MÉTODOS DE ANÁLISE DE EXPERIMENTOS DE CONSORCIAÇÃO APLICADOS A PLANTAS FORRAGEIRAS

EDILSON BATISTA DE OLIVEIRA
Engenheiro-Agrônomo
EMBRAPA

Orientador: Prof. Dr. DÉCIO BARBIN

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Agronomia. Área de Concentração em "Estatística e Experimentação Agrônomica".

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Novembro, 1984

Aos meus pais,
Pedro e Neuza,
e às minhas irmãs,
Elenice, Eveline e Luciana,
OFEREÇO.

A minha esposa,
Gláucia,
DEDICO.

AGRADECIMENTOS

O autor expressa seus agradecimentos a todos que, direta ou indiretamente, contribuiram para a realização deste trabalho, especialmente,

ao Prof. Dr. Décio Barbin, Prof. Titular do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP, pela orientação segura, incentivo e amizade;

ao Dr. Emanuel Adilson Souza Serrão, Pesquisador do Centro de Pesquisa Agropecuária do Trópico Úmido (C.P.A.T.U.) e Coordenador do Projeto de Melhoramento de Pastagens da Amazônia Legal, pelo apoio e cessão dos dados experimentais;

ao Prof. Dr. Irineu Umberto Packer, Prof. Adjunto do Departamento de Zootecnia da ESALQ/USP, pela sugestão do tema e pelo incentivo;

ao Prof. Dr. Isaias Olivio Geraldi, do Departamento de Genética da ESALQ/USP, pelas valiosas sugestões apresentadas.

ao Prof. Dr. Humberto de Campos, Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agronômica, pelo apoio recebido.

ao Prof. Dr. Cássio Roberto de Melo Godoi, Livre-Docente do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP, pelas proveitosas discussões;

à Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, EMBRAPA, pela oportunidade concedida para a realização do Curso;

aos Professores e Funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP, pela dedicação e colaboração;

à Srta. Maria Izalina Ferreira Alves, pela revisão do texto, trabalho datilográfico e pela amizade;

aos Colegas do Curso de Pós-Graduação pelo convívio.

ÍNDICE

Pág.

LISTA DE TABELAS viii

LISTA DE FIGURAS xi

RESUMO xiii

SUMMARY xv

1. INTRODUÇÃO 1

2. REVISÃO DE LITERATURA 4

2.1 - Competição entre Plantas 4

2.2 - Consorciação de culturas e competição entre plantas 5

2.3 - Métodos para análise de experimentos de consorciação e estudos de competição 6

2.3.1 - Índices 6

2.3.1.1 - Razão da área equivalente (RAE) 6

2.3.1.2 - Coeficiente de reunião relativa (K_i) 8

2.3.1.3 - Índice de competição (CI) 8

2.3.1.4 - Índice de agressividade (A_{ij}) 9

2.3.1.5 - Razão de competição (CR) 10

2.3.2 - Método de análise gráfica dos experimentos de série de reposição .. 10

2.3.3 - Metodologia dos delineamentos dialélicos 14

2.3.4 - Análise bivariada da variância .. 16

2.3.5 - Análise de regressão 17

Pág.

3. MATERIAL E MÉTODOS 19

3.1 - Material 19

3.2 - Métodos 22

3.2.1 - Método de análise gráfica dos experimentos de série de reposição ... 22

3.2.2 - Análise de variância segundo o delineamento dialélico modificado(Método de GERALDI, 1983) 26

3.2.3 - Análise bivariada da variância .. 34

3.2.4 - Análise de regressão 42

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO 49

4.1 - Método de Análise Gráfica dos Experimentos de Série de Reposição 49

4.2 - Análise da Variância segundo o Delineamento Dialélico Modificado (Método de GERALDI, 1983) 55

4.3 - Análise Bivariada da Variância 61

4.4 - Análise de Regressão 68

4.5 - Considerações Gerais sobre os Métodos de Análise de Competição entre Plantas 75

5. CONCLUSÕES 77

6. LITERATURA CITADA 79

TABELAS 86

LISTA DE TABELAS

TABELA		Pág.
1	Gramíneas e leguminosas forrageiras estudadas em consorciação no campo experimental do PROPASTO em Paragominas - PA	21
2	Valores médios da produção de matéria seca (t/ha) das consorciações (quatro repetições) e dos monocultivos (duas repetições), dispostas no arranjo dialélico, referentes ao experimento de consorciação de gramíneas e leguminosas forrageiras	87
3	Produções de matéria seca (t/ha) de gramíneas em consorciação com leguminosas	88
4	Produções de matéria seca (t/ha) de leguminosas em consorciação com gramíneas	89
5	Valores das estimativas dos contrastes e erros padrão das consorciações gramíneas-leguminosas	90
6	Análise da variância da produção de matéria seca das consorciações entre gramíneas e leguminosas	92
7	Análise da variância da produção de matéria seca de gramíneas em monocultivo	92
8	Análise da variância da produção de matéria seca de leguminosas em monocultivo	92

TABELA Pág.

9 Análise da variância, de acordo com o método de GERALDI (1983) 93

10 Valores das estimativas dos efeitos gerais de consórcio ($\bar{c}_{ij}$), da produção de matéria seca (t/ha) e, em porcentagem da média das espécies em monocultivo (valores entre parêntesis), e estimativa do desvio padrão correspondente 94

11 Valores das estimativas dos parâmetros a_i (efeitos de espécies de gramíneas), b_j (efeitos de espécies de leguminosas), m (média das espécies em monocultivo), d (diferença entre as médias das espécies de gramíneas e leguminosas), e seus respectivos desvios padrão ... 95

12 Valores das estimativas dos parâmetros c_i (efeito de consórcio atribuído às espécies de gramíneas), c_j (efeito de consórcio atribuído às espécies de leguminosas), c (efeito médio de consórcio), e respectivos desvios padrão 96

13 Valores das estimativas dos parâmetros d_{ij} (efeito específico de consórcio ou capacidade específica de competição) e desvio padrão correspondente 97

14 Valores das estimativas dos parâmetros cgc_i (capacidade geral de competição das gramíneas), cgc_j (capacidade geral de competição das leguminosas), e desvios padrão correspondentes 98

TABELA Pág.

15 Associações mais produtivas e estimativas de parâmetros correspondentes. Os números entre parêntesis indicam a classificação do tratamento ou efeito 99

16 Quadro de análise bivariada da variância e estimativas dos coeficientes de correlação (ρ) para o experimento de consorciação de gramíneas com leguminosas forrageiras 100

17 Desdobramentos da interação Gramíneas x Leguminosas, da análise apresentada na Tabela 16, e estimativas dos coeficientes de correlação (ρ) 101

18 Produção total (em kg/ha) de 4 repetições, ajustada para variância igual a 1 e covariância nula, pelas fórmulas (1) e (2) 102

19 Análise bivariada da variância das variáveis ajustadas para variância igual a 1 e covariância nula 103

20 Análise de variância com desdobramento das interações dos dados de produção de gramíneas (Tabela 3) e de produção de leguminosas (Tabela 4) 104

21 Valores da vantagem competitiva (S_{ij}) obtidos pelo método de regressão 105

22 Valores da produção total esperada (T_{ij}) obtidos pelo método de regressão 106

LISTA DE FIGURAS

FIGURA		Pág.
1	Tipos de competição entre espécias associadas ...	12
2	Representação gráfica de tipos de competição entre duas espécies associadas	23
3	Esquema de construção dos eixos para representação das médias de tratamentos ajustadas	41
4	Representação gráfica das associações e componentes individuais:	
	4.1 - Associações da gramínea Colonião	50
	4.2 - Associações da gramínea Jaraguá	51
	4.3 - Associações da gramínea Braquiária	51
	4.4 - Associações da gramínea Estrela	52
	4.5 - Associações da gramínea Quicuio	52
	4.6 - Associações da gramínea Pasto Negro	53
	4.7 - Associações da gramínea Setária	53
5	Representação gráfica das médias de produção de gramíneas ajustadas e regiões de confiança	63
6	Representação gráfica das médias de produção de leguminosas ajustadas, e regiões de confiança	64
7	Representação gráfica das médias de produção de cada associação entre gramíneas e leguminosas, e regiões de confiança	65

FIGURA Pág.

8 Regressão do comportamento individual de gramíneas contra médias de ambiente (leguminosas) 71

9 Regressão do comportamento individual de leguminosas contra médias de ambiente (gramíneas) 72

MÉTODOS DE ANÁLISE DE EXPERIMENTOS DE CONSORCIAÇÃO APLICADOS A PLANTAS FORRAGEIRAS

Autor: Edilson Batista de Oliveira
Orientador: Prof. Dr. Décio Barbin

R E S U M O

Quatro métodos de análise de experimentos de consorciação foram discutidos e testados com dados de um experimento de gramíneas e leguminosas forrageiras consorciadas.

Os métodos foram: Método de Análise Gráfica dos Experimentos de Série de Reposição, Análise de Variância segundo o Delineamento Dialélico Modificado, Análise Bivariada da Variância e Método de Regressão.

Os dados analisados pelos métodos discutidos foram provenientes de um experimento do Projeto de Melhoramento de Pastagens da Amazônia Legal - PROPASTO, conduzido pelo Centro de Pesquisa Agropecuária do Trópico Úmido (C.P.A.T.U./EMBRAPA), no Município de Paragominas - PA, onde testaram-se sete espécies de gramíneas e sete de le-

guminosas forrageiras em combinações binárias e em monocultivo. Foram avaliados os dados de produção de matéria seca dos sete primeiros cortes, referentes ao período de fevereiro de 1977 a julho de 1978.

Todos os métodos mostraram eficiência principalmente no estudo dos mecanismos de competição entre as espécies, sendo que cada um apresenta um enfoque específico.

Concluiu-se pela necessidade de se conhecerem as características competitivas das espécies na determinação de associações mais produtivas e na seleção de espécies mais adaptáveis ao cultivo consorciado, e também que, deve-se utilizar, em conjunto, mais de um método, de acordo com o tipo do experimento e das informações requeridas pelo pesquisador.

METHODS OF INTERCROPPING EXPERIMENTAL DATA ANALYSIS APPLIED TO FORAGER PLANTS

Author: Edilson Batista de Oliveira
Adviser: Prof. Dr. Décio Barbin

S U M M A R Y

Four methods for intercropping experimental data analysis were discussed and tested with experimental data of grass and leguminous foragers.

The methods were: Graphical Analysis, Methods of Experiments with Replacement Series, Analysis of Variance through Modified Diallel Design, Bivariate Analysis of Variance and Regression Methods.

The data, analysed through the discussed methods, were from an experiment from the Amazon Breeding Pasture Project, conducted by the Research Center of the Humid Tropic (C.P.A.T.U./EMBRAPA), in Paragonimas county, Pará State, Brasil; seven species of grasses and seven species of forager legums were tested in binary combination and in so-

le cropping Data of production of dry matter were evaluated from the first seven cuts, corresponding to february 1977 to jully 1978 period.

All the methods were efficient, mainly in the study of competition mechanisms among species in a specific viewpoint.

We concluded that it is necessary to know the competitive characteristics of the species in the determination of the association most productive and in the selection of species most adapted to the intercropping and also that, we should use, in assemblage, more than one method, in agreement with the type of experiment and the information required by the investigator.

1. INTRODUÇAO

Sistemas de cultivo como consórcio ou cultivo misto são utilizados, há séculos, pelos agricultores. Entretanto, apenas nos últimos anos esta área começou a receber maior atenção por parte dos pesquisadores.

O cultivo misto, tanto de espécies quanto de genótipos, dá maior estabilidade à produção pelo fato de haver menores interações da mistura com o ambiente. As misturas geralmente possuem maior resistência a pragas e doenças por oferecer substrato descontínuo a estes organismos.

Quando tem-se o cultivo de mais de uma espécie na mesma área, os recursos comuns como água, luz e nutrientes podem ser insuficientes, o que leva à existên-

cia de competição entre plantas. Esta competição pode se manifestar de várias maneiras, e a produção de uma espécie pode, em alguns casos, aumentar em relação ao seu monocultivo e, em outros casos, diminuir.

