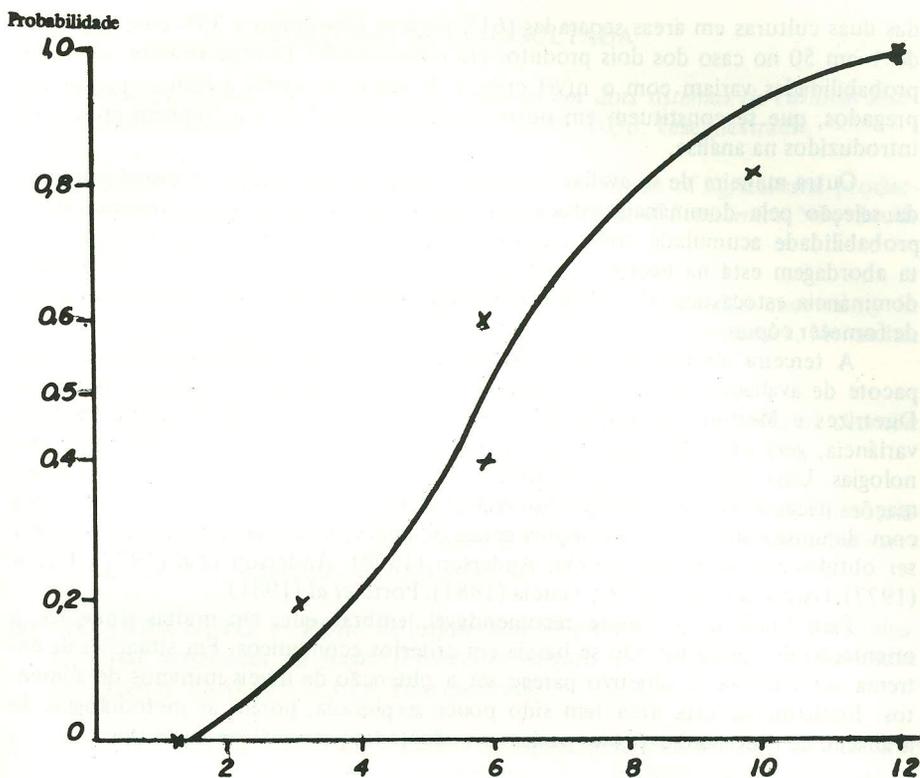


FIGURA 4. Exemplo de obtenção da curva de probabilidade acumulada, com o uso da técnica de dados esparsos.

Com base na curva de probabilidade acumulada, várias informações que ajudam a caracterizar o risco de determinada tecnologia na consorciação podem ser obtidas. Dentre elas, podem ser citadas: média, variância, mediana, coeficiente de assimetria, probabilidade de prejuízos, de obtenção de dado nível mínimo de lucro, ou de produção de um ou outro produto. A partir destas informações, uma primeira aproximação pode ser feita no sentido de escolher sistemas de consorciação menos arriscados (e mesmo comparar com este respeito sistemas consorciados e monocultivos). Um exemplo do uso de informações deste tipo em estudos de consorciação pode ser encontrado em Francis & Sanders (1978). Rao & Willey (1979), trabalhando com dados de 89 experimentos na Índia e com base nos preços de mercado da época, calcularam que a probabilidade de se obter um rendimento econômico abaixo de determinado valor crítico era de 1 em 9 anos com sorgo em monocultivo, de 1 em 11 anos para guandu em monocultivo, de 1 em 20 anos para a combinação

das duas culturas em áreas separadas (61% da área com sorgo e 39% com guandu) e de 1 em 50 no caso dos dois produtos em consorciação. Deve-se ressaltar que estas probabilidades variam com o nível crítico de renda desejado e com os preços empregados, que se constituem em outra fonte de risco, mas que também podem ser introduzidos na análise.

Outra maneira de se avaliar o comportamento com relação ao risco é por meio da seleção pela dominância estocástica, que se baseia na curva de distribuição de probabilidade acumulada com relação ao risco. A dificuldade com relação a esta abordagem está na necessidade de programas de computador para a seleção pela dominância estocástica. O CNP-Milho e Sorgo dispõe de um destes programas e pode fornecer cópias.