Os efeitos de competição são também de grande importância nas associações de gramíneas e leguminosas forrageiras. Estas associações propiciam um maior rendimento total de forragem e melhor equilíbrio estacional na disponibilidade e qualidade do pasto. Um dos problemas mais difíceis que os pecuaristas encontram nestas associações é o da estrutura de plantio para equilíbrio, pois, a tendência é da mistura tornar-se uma monocultura do competidor mais forte. O balanço dos componentes para equilíbrio depende de como pode ser limitada sua conveniência competitiva dentro das condições ambientais prevalescentes.

Através dos ensaios de consorciação entre plantas, pode-se estudar os mecanismos de competição existentes entre espécies associadas, visando ao melhoramento vegetal e sistemas ideais de cultivo.

Estudar-se-ão aqui diversos métodos para análise de experimentos de consorciação entre plantas, discutindo-os e verificando em que situações são mais eficientes.

Será dado enfoque ao estudo da competição entre as espécies e, como exemplo, será utilizado um experimento de consorciação de sete gramíneas e sete leguminosas forrageiras, constituindo um tipo de arranjo dialélico de competição, cuja flexibilidade permite a aplicação de todos os métodos de análise a serem estudados.

2. REVISAO DE LITERATURA

2.1 - Competição entre Plantas

Segundo MATHER (1961), a competição entre organismos ocorre quando eles habitam um ambiente comum e a soma de suas necessidades excede aos suprimentos disponíveis. Dessa forma, um organismo passa a ser parte efetiva do ambiente do outro. A competição pode beneficiar ou prejudicar estes organismos de forma individual ou mútua.

De acordo com SAKAI (1961), em uma população de um mesmo genótipo algumas plantas podem apresentar maior vigor que outras, o que pode ser devido à variação ambiental ou por competição entre plantas, neste caso deno-

minada competição intragenotípica. Quando as plantas em competição têm genótipos diferentes, ocorre a competição intergenotípica. De acordo com este autor, os efeitos de altas densidades de plantio não podem ser considerados como efeitos de competição; da mesma forma que falta de umidade e nutrientes, eles são considerados como fatores sistemáticos que afetam a competição.

2.2 - Consorciação de Culturas e Competição Entre Plantas

WILLEY (1979) define consorciação de culturas como o cultivo de duas ou mais espécies numa mesma área, simultaneamente, por pelo menos um significativo período de crescimento. Para estudos de competição, onde as plantas consideradas muitas vezes não são de espécies diferentes, o termo mistura é mais apropriado que consorciação.

Segundo MEAD e RILEY (1981), a diferença entre os ensaios de competição e os ensaios de consorciação é que, no consórcio, os objetivos são essencialmente agronômicos; busca-se a melhor maneira de se obter uma combinação ótima entre culturas. Nos experimentos de competição, os objetivos são mais biológicos, procura-se entender os mecanismos de competição, examinando-se que espé-

cies ou genótipos mostram benefício de competição quando em mistura.

GOMES (1983) e RAMALHO *et alii* (1983) apresentam vários métodos de análise de ensaios de consorciação.

2.3 - Métodos para Análise de Experimentos de Consorciação e Estudos de Competição.

2.3.1 - Índices

2.3.1.1 - Razão da Área Equivalente (RAE)

A Razão da Área Equivalente ("Land Equivalent Ratio" - LER) foi apresentada por WILLEY e OSIRU (1972), e é definida como a área de terra requerida na monocultura para se obter a mesma produção de um sistema consorciado, sendo obtida pela seguinte expressão:

$$RAE = R_i + R_j = \frac{Y_{ij}}{Y_{ii}} + \frac{Y_{ji}}{Y_{jj}} ,$$

onde: Y_{ij} é o rendimento da cultura i, em mistura com a cultura j;

Y_{ji} é o rendimento da cultura j, em mistura com a cultura i;

Y_{ii} e Y_{jj} são os rendimentos em monocultivo das culturas i e j, respectivamente.

O cálculo da RAE é análogo ao índice de Rendimento Relativo Total ("Relative Yield Total" - RYT) proposto por DE WIT e VAN DER BERG (1965) para estudos de competição. A única diferença é que a RAE pode ser aplicada a mais de duas culturas.

Segundo WILLEY (1979), a comparação das RAE's individuais (R_i e R_j) pode indicar as capacidades relativas de competição das culturas componentes da mistura.

A RAE apresenta muitas limitações em termos de análise estatística. Segundo GONÇALVES (1981), quando as quantidades resultantes do monocultivo estão submetidas à variação experimental, a soma dos quocientes que definem as RAE's tem distribuição complexa e as tabelas de análise de variância não têm a mesma representatividade. Obtém-se uma estrutura correlacionada para as observações das parcelas e torna-se duvidoso que hipóteses de linearidade e normalidade se verifiquem. Dessa forma, a aplicação de análise de variância utilizando RAE's pode levar a erros relacionados à validade das pressuposições de normalidade e de homocedasticidade de variâncias.

2.3.1.2 - Coeficiente de reunião relativa (K_i)

Foi proposto por DE WIT (1960) e desenvolvido por HALL (1974a, 1974b). É obtido para cada componente de uma mistura em série de reposição (cultivo isolado de ambos os componentes e misturas com proporções P_i do componente i em cultivo isolado, e $P_j = 1 - P_i$):

$$K_i = \frac{Y_{ij}(1 - P_i)}{P_i(Y_{ii} - Y_{ij})} \quad .$$

Se $K_i > 1$, a espécie i em mistura tem produção maior que a esperada. O componente da mistura que apresentar maior valor de K é o competidor mais forte. Para determinação da vantagem de produção da mistura, deve-se obter o produto K dos coeficientes K_i dos componentes. Se $K > 1$, existe vantagem na produção da mistura e se $K < 1$, desvantagem.

2.3.1.3 - Índice de Competição (CI)

DONALD (1963) apresentou o índice de competição ("Competition Index"), que é calculado em função de um fator equivalente para cada espécie, em termos do número de plantas requeridas para uma dada produção por unidade de área. É definido como:

$$CI = \left(\frac{N_i' - N_i}{N_i}\right)\left(\frac{N_j' - N_j}{N_j}\right) \quad ,$$

onde: N_i' e N_j' representam o número de plantas requeridas para os componentes i e j, respectivamente;

N_i e N_j representam o número de plantas dos componentes i e j na mistura, respectivamente.

Este índice é de difícil uso na prática, porque requer que a cultura isolada seja cultivada em várias densidades para estimar N_i' e N_j' (MEAD e RILEY, 1981).

2.3.1.4 - Índice de agressividade (A_{ij})

Foi proposto por McGILCHRIST e TREMBATH(1971) e também assume que a mistura esteja em série de reposição. Mede quanto o acréscimo relativo de produção do componente i é maior que o do componente j. É definido por:

$$A_{ij} = \frac{Y_{ij}}{Y_{ii}\ P_i} - \frac{Y_{ji}}{Y_{jj}\ P_j} \quad .$$

Se os componentes forem igualmente competitivos, $A_{ij} = 0$.

2.3.1.5 - Razão de competição (CR)

A razão de competição ("Competitive Ratio" - CR) foi obtida a partir do "Índice de Agressividade" por WILLEY e RAO (1980):

$$CR = \frac{Y_{ij}}{Y_{ii}\ P_i} \Big/ \frac{Y_{ji}}{Y_{jj}\ P_j} \quad .$$

Este índice indica o número de vezes que um componente é mais competitivo que outro.

Todos esses índices foram discutidos e relacionados à RAE por KASS (1978), WILLEY e RAO (1980) e MEAD e RILEY (1981).

Segundo WILLEY (1980), os índices K, A e RAE têm as mesmas vantagens e desvantagens; entretanto, apenas o índice RAE fornece indicação da magnitude de alguma vantagem de produção.

2.3.2 - Método de análise gráfica dos experimentos de série de reposição

Os métodos de análise dos experimentos de série de reposição foram iniciados por DE WIT (1960). Estes experimentos são constituídos por tratamentos que incluem o cultivo isolado de duas culturas, e suas associações nas proporções P_i de uma e $P_j = (1 - P_i)$ da outra.

O tipo mais simples destes experimentos é o que possui as duas culturas isoladas e apenas uma associação entre elas, geralmente na proporção 50:50.

Muitos critérios de classificação dos tipos de competição que podem ocorrer entre duas culturas associadas têm sido apresentados, como os de HARPER (1961), WILLEY e OSIRU (1972), McGILCHRIST (1974) e HUXLEY e MAINGU (1978).

As denominações mais comumente adotadas para os tipos de competição podem ser descritas com a utilização dos gráficos apresentados na Figura 1, conforme WILLEY (1979).

As linhas pontilhadas representam a produção esperada se cada espécie possuir o grau de competição intra-específico igual ao inter-específico, ou seja, no cultivo associado, a produtividade das espécies é a mesma que a obtida no cultivo isolado utilizando-se a mesma área. A produção total da associação depende somente da frequência de seus componentes.

Na Figura 1.a demonstra-se inibição mútua, ou seja, as duas espécies têm suas produtividades diminuídas quando associadas.

Na Figura 1.b tem-se cooperação mútua, onde cada espécie tem a produtividade superior a que seria esperada no cultivo isolado.

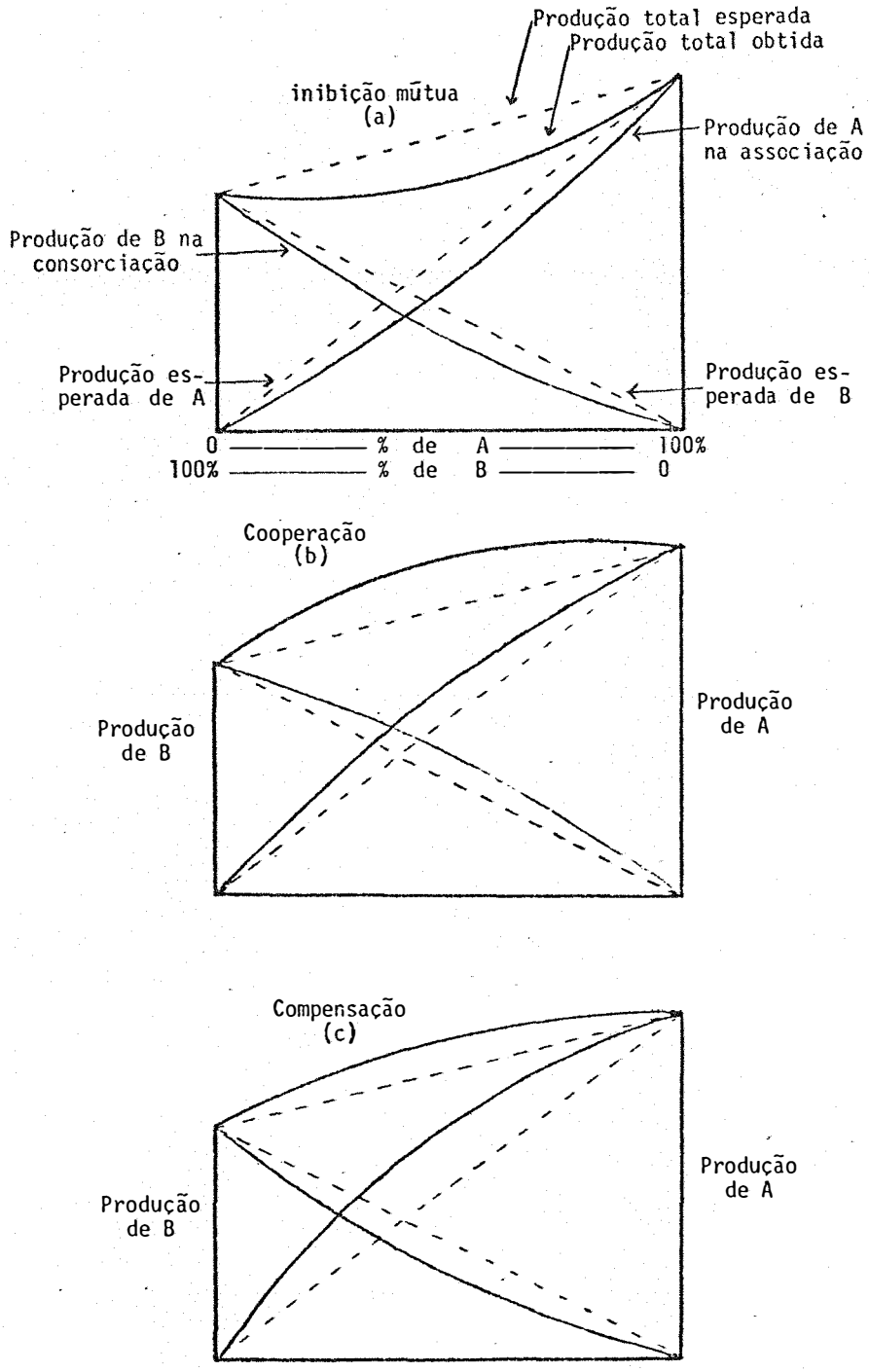

Figura 1 - Tipos de competição entre espécies associadas.
As linhas pontilhadas representam a produção esperada e as linhas cheias a produção obtida.

Na Figura 1.c ocorre compensação. Enquanto uma das culturas tem sua produtividade aumentada, a outra a tem reduzida. Este é o tipo de relação competitiva mais comum e pode se manifestar de diversas maneiras, com vantagem ou desvantagem em termos de produtividade para o cultivo associado.

Segundo WILLEY e OSIRU (1972), a avaliação nos casos de compensação pode ser tendenciosa para a associação se a espécie dominante é a mais produtiva, e para o cultivo isolado se a dominada é a mais produtiva. Isto ocorre quando o objetivo é decidir se consorciar ou não. Estes autores sugerem a utilização de uma medida de eficiência do consórcio, em termos de área de terra requerida da cultura solteira, para se conseguir a produção obtida no consórcio, o que define o índice RAE (Razão de Área Equivalente).

HILL e SHIMAMOTO (1973) estudaram a competição entre genótipos de *Lollium perenne*, utilizando séries de reposição nas proporções 25:75, 50:50, 75:25 e os genótipos isolados. Para testar estatisticamente qual tipo de relação competitiva uma associação manifesta, estes autores empregaram os testes de escala, que são comparáveis mas não inteiramente equivalentes aos apresentados por MATHER (1979) para detectar interação não alélica entre ge-

rações segregantes derivadas de cruzamentos entre linhagens.

2.3.3 - Metodologia dos delineamentos dialélicos

O termo "dialélico" foi introduzido em 1919 por Schmidt para designar todos os cruzamentos possíveis entre um conjunto de animais. Atualmente, os cruzamentos dialélicos referem-se a todos os cruzamentos possíveis entre um grupo de n entidades genéticas, tais como linhagens ou variedades (HINKELMANN, 1977).

SPRAGUE e TATUM (1942) desenvolveram os conceitos de "Capacidade Geral e Específica de Combinação", o que permitiu grande avanço e utilização dos métodos de análise.

O termo "Capacidade Geral de Combinação" é usado para designar o comportamento médio de uma linhagem em combinações híbridas. O termo "Capacidade Específica de Combinação" é usado para designar aqueles casos nos quais certas combinações se mostram relativamente melhores ou piores do que poderia ser esperado com base no comportamento médio das linhagens envolvidas.

Os métodos básicos mais utilizados na análise dos cruzamentos dialélicos são os desenvolvidos por HAYMAN (1954), GRIFFING (1956a,b) e GARDNER e EBERHART (1966).

VENCOVSKY (1970) e MIRANDA FILHO (1974) apresentam amplas discussões sobre a metodologia de cruzamentos dialélicos.

JENSEN e FEDERER (1965) utilizaram o método de GRIFFING (1956a,b) para estudar a capacidade de competição em trigo e empregaram os termos "Capacidade Geral de Competição" e "Capacidade Específica de Competição" como equivalente à "Capacidade Geral de Combinação" e "Capacidade Específica de Combinação", respectivamente.

Outros autores que utilizaram o delineamento dialélico para o estudo de competição foram: McGILCHRIST (1965), NORRINGTON-DAVIES (1967a,b), HAMBLIN *et alii* (1976), FEDERER (1979) e FEDERER *et alii* (1982).

GERALDI (1983) realizou uma revisão ampla destes processos e propôs uma metodologia para estudo de culturas consorciadas, utilizando um arranjo dialélico. O modelo matemático empregado correspondeu a uma adaptação do modelo de GARDNER e EBERHART (1966) para cruzamentos dialélicos. Com base nesse modelo este autor obteve as fórmulas para estimação dos componentes de médias e das somas de quadrados utilizando o método dos quadrados mínimos, e adaptou ainda ao estudo de competição os conceitos empregados em Genética para estudo dos cruzamentos dialélicos.

2.3.4 - Análise bivariada da variância

Nos experimentos de consorciação, a interpretação dos dados apresenta dificuldades estatísticas, devido à correlação existente entre as produções das espécies associadas. A análise multivariada da variância leva em conta essas correlações; entretanto, seu uso ainda é muito pouco difundido entre os pesquisadores.

A técnica multivariada foi apresentada no contexto de modelos lineares por GONÇALVES (1982). Essa autora aplicou a técnica em um experimento de consorciação de milho e feijão. Analisou inicialmente apenas os dados de produção de feijão, considerando as variáveis F_1, F_2 e F_3, isto é, número de vagem por planta, número de grãos por vagem e peso de 100 grãos, respectivamente. Depois analisou o vetor das produções conjuntas nas respostas bivariadas (P_f e P_m), onde P_f e P_m são as produções de milho e feijão, respectivamente, testando efeitos de variedades de milho e feijão, e suas interações no sistema consorciado; nenhuma comparação com o sistema de cultivo isolado pôde ser realizada e a interpretação final dos resultados experimentais foi realizada conjuntamente com o auxílio de análises uni e multivariadas.

PEARCE E GILLIVER (1978, 1979) e GILLIVER e PEARCE (1983) desenvolveram uma técnica de análise bivariada, onde se ajustam as variáveis de forma a ficarem com variância residual igual a um (1) e covariância nula. Nes

tes trabalhos foram desenvolvidos métodos de representação gráfica dos tratamentos, que utilizam em vez de eixos coordenados perpendiculares, com regiões de confiança elipsoides, eixos oblíquos, com regiões de confiança em forma circular, o que facilita a interpretação dos experimentos aos pesquisadores.

MEAD e RILEY (1981) e DEAR e MEAD (1983) discutem o método de análise bivariada com apresentação gráfica dos tratamentos, citando suas vantagens e distinguindo situações que devem ou não ser utilizados. Esses autores destacam a necessidade de estudos de técnicas que permitam a introdução de cultivos isolados nessas análises.

2.3.5 - Análise de regressão

O método de análise de regressão para estudo de competição, é baseado na associação da técnica de YATES e COCHRAN (1938), para análise de grupos de experimentos, com métodos de estudo de estabilidade de plantas cultivadas como os de FINLAY e WILKINSON (1963), EBERHART e RUSSEL (1966) e PERKINS e JINKS (1968).

O objetivo é verificar a forma particular que cada associado condiciona as respostas de seus competidores. Basicamente, cada espécie associada é considerada co

mo se fosse um ambiente comum e são estabelecidas regressões lineares para cada espécie em relação às espécies associadas.

JAQUARD e CAPUTA (1970) e WRITE (1971) foram os primeiros autores a utilizar esta metodologia para estudo de competição nos delineamentos dialélicos.

BREESE e HILL (1973) apresentaram uma técnica para análise de experimentos de competição, utilizando o método de FINLAY e WILKINSON (1963). Analisaram experimentos de competição entre genótipos de espécies forrageiras combinadas entre si aos pares, formando esquemas dialélicos. Estes autores estimaram parâmetros para determinação da "Capacidade Geral de Competição", que é atribuída à linha de regressão obtida para cada espécie. A "Capacidade Específica de Competição" é atribuída aos desvios de regressão.

HILL (1973) utilizou a técnica de BREESE e HILL (1973), no estudo da competição entre genótipos de *Lollium perenne* em combinações nas proporções 25:75, 50:50, 75:25. A análise foi realizada para cada proporção, e a capacidade competitiva dos componentes foi determinada por expressões baseadas nos parâmetros: média dos genótipos, coeficiente de regressão e efeito médio dos genótipos associados.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1 - Material

Os dados utilizados para a aplicação dos métodos de análise estudados nesse trabalho foram provenientes de um experimento do Projeto de Melhoramento de Pastagens da Amazônia Legal - PROPASTO, conduzido pelo Centro de Pesquisa Agropecuária do Trópico Úmido (CPATU/EMBRAPA), no Município de Paragominas - PA. Foram testadas sete gramíneas e sete leguminosas forrageiras em combinações binárias e em monocultivo. Para as consorciações, foi utilizado o delineamento de blocos ao acaso com quatro repetições. Os monocultivos foram testados em apenas dois dos blocos.

Foram analisadas apenas as produções de matéria seca (t/ha) de gramíneas e de leguminosas, relativas ao total de sete cortes, no período de fevereiro de 1977 a julho de 1978.

Na Tabela 1 estão apresentadas as espécies estudadas, com os respectivos nomes científicos.

Na Tabela 2 estão apresentadas as médias de produção de matéria seca (t/ha) das consorciações e cultivos isolados.

Nas Tabelas 3 e 4 estão apresentadas as médias de produção de matéria seca (t/ha) das gramíneas e leguminosas, respectivamente, correspondente a cada associação.

Tabela 1 - Gramíneas e leguminosas forrageiras estudadas em consorciação no campo experimental do PROPASTO em Paragominas - PA.

NOME VULGAR	NOME CIENTÍFICO
GRAMÍNEAS	
Colonião	*Panicum maximum*
Jaraguá	*Hyparrhenia rufa*
Braquiária	*Brachiaria dictyomeura*
Estrela	*Cynodon nlefluensis*
Quimio da Amazônia	*Brachiaria humidicola*
Pasto Negro	*Paspalum plicatulum*
Setária	*Seteria sphacelata* (Shumath) cv. Kazungula
LEGUMINOSAS	
Puerária	*Pueraria phaseoloides*
Stylosantes	*Stylosanthes guyanensis* cv. Cook
Galactia	*Galactia striata*
Centrosema	*Centrosema pubenscens*
Leucena	*Leucaena leucocephala* cv. Peru
Siratro	*Macroptilium atropurpureum*
Soja perene	*Neonotomia wightii*

3.2 - Métodos

3.2.1 - Método de análise gráfica dos experimentos de série de reposição

Para cada associação dentre gramíneas e leguminosas foi construído um gráfico de série de reposição. No eixo vertical esquerdo foi representada a produção da leguminosa em monocultivo; no eixo vertical direito a produção da gramínea em monocultivo e entre os dois eixos, a produção da associação. No eixo horizontal foi representada a proporção de cada cultura, considerando-se para a associação a proporção 50:50.

As formas de manifestação de competição estão representadas na Figura 2. O critério adotado foi baseado em HILL e SHIMAMOTO (1973) e WILLEY (1979).

A Figura 2.a representa uma associação, onde a competição entre seus componentes não ocorre, e a contribuição destes para com a produção total da associação pode ser prevista através das duas monoculturas.

Ocorrendo competição, um componente poderá apresentar um melhor ou pior comportamento produtivo devido à presença do outro. Se o que um componente ganhar contrabalançar com as perdas do outro, ter-se-á um caso de compensação (Figura 2.b).