A terceira alternativa, que é bastante semelhante à anterior, refere-se a um pacote de avaliação de risco denominado PACTA (disponível no Departamento de Diretrizes e Métodos da EMBRAPA) que, a partir de informações como média e variância, gera uma distribuição de probabilidade e realiza a comparação entre tecnologias. Uma restrição a esta alternativa está na forma de se conseguirem as informações necessárias, uma vez que normalmente não se dispõe de uma série de dados com dimensão suficiente. Exemplos gerais de aplicação destas metodologias podem ser obtidos em Anderson (1973); Anderson (1974); Anderson *et al* (1977); Dillon (1977); Garcia & Cruz (1979); Garcia (1981); Porto *et al* (1981).

Para finalizar, é sempre recomendável lembrar que, em muitas situações, a orientação do agricultor não se baseia em critérios econômicos. Em situações de extrema subsistência, o objetivo parece ser a obtenção de níveis mínimos de alimentos. Infelizmente esta área tem sido pouco explorada, porém as metodologias de avaliação de risco aqui expostas podem ser adaptadas para análises deste tipo.

## AGRADECIMENTOS

*Agradecemos aos engenheiros agrônomos Roland Vencovsky e José Carlos Cruz pelas sugestões apresentadas, ao jornalista José Heitor Vasconcellos e ao bibliotecário Roberto Pontello pela revisão do texto.*

## LITERATURA CONSULTADA

01. AIDAR, H. *Estudo de populações de plantas em dois sistemas de culturas associadas de milho e feijão*. Viçosa, UFV, 1978. 103p. Tese mestrado.
02. ANDERSON, J.R. Risk efficiency in the interpretation of agricultural production research. *Review of Marketing and Agricultural Economics*. New South Wales, 42(3):131-84, Sept. 1974.
03. ANDERSON, J.R. Sparse data, climatic variability, and yield uncertainty in response analysis. *American Journal of Agricultural Economics*. Menasha, 55(1):77-82, Feb. 1973.
04. ANDERSON, J.R.; DILLON, J.L. & HARDAKER, B. *Agricultural decision analysis*. II Ames, Iowa State University, 1977. 344p.
05. ANDRADE, M.A. de; RAMALHO, M.A.P. & ANDRADE, M.J.B. de Consorciação de feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) com cultivares de milho (*Zea mays* L.) de porte diferente. *Agros*, Lavras, 4(2):23-30, 174.
06. BEZERRA NETO, F. *Efeito da arquitetura do milho (Zea mays L.) sobre algumas variedades de feijão (Phaseolus vulgaris L.) em cultura consorciada*. Lavras, ESAL, 1978. 62p. Tese mestrado.
07. CHAGAS, J.M. & VIEIRA, C. Efeito do espaçamento do milho e da adubação mineral do feijão sobre o rendimento do consórcio dessas culturas. In: REUNIÃO NACIONAL DE PESQUISA DE FEIJÃO, 1, Goiânia, 1982. *Anais*. . . Goiânia, EMBRAPA-CNPAP, 1982. p. 106-8.
08. CHOWDHURY, S.L. Recent studies in intercropping systems on the drylands of India – some thoughts, some results. In: INTERNATIONAL WORKSHOP ON INTERCROPPING, Hyderabad, 1979. *Proceedings*. . . Patancheru, ICRISAT, 1979. p. 299-305.
09. COCHRAN, W.G.; COX, G.M. *Experimental designs*. 2.ed. New York, J. Wiley, 1957. 611p.
10. DAVIS, J. Relaciones de competencia entre frijol x maíz en sistemas de asociación y sus inferencias para el mejoramiento genético. Cali, CIAT, 1981. 13p. (seminários internos)
11. DILLON, J.L. Análisis de funciones de respuesta. In: GASTAL, E., ed. *Análisis económico de los datos de la investigación*. Montivideo, IICA, 1971. p.25-74.