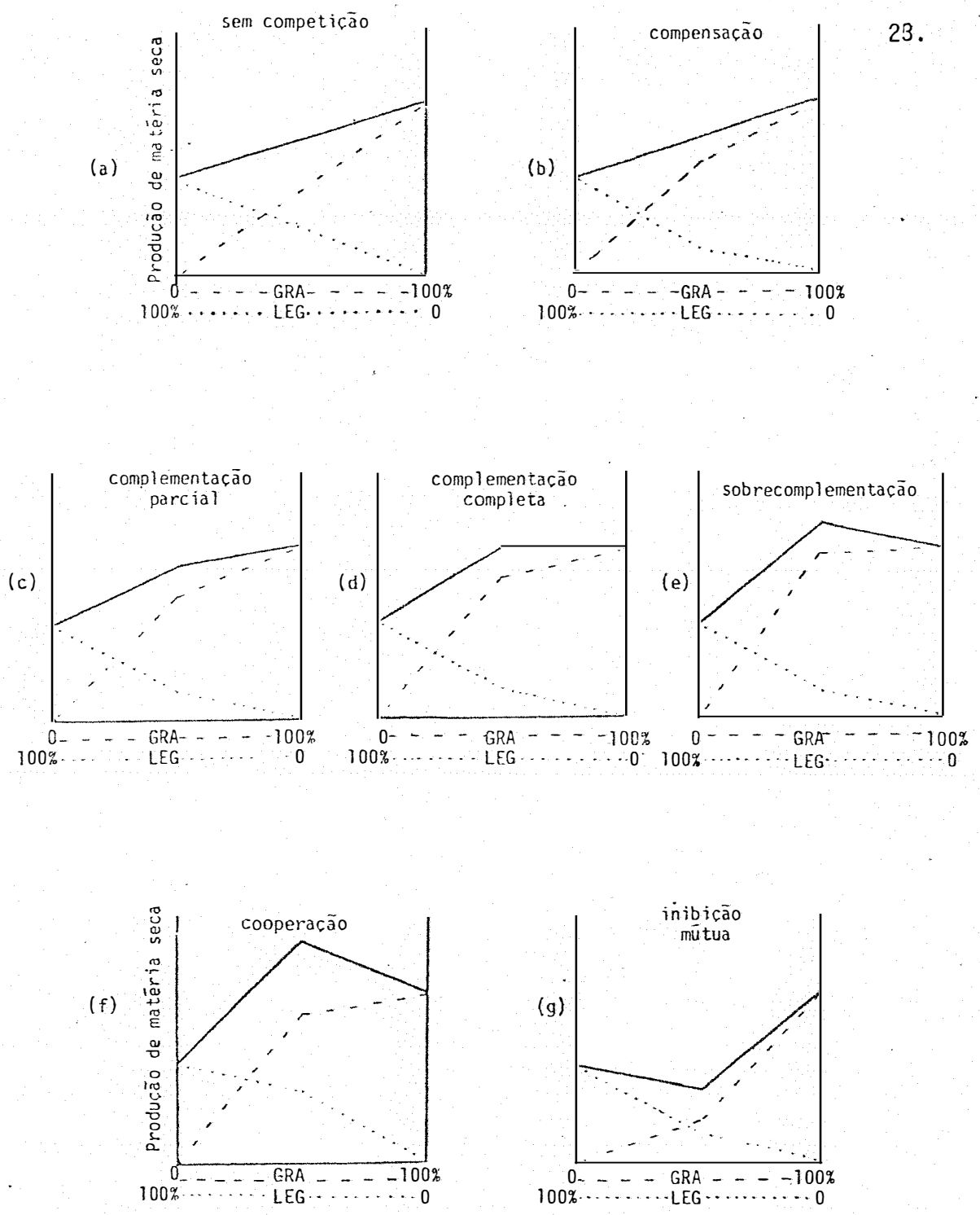

Figura 2 - Representação gráfica de tipos de competição entre duas espécies associadas. A linha cheia representa a produção total.

Quando os ganhos e perdas ocorrem sobre os dois componentes de forma não contrabalançada, tem-se a complementação, que poderá ser positiva se a produção da associação supera a produção quando não ocorre competição. Ela pode ser parcial (Figura 2.c), completa (Figura 2.d) ou sobrecomplementação (Figura 2.e), quando as misturas apresentarem produtividade, respectivamente, menor, igual ou maior que seus constituintes em monocultivo. A complementação pode ser também negativa, fornecendo gráficos similares aos da Figura 2.

Pode ocorrer também cooperação (Figura 2.f), quando ambos os componentes melhoram a produtividade apresentada em monocultivo. Caso contrário, tem-se inibição mútua (Figura 2.g).

Para uma classificação estatística das associações, com relação a um dos tipos de competição descritos, foram estabelecidos os contrastes apresentados a seguir, com suas respectivas variâncias:

$$\bar{Y}_1 = Y_{ij} - \frac{(Y_{ii} + Y_{jj})}{2} \quad \text{e} \quad \bar{V}(\bar{Y}_1) = s_1^2 = s_{ij}^2 + \frac{1}{4} s_{ii}^2 + \frac{1}{4} s_{jj}^2$$

$$\bar{Y}_2 = Y_{ij} - Y_{jj} \quad \text{e} \quad \bar{V}(\bar{Y}_2) = s_2^2 = s_{ij}^2 + s_{jj}^2$$

$$\bar{Y}_3 = Y_{ij} - Y_{ii} \quad \text{e} \quad \bar{V}(\bar{Y}_3) = s_3^2 = s_{ij}^2 + s_{ii}^2$$

onde:

Y_{ij} é a média da associação da espécie i com a espécie j;
Y_{jj} é a média da espécie j em monocultivo;
Y_{ii} é a média da espécie i em monocultivo.

As variâncias dos contrastes são estimadas através dos valores das parcelas que contêm os tratamentos envolvidos.

Para se testar cada contraste, utilizou-se o teste de Scheffé. A significância é encontrada quando

$$|\hat{Y}_i| > S \sqrt{V(\hat{Y}_i)} \quad ,$$

sendo

$$S = \sqrt{(n-1)\ F_{(\alpha;n-1;N-n)}} \quad ,$$

onde,

n é o número de tratamentos;

F é o valor do limite unilateral da distribuição F, para o número de graus de liberdade de Tratamentos e de Resíduo, no nível α de significância.

Com a significância do contraste $\hat{Y}_2$ ou $\hat{Y}_3$ detecta-se complementação completa.

Quando os três contrastes forem significativos, pode-se ter complementação parcial, sobrecomplementação, cooperação ou inibição mútua.

As situações de compensação ou ausência de competição são detectadas quando os três contrastes apresentam resultados não significativos, ou quando $\hat{Y}$ for não significativo com $\hat{Y}_2$ ou $\hat{Y}_3$ significativos.

A conclusão final sobre em qual dessas situações a associação se enquadra, deve ser realizada com a observação do gráfico correspondente.

3.2.2 - Análise da variância segundo o delineamento dialélico modificado (Método de Geraldi)

O método proposto por GERALDI (1983) consiste numa modificação do modelo de GARDNER e EBERHART(1966), visando ao estudo de competição entre culturas consorciadas.

Os dados experimentais devem ser representados em um arranjo dialélico, conforme o esquema a seguir:

ESPÉCIES	ASSOCIADOS				TOTAIS	MONOCULTURAS
	1'	2'	...	J		
1	$Y_{11'}$	$Y_{12'}$	...	Y_{1J}	$Y_{1.}$	Y_{11}
2	$Y_{21'}$	$Y_{22'}$	...	Y_{2J}	$Y_{2.}$	Y_{22}
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
I	$Y_{I1'}$	$Y_{I2'}$	...	Y_{IJ}	$Y_{I.}$	Y_{II}
TOTAIS	$Y_{.1'}$	$Y_{.2'}$	...	$Y_{.J}$	Y_C	Y_A
MONOCULTURAS	$Y_{1'1'}$	$Y_{2'2'}$	...	Y_{JJ}	Y_B	Y_T

onde:

i representa o i-ésimo componente ("Espécie") da mistura, com $i=1,2,\ldots,I$;

j representa o j-ésimo componente ("Associado") da mistura, com $j=1,2,\ldots,J$;

Y_{ij} é a média do tratamento referente à mistura ij;

Y_{ii} é a média da "espécie" i em monocultivo;

Y_{jj} é a média do "associado" j em monocultivo;

$Y_{i.}$ é o total da "espécie" i nos consórcios;

$Y_{.j}$ é o total do "associado" j nos consórcios;

Y_C é o total dos tratamentos em consórcio;

Y_A é o total das "Espécies" em monocultivo;

Y_B é o total dos "Associados" em monocultivo;

Y_T é o total geral $= Y_A + Y_B + Y_C$.

O modelo apresentado por GERALDI (1983) é o seguinte:

$$Y_{ij} = m + \alpha g + \frac{1}{2}(a_i + b_j) + \theta c_{ij} + \bar{e}_{ij}$$

onde: $c_{ij} = \bar{c} + c_i + c_j + d_{ij}$, e, portanto:

$$Y_{ij} = m + \alpha g + \frac{1}{2}(a_i + b_j) + \theta(\bar{c} + c_i + c_j + d_{ij}) + \bar{e}_{ij}$$

onde:

α e θ são fatores condicionais ($\alpha = 0$, $+1$ e -1, respectivamente para Y_{ij}, Y_{ii} e Y_{jj} e $\theta = +1$, 0 e 0, respectivamente para Y_{ij}, Y_{ii} e Y_{jj});

m é a média dos componentes em monocultivo;

g é a medida das diferenças entre as médias dos dois grupos: A e B ("espécies" e "associados");

a_i é o efeito da "espécie" i;

b_j é o efeito do "associado" j;

c_{ij} é o efeito geral do consórcio ou vantagem do consórcio frente ao monocultivo, em relação à média dos componentes correspondentes em monocultivo, tal que $c_{ij} = Y_{ij} - \frac{1}{2}(Y_{ii} + Y_{jj})$. O fator $\frac{1}{2}$ corresponde a uma correção para o fator área, admitindo-se que se os dois componentes fossem plantados em monocultivo seria utilizado o dobro da área;

$\bar{c}$ é o efeito médio do consórcio;

c_i é o efeito de consórcio da "espécie" i ou contribuição para o efeito geral de consórcio conferido pela "espécie" i nas combinações em que ela participa;

c_j é o efeito de consórcio do "associado" j ou contribuição para o efeito geral de consórcio conferido pelo "associado" j nas combinações em que ele participa;

d_{ij} é o efeito específico da combinação entre a "espécie" i e o "associado" j ou contribuição para o efeito geral de consórcio conferido pela combinação en

tre os componentes i e j. Corresponde à Capacidade Específica de Competição;

$\bar{e}_{ij}$ é o erro experimental associado à média Y_{ij}.

Os parâmetros (componentes de média) são estimados pelas expressões:

$$\hat{m} = \frac{1}{2} (\bar{Y}_A + \bar{Y}_B)$$

$$\hat{g} = \frac{1}{2} (\bar{Y}_A - \bar{Y}_B)$$

$$\hat{a}_i = Y_{ii} - \bar{Y}_A$$

$$\hat{b}_j = Y_{jj} - \bar{Y}_B$$

$$\hat{\bar{c}} = \bar{Y}_C - \hat{m}$$

$$\hat{c}_i = \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_C + \frac{1}{2} (\bar{Y}_A - Y_{ii})$$

$$\hat{c}_j = \bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_C + \frac{1}{2} (\bar{Y}_B - Y_{jj})$$

$$\hat{d}_{ij} = Y_{ij} + \bar{Y}_C - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j}$$

A Capacidade Geral de Competição (cgc) é definida como:

$$cgc_i = \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_C = (\frac{1}{2})\ a_i + c_i$$

$$cgc_j = \bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_C = (\frac{1}{2})\ b_j + c_j$$

As estimativas das variâncias associadas a estas estimativas são dadas pelas seguintes expressões, de acordo com GERALDI (1983):

$$s^2(\hat{m}) = \frac{I + J}{4IJ}\ s^2$$

$$s^2(\hat{g}) = \frac{I + J}{4IJ}\ s^2$$

$$s^2(\hat{a}_i) = \frac{I - 1}{I}\ s^2$$

$$s^2(\hat{b}_j) = \frac{J - 1}{J}\ s^2$$

$$s^2(\hat{c}_{ij}) = \frac{3}{2}\ s^2$$

$$s^2(\hat{\bar{c}}) = \frac{4 + I + J}{4IJ}\ s^2$$

$$s^2(\hat{c}_i) = \frac{(I - 1)(4 - J)}{4IJ}\ s^2$$

$$s^2(\hat{c}_j) = \frac{(J - 1)(4 + I)}{4IJ}\ s^2$$

$$s^2(\hat{d}_{ij}) = \frac{(I - 1)(J - 1)}{IJ}\ s^2$$

$$s^2(c\hat{g}c_i) = \frac{(I-1)}{IJ} s^2$$

$$s^2(c\hat{g}c_j) = \frac{(J-1)}{IJ} s^2$$

onde, s^2 é o quadrado médio residual da análise da variância da Tabela dialélica (análise com média).

As somas de quadrados são obtidas por:

$$\text{SQ Grupos} = \frac{IJ}{N(4+I+J)} [(I+2)\ \bar{Y}_A - (J+2)\ \bar{Y}_B + (J-I)\ \bar{Y}_C]^2$$

$$\text{SQ Espécies} = \frac{1}{4+J} [\sum_i (2Y_{ii} + Y_{i.})^2 - (\frac{1}{I})(2Y_A + Y_C)^2]$$

$$\text{SQ Associados} = \frac{1}{4+I} [\sum_j (2Y_{jj} + Y_{.j})^2 - (\frac{1}{J})(2Y_B + Y_C)^2]$$

$$\text{SQ Efeito Geral do Consórcio} = \sum_{ij} Y_{ij}^2 - \frac{1}{4+J} \sum_i (2Y_{ii} + Y_{i.})^2 - \frac{1}{4+I} \sum_j (2Y_{jj} + Y_{.j})^2 +$$

$$- \frac{1}{4+J} Y_A^2 - \frac{1}{4+I} Y_B^2 + \frac{1}{(4+I)(4+J)} Y_C^2 +$$

$$+ \frac{1}{(4+I)(4+J)(4+I+J)} [(4+I)\ Y_A + (4+J)\ Y_B + 2Y_C]^2$$

$$\text{SQ Efeito Médio de Consórcio} = \frac{IJ}{4+I+J}\,[\bar{Y}_A + \bar{Y}_B - 2\bar{Y}_C]^2$$

$$\text{SQ Efeito de Consórcio da Espécie} = \frac{1}{4+J}\sum_i [Y_{ii} - \bar{Y}_A - 2(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_C)]^2$$

$$\text{SQ Efeito de Consórcio do Associado} = \frac{I}{4+I}\sum_j [Y_{jj} - \bar{Y}_B - 2(\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_C)]^2$$

$$\text{SQ Efeito Específico de Consórcio} = \sum_{i \neq j} Y^2_{ij} - \frac{1}{J}\sum_i Y^2_{i.} - \frac{1}{I}\sum_j Y^2_{.j} + \frac{1}{IJ} Y^2_C$$

onde: $\bar{Y}_A = \frac{Y_A}{I}$; $\bar{Y}_B = \frac{Y_B}{J}$; $\bar{Y}_C = \frac{Y_C}{IJ}$; $\bar{Y}_{i.} = \frac{Y_{i.}}{J}$; $\bar{Y}_{.j} = \frac{Y_{.j}}{I}$.

O esquema de análise da variância, considerando-se o modelo fixo, conforme GERALDI (1983), é:

Fontes de Variação	G.L.	Q.M.	F
Tratamentos	N-1	Q_t	Q_t/Q_r
Dif. Grupos	1	Q_g	Q_g/Q_r
Espécies	I-1	Q_E	Q_E/Q_r
Associados	J-1	Q_A	Q_A/Q_r
Efeitos de consórcio			
Geral	IJ	Q_{cg}	Q_{cg}/Q_r
Médio	1	$Q_{\bar{c}}$	$Q_{\bar{c}}/Q_r$
Espécies	I-1	Q_{cE}	Q_{cE}/Q_r
Associados	J-1	Q_{cA}	Q_{cA}/Q_r
Específico	(I-1)(J-1)	Q_{ce}	Q_{ce}/Q_r
Resíduo médio	(N-3)(r-1)	Q_r	

onde N é o número de tratamentos = I + J + IJ.

O resíduo médio é calculado através da média ponderada dos resíduos das análises de variância individuais das espécies e associados em monocultivo com (I-1)(r-1) e (J-1)(r-1) graus de liberdade, respectivamente, e das consorciações com (IJ-1)(r-1) graus de liberdade. Para adaptação à análise da Tabela de médias, esse resíduo deve ser dividido pelo número de repetições (r).

3.2.3 - Análise bivariada da variância

O esquema de análise da variância bivariada, com as matrizes das somas de quadrados e somas de produtos do experimento fatorial em blocos ao acaso é apresentado a seguir, onde X_1 e X_2 representam, respectivamente, os valores do componente i e do componente j da consorciação.

Fontes de Variação	G.L.	Matrizes
Blocos	K-1	$R = \begin{bmatrix} SQBlocos(X_1) & SPBlocos(X_1,X_2) \\ SPBlocos(X_1,X_2) & SQBlocos(X_2) \end{bmatrix}$
Tratamento (A)	I-1	$A = \begin{bmatrix} SQTrat.A(X_1) & SPTrat.A(X_1,X_2) \\ SPTrat.A(X_1,X_2) & SQTrat.A(X_2) \end{bmatrix}$
Tratamento (B)	J-1	$B = \begin{bmatrix} SQTrat.B(X_1) & SPTrat.B(X_1,X_2) \\ SPTrat.B(X_1,X_2) & SQTrat.B(X_2) \end{bmatrix}$
AxB	(I-1)(J-1)	$AB = \begin{bmatrix} SQAxB(X_1) & SPAxB(X_1,X_2) \\ SPAxB(X_1,X_2) & SQAxB(X_2) \end{bmatrix}$
Resíduo	IJ(K-1)	$E = \begin{bmatrix} E_1 & E_{12} \\ E_{12} & E_2 \end{bmatrix}$ ←Por subtração
TOTAL	IJK-1	$T = \begin{bmatrix} SQTotal(X_1) & SPTotal(X_1,X_2) \\ SPTotal(X_1,X_2) & SQTotal(X_2) \end{bmatrix}$

onde:

$$SQBlocos(X_1) = \frac{\sum_{k=1}^{k} Y_{1..k}^2}{IJ} - C_1$$

$$SQBlocos(X_2) = \frac{\sum_{k=1}^{k} Y_{2..k}^2}{IJ} - C_2$$

$$SPBlocos(X_1,X_2) = \frac{\sum_{k=1}^{k} Y_{1..k}\, Y_{2..k}}{IJ} - C_{12}$$

$$SQTrat.A(X_1) = \frac{\sum_{i=1}^{I} Y_{1i..}^2}{JK} - C_1$$

$$SQTrat.A(X_2) = \frac{\sum_{i=1}^{I} Y_{2i..}^2}{JK} - C_2$$

$$SPTrat.A(X_1,X_2) = \frac{\sum_{i=1}^{I} Y_{1i..}\, Y_{2i..}}{JK} - C_{12}$$

$$SQTrat.B(X_1) = \frac{\sum_{j=1}^{J} Y^2_{1.j.}}{IK} - C_1$$

$$SQTrat.B(X_2) = \frac{\sum_{j=1}^{J} Y^2_{2.j.}}{IK} - C_2$$

$$SPTrat.B(X_1,X_2) = \frac{\sum_{j=1}^{J} Y_{1.j.}\, Y_{2.j.}}{IK} - C_{12}$$

$$SQAxB(X_1) = \frac{\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J} Y^2_{1ij.}}{K} - \frac{\sum_{i=1}^{I} Y^2_{1i..}}{JK} - \frac{\sum_{j=1}^{J} Y^2_{1.j.}}{IK} + C_1$$

$$SQAxB(X_2) = \frac{\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J} Y_{2ij.}}{K} - \frac{\sum_{i=1}^{I} Y^2_{2i..}}{JK} - \frac{\sum_{j=1}^{J} Y_{2.j.}}{IK} + C_2$$

$$SQAxB(X_1,X_2) = \frac{\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J} Y_{1ij.}\, Y_{2ij.}}{K} - \frac{\sum_{i=1}^{I} Y_{1i..}\, Y_{2i..}}{JK} - \frac{\sum_{j=1}^{J} Y_{1.j.}\, Y_{2.j.}}{IK} + C_{12}$$

$$SQTotal(X_1) = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} Y^2_{1ijk} - C_1$$

$$SQTotal(X_2) = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} Y^2_{2ijk} - C_2$$

$$SQTotal(X_1, X_2) = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} Y_{1ijk}\, Y_{2ijk} - C_{12}$$

onde:

Y_{1ijk} é a observação referente à primeira variável do i-ésimo tratamento, associado ao j-ésimo tratamento na k-ézima repetição;

Y_{2ijk} é a observação referente à segunda variável do i-ésimo tratamento, associado ao j-ésimo tratamento na k-ésima repetição;

I, J, K são, respectivamente, o número de tratamentos A, o de B e o de repetições;

$$C_1 = \frac{\left(\sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} \sum_{k=1}^{K} Y_{1ijk}\right)^2}{IJK} ;$$

$$C_2 = \frac{\left(\sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} \sum_{k=1}^{K} Y_{2ijk}\right)^2}{IJK} ;$$

$$C_{12} = \frac{\left(\sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} \sum_{k=1}^{K} Y_{1ijk} \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} \sum_{k=1}^{K} Y_{2ijk}\right)^2}{IJK} .$$

Para testar os tratamentos será utilizado o teste F, cujo valor calculado pode ser obtido através do valor Λ do teste de Wilks, sendo:

$$\Lambda = \frac{|E|}{|A + E|} ,$$

onde,

$|E|$ é o determinante da matriz de resíduo;

$|A + E|$ é o determinante da soma da matriz do resíduo com a matriz dos tratamentos que se deseja testar.

O valor calculado de F é dado por:

$$F[2K_1;\ 2(K_2 - 1)] = \frac{K_2 - 1}{K_1} \quad \frac{1 - \sqrt{\Lambda}}{\sqrt{\Lambda}}$$

onde,

K_1 = número de graus de liberdade de tratamentos;

K_2 = número de graus de liberdade do resíduo.

Para verificação do grau de competição entre as produções de gramíneas e leguminosas utilizou-se genericamente:

$$r = \frac{SQ(Y_1\ Y_2)}{SQ\ Y_1\ SQ\ Y_2}$$

As médias dos tratamentos com as respectivas regiões de confiança são representadas graficamente utilizando-se o método proposto por PEARCE e GILLIVER (1979), que ajusta as variáveis eliminando as correlações existentes entre elas, e utiliza, ao invés de eixos coordenados perpendiculares, eixos oblíquos. Dessa forma, as regiões

de confiança tomam forma de círculos ao invés de elipses, facilitando sua interpretação.