12. DILLON, J.L. *The analysis of response in crop and livestock production*. 2. ed. Oxford, Pergamon, 1977. 213p.
13. DONALD, C.M. Competition among crop and pasture plants. *Adv. Agron.*, 15: 1118, 1963.
14. EPAMIG – Preços médios mensais recebidos pelos produtores rurais, por região de planejamento no estado de Minas Gerais. *Informe Agropecuário*, Belo Horizonte, 4-8, 1974-1978.
15. FALCONER, D.S. *Introduction to quantitative genetics*. London, Logman, 1976. 365p.
16. FEDERER, W.T. *Experimental Design: theory and application*. New York, Macmillan, 1955. 544p.
17. FISHER, R.A. & YATES, F. *Tabelas Estatísticas para pesquisa em biologia, medicina e agricultura*. São Paulo, Polígono, 1971. 150p.
18. FONTES, L.A.; GALVÃO, J.D. & COUTO, W.S. Estudo de sistemas culturais milho-feijão no município de Viçosa, Minas Gerais. *Revista Ceres*, Viçosa, 23(130):484-96, 1976.
19. FRANCIS, C.A. Development of plant genotypes for multiple cropping systems. In: FREY, K.J. *Plant Breeding II*. Ames, Iowa State University, 1981. p.179-231.
20. FRANCIS, C.A.; FLOR, C.A.; PRAGER, M. & SANDERS, J.H. Density response of climbing beans in two cropping systems. *Field Crop Research*, Amsterdam, 1:255-67, 1978.
21. FRANCIS, C.A. & SANDERS, J.H. Economic analysis of bean and maize systems: monoculture versus associated cropping. *Field Crop Research*, Amsterdam, 1:319-35, 1978.
22. FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Instituto Brasileiro de Economia. Divisão de Estatística e Econometria. Centro de Estudos Agrícolas. *Preços recebidos pelos agricultores*. Rio de Janeiro, 1974. 99p.
23. GARCIA, J.C. Modificação no ambiente versus adaptação das plantas ao meio; uma análise econômica. Trabalho apresentado no XIX Congresso da SOBER, Recife, 1981.

24. GARCIA, J.C. & CRUZ, L.C. Seleção pela dominância estocástica, de práticas agrícolas eficientes com respeito ao risco – uma aplicação para a cultura do milho. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 17(2):131-42, abr./jun. 1979.
25. GOMES, F.P. *Curso de estatística experimental*. 6. ed. São Paulo, Nobel, 1976. 430p.
26. GOMINHO, M.S.F. & MAFRA, R.C. Uma metodologia de análise agroeconômica para culturas consorciadas em experimentos de adubação. *Pesquisa Agropecuária Pernambucana*, Recife, 1(1):161-82, dez. 1979.
27. HAMBLIN, J.; ROWELL, J.G. & REDDEN, R. Selection for mixed cropping. *Euphytica*, 25:97-106, 1976.
28. HARPER, J.L. The individual in the population. *Journal of Ecology*, 52:149-58, 1963.
29. INFORME ANUAL. Cali, CIAT, 1977.
30. KASS, C.L.D. *Polyculture cropping systems: review and analysis*. Ithaca, New York State College of Agriculture and Life Sciences, 1978. 69p. (Bulletin, 32).
31. KEMPTHORNE, O. *The design and analysis of experiments*. 2. ed. Huntington, Robert E. Krieger, 1979. 631p.
32. LE CLERG, E.L. Significance of experimental design in plant breeding. In: FREY, K.J. *Plant Breeding*. Ames, Iowa State University Press, 1966. p.243-313.
33. MEAD, R. Competition experiments. *Biometrics*, 35:41-54, 1979.
34. MEAD, R. & RILEY, J. A review of statistical ideas relevant to intercropping research. *The Journal of the Royal Statistical Society*, 144:462-509, 1981.
35. MEAD, R. & STERN, R.D. Designing experiments for intercropping research. *Expl. Agric.*, 16:329-42, 1980.
36. MEAD, R. & STERN, R.D. Statistical aspects of intercropping research. In: INTERNATIONAL WORKSHOP ON INTERCROPPING, Hyderabad, 1979. *Proceedings*. . . Patancheru, ICRISAT, 1979. p. 306-17.

37. MEAD, R. & WILLEY, R.W. The concept of a "Land equivalent ratio" and advantages in yields from intercropping. *Expl. Agric.*, 16:217-28, 1980.
38. MONTEIRO, T.A.A.; VIEIRA, C. & SILVA, C.C. da. Yields of twenty bean cultivars under two cropping systems. In: ANNUAL REPORT OF 1981. New York, Bean improvement Cooperative, 1981. p.49-50 (Report. 24).
39. MORENO, R.O; TURRENT, F.A. & NUÑEZ, E.R. Las Asociaciones de maíz-frijol, una alternativa en el uso de los recursos de los agricultores de Plan Puebla. *Agrociência*, México, 14:103-17, 1973.
40. OYEJOLA, B.A. & MEAD, R. Statistical assessment of different ways of calculating land equivalent ratios (LER). *Expl. Agric.*, 18:125-38, 1982.
41. PEARCE, S.C. & GILLIVER, B. The statistical analysis of data from intercropping experiments. *J. Agric. Sci.*, Cambridge, 91:625-32, 1978.
42. PORTES, T.A.; AIDAR, H. & CONTO, A.J. de. Plantio mecanizado simultâneo de milho e feijão – avaliação econômica. In: REUNIÃO NACIONAL DA PESQUISA DE FEIJÃO, 1, Goiânia, 1982. *Anais. . .* Goiânia, EMBRAPA/CNPAF, 1982. p.130-2.
43. PORTO, V.H.F.; CRUZ, E.R. da & INFELD, J.A. Metodologia para incorporação de risco em modelos de decisão usados na análise comparativa entre alternativas: o caso da cultura do arroz irrigado. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 2(20):193-212, abr./jun. 1982.
44. RAMALHO. M.A.P.; FINCH, E.O. & SILVA, A.F. *Mecanização do plantio simultâneo de milho e feijão consorciados*. Sete Lagoas, EMBRAPA/CNPMS, 1982. 21p. (Circular Técnica, 07).
45. RAO, M.R. & WILLEY, R.W. Evaluation of yield stability in intercropping: studies on sorghum/pigeonpea. *Expl. Agric.*, 16:105-12, 1980.
46. RAO, M.R. & WILLEY, R.W. Stability of performance of a pigeonpea sorghum intercrop system. In: INTERNATIONAL WORKSHOP ON INTERCROPPING, Hyderabad, 1979. *Proceedings. . .* Patancheru, ICRISAT, 1979. p. 306-17.
47. RELATÓRIO TÉCNICO ANUAL DO CENTRO NACIONAL DE PESQUISA DE MILHO E SORGO, 1979, Sete Lagoas, MG, EMBRAPA/CNPMS, 1980. p.9-22.

48. RELATÓRIO TÉCNICO ANUAL DO CENTRO NACIONAL DE PESQUISA DE MILHO E SORGO, 1979-1980. Sete Lagoas, MG, EMBRAPA/CNPMS, 1981 p.23-46.
49. SANTA CECÍLIA, F.C. & RAMALHO, M.A.P. Comportamento de cultivares de feijão em monocultivo e em associação com milho. *Ciência e Prática*, Lavras, 6(1), 1982. (No Prelo).
50. SANTA CECÍLIA, F.C.; RAMALHO, M.A.P. & GARCIA, J.C. Efeito da adubação nitrogenada e fosfatada na consorciação milho-feijão. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, 17(9):1285-91, set. 1982.
51. SERPA, J.E.S. Sistemas culturais milho-feijão. Comportamento do milho e do feijão em cultivos exclusivos, consorciados em faixas alternadas. Viçosa, UFV, 1977. 57p. Tese Mestrado.
52. SNEDECOR, G.W. & COCHRAN, W.G. *Statistical methods*, 6. ed. Ames, Iowa, State University, 1976, 593p.
53. SOUSA FILHO, B.F. & ANDRADE, M.J.B. de. Influência de diferentes populações de plantas ao consórcio milho-feijão. In: REUNIÃO NACIONAL DE PESQUISA DE FEIJÃO, 1, Goiânia, 1982. *Anais*. . . Goiânia, EMBRAPA/CNPAF, 1982. p. 103-4.
54. STEEL R.G.D. & TORRIE, J.H. *Principles and procedures of statistics biometrical approach*. 2. ed. Tóquio, McGraw-Hill Kogakusha, 1980. 633p.
55. VENCOVSKY, R. Genética quantitativa. In: KERR, W.E. *Melhoramento e genética*. São Paulo, Melhoramentos, 1969. p.17-37.
56. VENCOVSKY, R. Herança Quantitativa. In: PATERNIANI, E. *Melhoramento e produção de milho no Brasil*. Piracicaba, Fundação Cargill, 1978. p. 122-201.
57. WIJESINHA, A.; FEDERER, W.T.; CARVALHO, J.R.P. & PORTES, T.A. Some statistical analysis for a maize and beans intercropping experiment. *Crop Science*, Madison, 22:660-6, 1982.
58. WILLEY, R.W. Intercropping – its importance and research needs. Part 1. Competition and yield advantages. *Field Crop Abstracts*, 32:1-10, 1979a.
59. WILLEY, R.W. Intercropping – its importance and research needs. Part 2. Agronomy and research approaches. *Field Crop Abstracts*, 32:73-84, 1979b.

60. WILLEY, R.W. & OSIRU, D.S.O. Studies on mixtures of maize and beans (*Phaseolus vulgaris*) with particular reference to plant population. *J. Agric. Sci., Cambridge*, 79:519-29, 1972.
61. WILLEY, R.W. & RAO, M.R. A competitive ratio for quantifying competition between intercrops. *Expl. Agric.*, 16:117-25, 1980.

# EMBRAPA



participe - divulgue - comemore