As variáveis ajustadas têm variância residual igual a um (1) e covariância nula, sendo

$$Y_1 = X_1 / \sqrt{V_1} \quad , \qquad (1)$$

onde:

X_1 é a primeira variável original;

V_1 é a variância residual dada por $E_1/IJ(K-1)$.

$$Y_2 = \frac{(X_2 - V_{12}\, X_1/V_1)}{\sqrt{(V_2 - V_{12}^2/V_1)}} \qquad (2)$$

Para construção dos eixos oblíquos seguiu-se o procedimento de PEARCE e GILLIVER (1979) e DEAR e MEAD (1983):

a) Desenham-se eixos retangulares y_1 e y_2, em igual escala para as variáveis Y_1 e Y_2;

b) Determinam-se os eixos oblíquos x_1 e x_2, tal que x_1 varia de X_{1M} a X_{1N} e x_2 de X_{2M} a X_{2N}, sendo (X_{1M}, X_{2M}) a origem;

c) Identificam-se os pontos (Y_1, Y_2) correspondentes a valores atribuídos a (X_{1M}, X_{2M}), (X_{1N}, X_{2M}) e (X_{1M}, X_{2N}), traçando-se, a seguir, as linhas do primeiro ao segundo ponto (eixo x_1) e do primeiro ao terceiro ponto (eixo x_2);

d) As médias de cada tratamento são colocadas no gráfico em pares (X_1 X_2), com a utilização dos eixos oblíquos. O valor X_1 é identificado sobre o eixo x_1 e o valor X_2 sobre o eixo x_2. A distância entre o ponto (X_1 X_2) e o ponto X_1 sobre o eixo x_1, é idêntica à do ponto X_2 sobre o eixo x_2 e a origem.

Note-se que poderiam ser utilizados também os eixos y_1 e y_2, após a conversão dos valores (X_1, X_2) em (Y_1, Y_2).

e) A região de confiança para a média de um tratamento com n repetições é representada por um círculo de raio $\sqrt{2F/n}$ na escala dos eixos y_1 e y_2. O F é o valor do limite unilateral da distribuição F, para os graus de liberdade de tratamentos e resíduo, no nível de significância escolhido.

A Figura 3 mostra a construção dos eixos para representação das médias de tratamentos ajustadas.

A correlação residual negativa entre as variáveis é indicada pela posição do eixo x_1 superior ao eixo y_1. Caso o eixo x_1 esteja em posição inferior, a correlação é positiva. O coeficiente de correlação residual (r) é equivalente ao cosseno de θ, que é o ângulo externo do eixo x_1 com o eixo x_2.

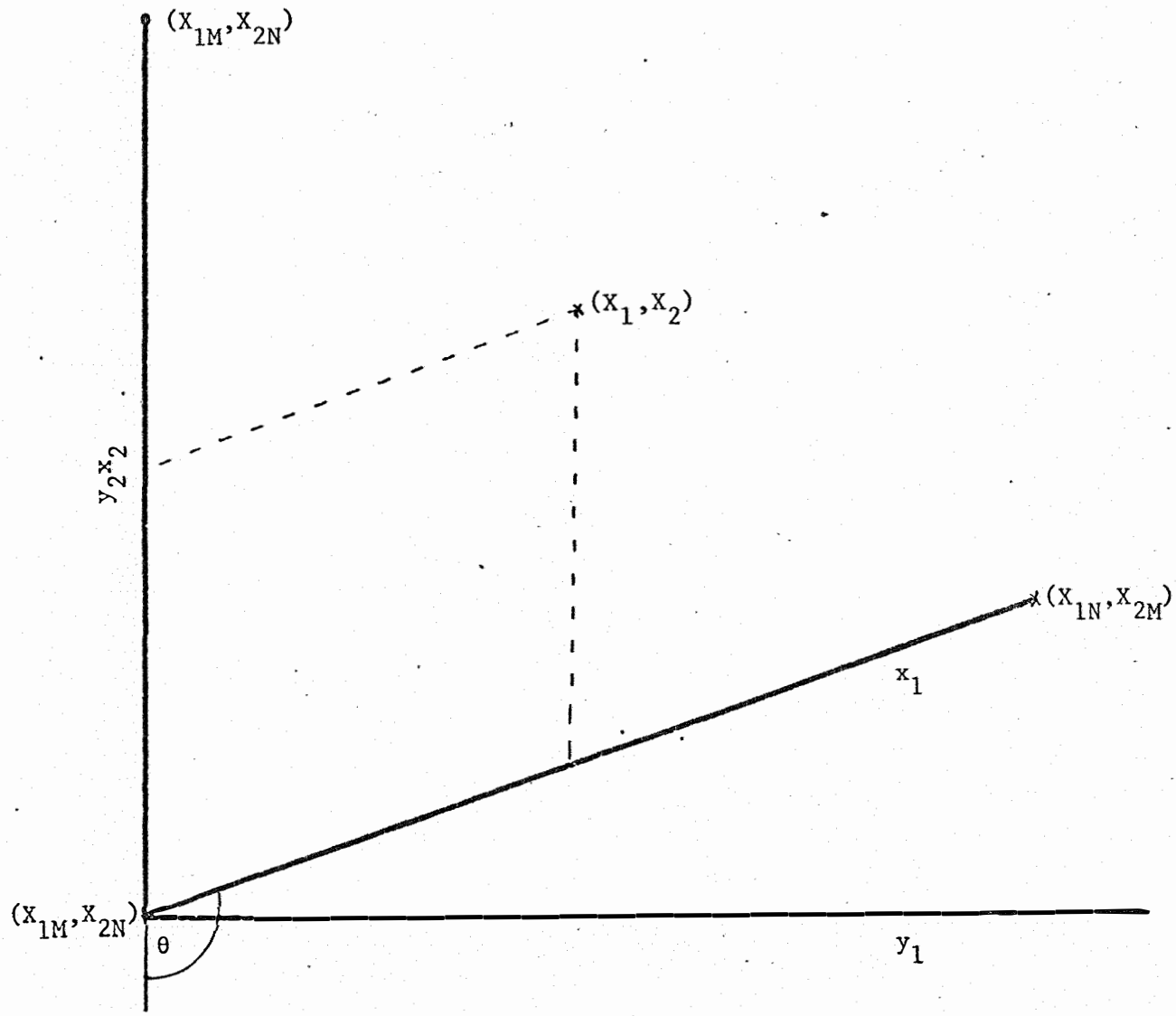

Figura 3 - Esquema de construção dos eixos para representação das médias de tratamentos ajustadas.

3.2.4 - Análise de regressão

Este método envolve a técnica de regressão utilizada na análise de grupos de experimentos por YATES e COCHRAN (1938), cujo modelo é:

$$Y_{ijk} = \mu + v_i + a_j + b_{jk} + (va)_{ij} + e_{ijk} ,$$

onde,

μ é a média geral;

v_i é o efeito da variedade i;

a_j é o efeito do ano j;

b_{jk} é o efeito do local k no ano j;

$(va)_{ij}$ é o efeito da interação entre a variedade i e o ano j;

e_{ijk} é o erro experimental.

FINLAY e WILKINSON (1963) utilizaram este modelo na análise da interação genótipo-ambiente, cujo processo consiste na análise conjunta de ensaios para comparar o comportamento de genótipos cultivados em vários locais (ambientes), e a soma de quadrados da interação genótipo-ambiente é desdobrada em regressões e desvios.

As regressões são calculadas a partir da produção individual de cada genótipo, sobre a média da produção de todos os genótipos para cada ambiente, sendo que

cada média consiste num "índice de ambiente". O coeficiente de regressão igual a 1,0 (b = 1,0) indica que o genótipo tem uma estabilidade média, com adaptabilidade geral para ambientes com altas médias de produção e são pobremente adaptáveis a ambientes de baixa produção. Se b < 1 ocorre uma adaptabilidade específica para ambientes de baixa produção e se b > 1, ocorre uma grande adaptabilidade específica para ambientes de alta produção.

Para o estudo de competição, no esquema dialélico, cada associado é considerado um ambiente comum. Ocorre que um associado impõe um limite específico de recursos ambientais às plantas da outra espécie cultivada na mesma área, e o decréscimo de competição, iguala-se à melhoria de condições ambientais (BREESE e HILL, 1963).

A média da espécie dentro de cada associado é usada como um "índice de comportamento" de todas as espécies para esta associação. Através da regressão de cada espécie com estes índices será possível estudar os níveis de competição.

A decomposição do efeito da interação espécie x associado é realizada segundo o modelo

$$(ea)_{ij} = \beta_j X_j + \delta_{ij} \quad ,$$

onde,

X_j é a média das espécies dentro de cada associado (índice de comportamento ou de ambiente), definida como:

$$X_j = \frac{\sum_i \bar{Y}_{ij}}{n} \quad ,$$

com Y_{ij} a média das observações correspondentes à i-ésima espécie com o j-ésimo associado;

δ_{ij} é o desvio da regressão.

O modelo para análise de variância com decomposição do efeito da interação, fica;

$$Y_{ijk} = \mu + v_i + a_j + b_{ik} + \beta_i X_j + \delta_{ij} + e_{ijk} \quad .$$

A contribuição da espécie i para a interação atribuível à regressão é dada pelo modelo:

$$\bar{Y}_{ij} = \mu_i + \beta_i + \delta_{ij} \quad ,$$

onde μ_i é a média da variedade i em todas as associações. Os demais símbolos foram definidos anteriormente.

Considerando-se $Z_j = \bar{Y}_j - \bar{Y}$, a estimativa b_i do coeficiente de regressão β_i (i=1,2,...,m) tem a expressão:

$$\hat{b}_i = \frac{\sum_j \bar{Y}_{ij} Z_j}{\sum_j Z_j^2} \quad .$$

Note-se que a média aritmética dos b_i (i= 1, 2,...,m) será igual a 1, ou,

$$б = \frac{\sum_j \bar{Y}_j Z_j}{\sum_j Z_j^2} .$$

A soma de quadrados dos efeitos da heterogeneidade das regressões lineares é dada por:

$$\text{SQ (Heterogeneidade de Regressões Lineares)} = \frac{\sum_i (\sum_j \bar{Y}_{ij} Z_j)^2 - m (\sum_j \bar{Y}_j Z_j)^2}{\sum_j Z_j^2}$$

O esquema de análise de variância resultante desta partição é apresentado a seguir:

Fonte de Variação	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Espécies (E)	n-1	QM_E	$\sigma_e^2+r\sigma_{va}^2+mr\Sigma v_i^2/(n-1)$
Associados (A)	m-1	QM_A	$\sigma_e^2+n\sigma_b^2+mr\sigma_a^2$
E x A	(n-1)(m-1)	QM_{ExA}	$\sigma_e^2+r\sigma_{va}^2$
Heter. da Reg.Lineares	(n-1)		$\sigma_e^2+\frac{r}{n-1}\Sigma\sigma_{\delta_i}^2+r(m-1)/(n-1)\sigma_a^2\ \Sigma\beta_i^2$
Desvios da Regressão	(n-1)(m-2)		$\sigma_e^2+r/(n-1)\ \Sigma\sigma_{\delta_i}^2$
Repet. d. de Associados	m(r-1)	QM_r	$\sigma_e^2+n\sigma_b^2$
Erro	m(n-1)(r-1)	QM_e	σ_e^2

A estimativa da variância da regressão é dada por:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - 2}$$

O estimador não tendencioso para a variância de b_i é definido como:

$$\hat{\sigma}^2_{b_i} = \frac{\hat{\sigma}^2}{\sum_i (X_i - \bar{X})^2} \quad .$$

Na literatura, tem se verificado o uso deste método apenas no estudo de competição em misturas de genótipos.

Para o estudo de competição entre espécies diferentes em consorciação, o ambiente comum pode ser considerado sob diferentes aspectos e mais de uma análise de regressão deve ser feita para o mesmo experimento.

No estudo de consórcio entre gramíneas e leguminosas, duas análises de regressão devem ser efetuadas. Na primeira considerando-se gramíneas como ambiente comum e sendo analisadas apenas as produções de leguminosas; na segundo considerando-se as leguminosas como os ambientes e analisando-se as produções de gramíneas.

O comportamento de cada leguminosa em competição pode então ser avaliado por três parâmetros: média

da espécie (v_i), que mede o vigor geral da espécie i; coeficiente de regressão (b_i), que mede a sensibilidade da espécie à competição; e efeito médio do associado ou ambiente comum (a_j), que mede sua agressividade.

A diferença entre a "Capacidade Geral de Competição" das espécies é dada pela heterogeneidade de regressões lineares, que é testada com os desvios de regressão. A "Capacidade Específica de Competição" é dada pelos desvios de regressão, cujo teste é realizado com o resíduo da análise.

Para se estudar o comportamento de cada gramínea em competição, o procedimento é idêntico.

Segundo BREESE e HILL (1973), o comportamento de cada espécie em competição pode ser estimado pela sua média e seu coeficiente de regressão linear, através da modificação do modelo aditivo dado por WILLIANS (1962), pela incorporação do coeficiente de regressão.

Para uma espécie i em consorciação com um associado j, tem-se:

$$Y_{ij} = \mu + v_i + b_i a_j + e$$

onde,

μ é a média geral;

v_i é o desvio médio da i-ésima espécie de μ;

a_j é o desvio médio do j-ésimo associado de μ;

b_i é o coeficiente de regressão linear da i-ésima espécie ($b_i = 1 + \beta_i$, de PERKINS e JINKS, 1968);

e é o erro experimental.

A vantagem competitiva S da espécie i na associação ij é dada por

$$S_{ij} = Y_{ij} - Y_{ji}$$

$$= \mu + v_i + b_i a_j - \mu - v_j - b_j a_i$$

$$= v_i - v_j + b_i a_j - b_j a_i$$

A produção total esperada é dada por:

$$T_{ij} = 2\mu + v_i + v_j + b_i a_j + b_j a_i \quad .$$

4. RESULTADOS E DISCUSSAO

4.1 - Método de Análise Gráfica dos Experimentos de Série de Reposição

Na Figura 4 estão as representações gráficas de cada associação e dos componentes individuais. Os contrastes $\hat{\gamma}_1$, $\hat{\gamma}_2$ e $\hat{\gamma}_3$, com os respectivos erros padrão, estão apresentados na Tabela 5.

Os contrastes foram testados pelo teste de Scheffé, nos níveis de probabilidade de 0,01, 0,05 e 0,10.

A maioria das associações apresenta os três contrastes com resultados não significativos e, juntamente com a observação dos gráficos correspondentes, verifica-se situação de compensação, isto é, aumento de produ-

Figura 4 - Representação gráfica das associações e componentes individuais.
Os números designando as associações se referem a:

Gramíneas:	Leguminosas:
1 = Colonião	1' = Puerária
2 = Jaraguá	2' = Stylosantes
3 = Braquiária	3' = Galactia
4 = Estrela	4' = Centrosema
5 = Quicuio	5' = Leucena
6 = Pasto Negro	6' = Siratro
7 = Setária	7' = Soja

------ Gramíneas
..... Leguminosas
——— Produção total

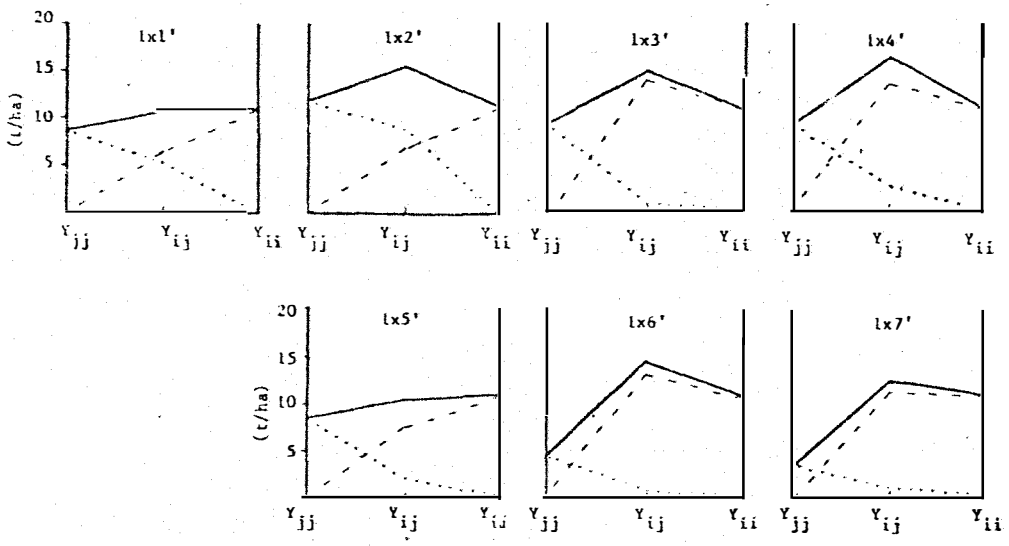

Figura 4.1 - Associações da gramínea Colonião.

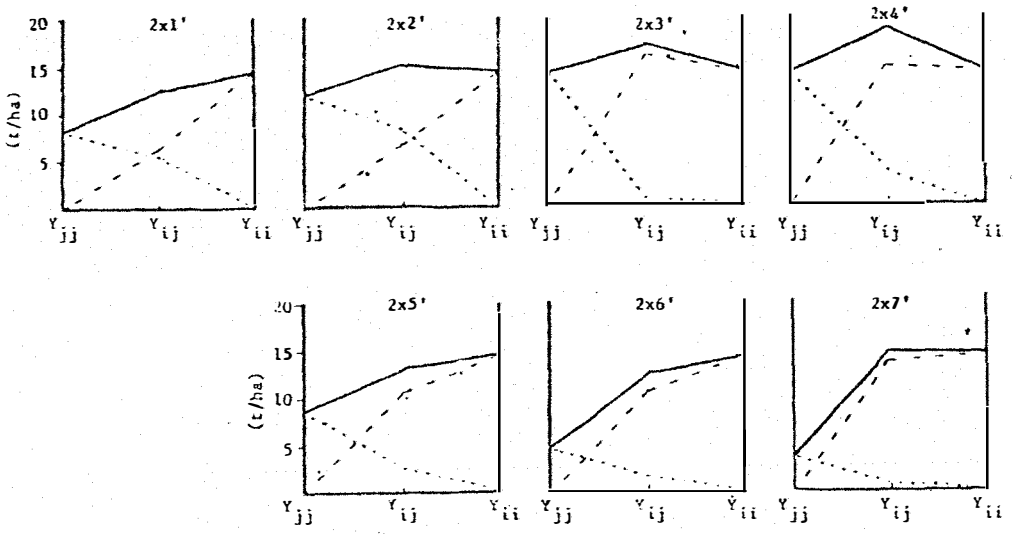

Figura 4.2 - Associações da gramínea Jaraguá.

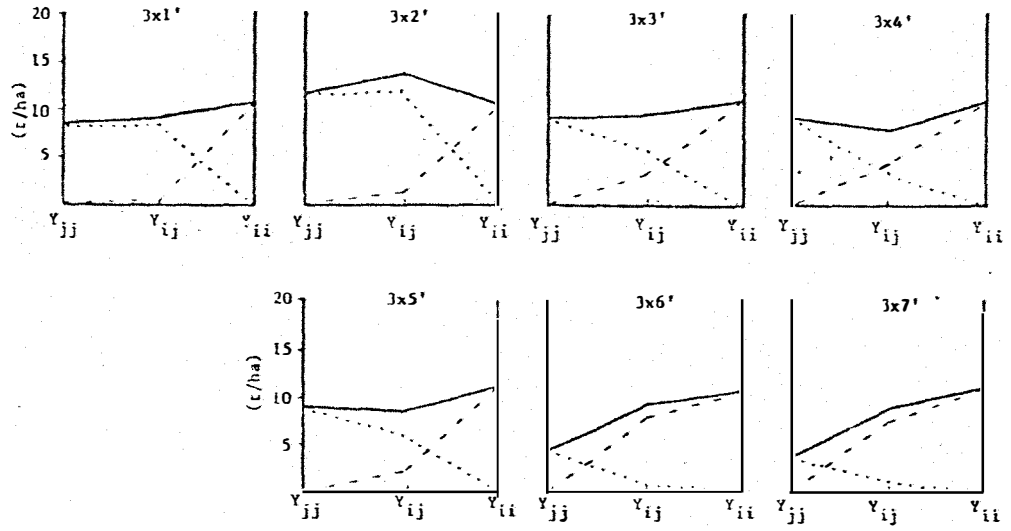

Figura 4.3 - Associações da gramínea Braquiária.

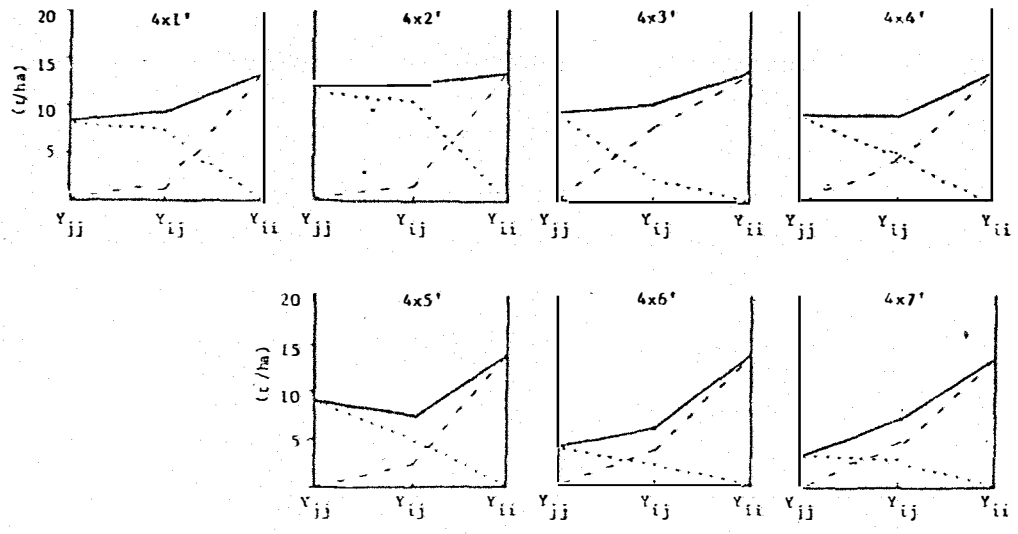

Figura 4.4 - Associações da gramínea Estrela.

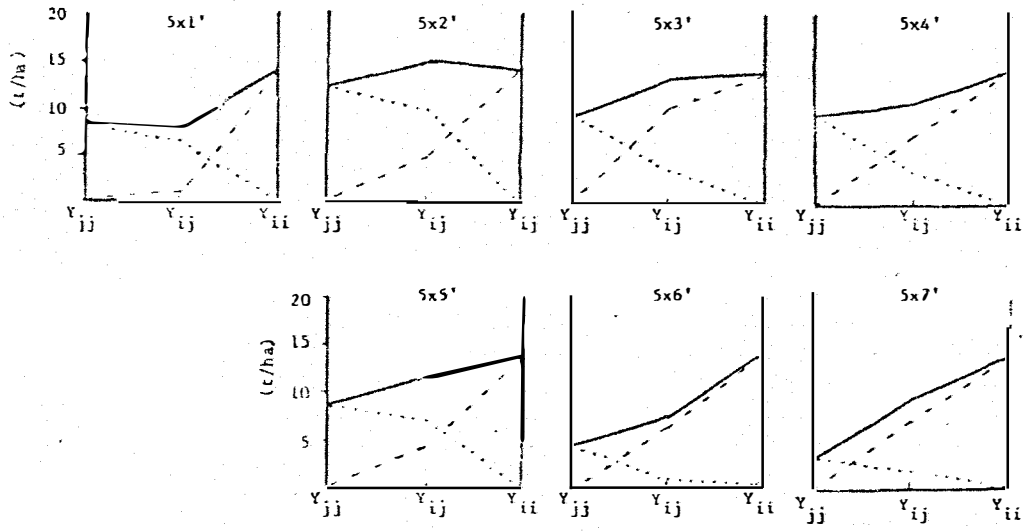

Figura 4.5 - Associações da gramínea Quicuio.

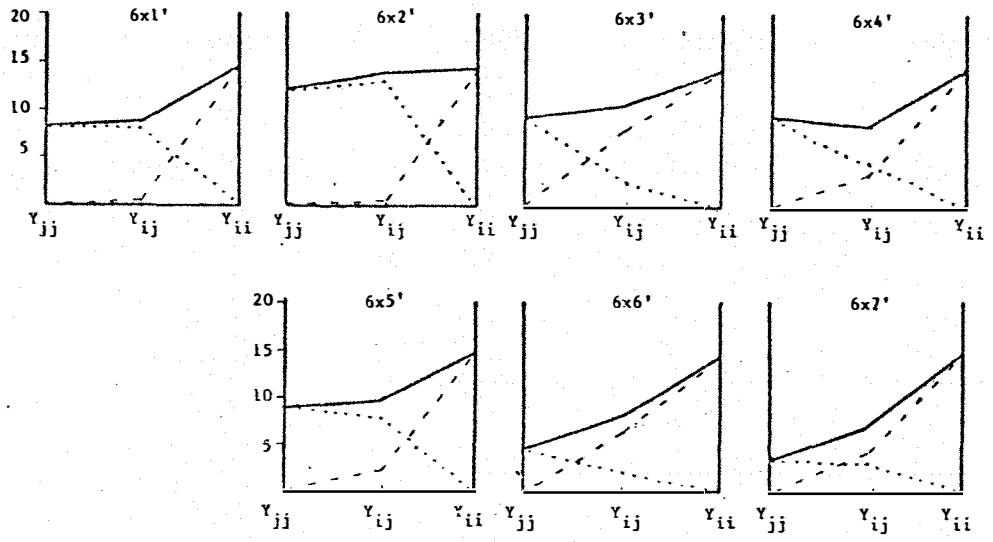

Figura 4.6 - Associações da gramínea Pasto Negro.

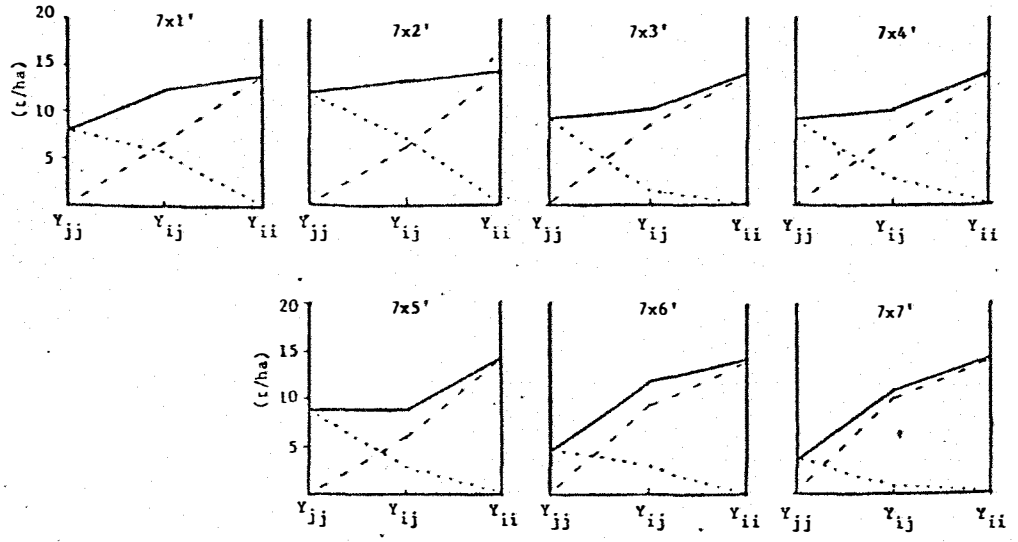

Figura 4.7 - Associações da gramínea Setária.

ção de uma espécie com correspondente diminuição da outra. Em seguida, detecta-se, em maior frequência, complementação completa, pela significância dos contrastes γ_2 ou γ_3, como ocorre nas consorciações com a gramínea Jaraguá (2), exceto na associação desta gramínea com a Stylosantes(2'), onde ocorre compensação.

Apenas a associação entre as espécies Colonião (1) e Galactia (3') apresentou os três contrastes significativos, e com auxílio do gráfico verifica-se um caso de sobrecomplementação.

Muitos gráficos apresentam forte tendência a demonstrar determinado tipo de situação competitiva, que não é detectada pelo teste dos contrastes. Isto ocorre devido às altas variâncias dos tratamentos, que poderiam ser reduzidas com o aumento do número de repetições no experimento.

Comparando-se as linhas pontilhadas em cada gráfico, é possível verificar qual espécie é a dominante. Dessa forma, conclui-se que as espécies de leguminosas mais agressivas são Puerária (1') e Stylosantes (2'); e as que sofrem maior "stress" competitivo são a Siratro (6') e Soja (7').

O método de análise gráfica pode facilitar muito o entendimento das relações competitivas ao se estu

dar várias proporções entre as espécies associadas. Para qualquer número de proporções, pode-se estabelecer contrastes visando verificar estatisticamente a forma de competição existente entre as espécies.

O método pode também ser utilizado na interpretação de experimentos de persistência de forrageiras consorciadas, comparando-se gráficos de séries de reposição, construídos para cada avaliação ao longo do tempo.

4.2 - Análise da Variância Segundo Delineamento Dialélico Modificado (Método de GERALDI, 1983).

As médias da produção de matéria seca dos tratamentos em consórcio e monocultivo estão apresentadas no arranjo dialélico na Tabela 2.

A análise da variância do fatorial formado pelos tratamentos em consórcio, e as análises de gramíneas e leguminosas em monocultivo estão apresentadas nas Tabelas 6, 7 e 8, respectivamente.

Com a média ponderada dos quadrados médios dos resíduos destas análises, divididos pelos respectivos números de repetições (r_i), obtém-se o quadrado médio do resíduo adaptado à análise da tabela dialélica de médias:

$$QMRes. = \frac{n_1\ QMR_1/r_1 + n_2\ QMR_2/r_2 + n_3\ QMR_3/r_3}{n_1 + n_2 + n_3} ,$$

onde:

n_i é o número de graus de liberdade do resíduo i;

r_i é o número de repetições referente à análise i.

Na Tabela 9 está apresentada a análise da variância da tabela dialélica, pelo método de GERALDI(1983).

Os efeitos de gramíneas, leguminosas, e entre grupos de gramíneas e leguminosas, apresentam significância ao nível de probabilidade de 0,01.

Os efeitos de consórcio geral, específico e devido a gramíneas, apresentam significância ao nível de probabilidade de 0,01. O efeito devido a leguminosas apresenta significância ao nível de probabilidade de 0,05. O efeito médio de consórcio apresenta resultados não significativos.

Na Tabela 10 estão apresentadas as estimativas dos efeitos gerais de consórcio ($\hat{c}_{ij}$). Esses valores estão apresentados também em porcentagem das médias em monoculturas.

Aproximadamente metade das estimativas dos efeitos gerais de consórcio foi positiva e metade negativa. Por esta razão, o efeito médio de consórcio apresenta resultados não significativos, ou seja, os resultados positivos e negativos dos efeitos gerais de consórcio tendem a tornar nulo o efeito médio de consórcio. Os maiores valo-

res destas estimativas são obtidos para as associações com Colonião e Jaraguá. Uma estimativa positiva do efeito geral de consórcio indica que a sua produção é superior à média das duas monoculturas, e isto ocorre devido à relação competitiva de complementação ou cooperação. Para a gramínea Estrela as estimativas foram negativas para todas as combinações.

GERALDI (1983) realizou uma análise comparativa do efeito geral de consórcio (c_{ij} e c_{ij}%), com o índice RAE (Razão da Área Equivalente), e verificou que eles são correlacionados por serem devidos aos mesmos componentes, mas que o c_{ij}% é mais adequado que o RAE para estudos de competição. O RAE, como definido anteriormente, é:

$$RAE = \frac{Y_{ij}}{Y_{ii}} + \frac{Y_{ji}}{Y_{jj}} \quad ,$$

e significa a área requerida na monocultura para se obter a mesma produção num sistema consorciado. Ocorre que esse índice não tem eficiência na comparação de diferentes combinações, pois pode ser alto devido a alta produção do consórcio ou devido a baixa produção do monocultivo. O efeito geral de consórcio, definido por

$$c_{ij} = Y_{ij} - \frac{1}{2}(Y_{ii} + Y_{jj})$$

e

$$c_{ij}\% = \frac{c_{ij}}{\frac{1}{2}(Y_{ii} + Y_{jj})} \cdot 100$$

permite medir a vantagem relativa do consórcio sobre o monocultivo, em relação à média das duas espécies em monocultivo. Segundo GERALDI (1983), não é necessário que o c_{ij} seja calculado considerando que as duas espécies sejam plantadas em áreas iguais. A proporção dos monocultivos pode variar inclusive para o monocultivo exclusivo de cada espécie. Isto permite saber a vantagem do consórcio em relação a determinada proporção dos monocultivos. Outro aspecto observado por esse autor, é o fato dos "Efeitos Gerais do Consórcio" poderem ser testados na análise de variância, enquanto a RAE tem restrições (Oyejola e Mead, 1982, citados pelo autor).

As estimativas dos parâmetros: a_i (efeitos de espécies de gramíneas), b_j (efeitos de espécies de leguminosas), m (média das espécies em monocultivo), d (diferença entre as médias das espécies de gramíneas e leguminosas), e seus respectivos desvios padrão, estão apresentados na Tabela 11.

Na Tabela 12 estão apresentadas as estimativas dos parâmetros: c_i (efeito de consórcio atribuído às

espécies de gramíneas), c_j (efeito de consórcio atribuído às espécies de leguminosas) e $\bar{c}$ (efeito médio de consórcio).

Com o auxílio das Tabelas 11 e 12 podem-se calcular as correlações entre o efeito de espécies em monocultivo e o efeito do consórcio. Os coeficientes de correlação de Spearman, $r_s(a_i c_i) = -0,137$ e $r_s(b_j c_j) = -0,069$, não demonstram a presença de correlações significativas entre as produções das espécies em monocultivo e em consórcio. É importante lembrar que os tratamentos em monocultivo possuiam apenas duas repetições e alguns deles podem ter apresentado produções não equivalentes aos seus potenciais.

As estimativas dos parâmetros d_{ij} (efeito específico de consórcio ou capacidade específica de competição) e seu desvio padrão estão apresentados na Tabela 13.

Na Tabela 14 estão apresentadas as estimativas dos parâmetros cgc_i (capacidade geral de competição das gramíneas) e cgc_j (capacidade geral de competição de leguminosas) e seus respectivos desvios padrões.

Na Tabela 15 estão apresentadas as sete associações de maior produtividade com as estimativas dos seguintes parâmetros: média, efeito de cultivares em monocultivo (a_i e b_j), efeito geral de consórcio ou vantagem

do consórcio sobre o monocultivo (c_{ij}) efeito de consórcio atribuído às espécies (c_i e c_j), efeito específico de consórcio ou capacidade específica de competição (d_{ij}) e capacidade geral de competição ou efeito de cultivares em consórcio (cgc_i e cgc_j). Entre parêntesis encontram-se as ordens crescentes de classificação dos tratamentos ou efeitos.

Essas associações envolvem espécies de maior "Capacidade Geral de Competição" (cgc_i ou cgc_j), ou seja: as espécies de gramíneas Jaraguá e Colonião, e as espécies de leguminosas Centrosema, Galactia e Stylosantes. Isso indica que as boas combinações não podem ser determinadas pelas produções das espécies em monocultivo. O comportamento das melhores associações se deve basicamente à capacidade geral de competição e pouco à capacidade específica.

Segundo GERALDI (1983), a "Capacidade Geral de Competição" é função dos componentes Efeito de Espécies (a_i ou b_j) e Efeito de Consórcio atribuído a Espécies (c_i ou c_j), de acordo com a relação

$$cgc_i = (\frac{1}{2})\ a_i + c_i \qquad \text{e} \qquad cgc_j = (\frac{1}{2})\ b_j + c_j \ .$$

de modo que ocorre alta capacidade geral de competição quando o balanço entre esses dois efeitos for alto e positivo. No presente estudo, isso ocorre com a gramínea Jaraguá e a leguminosa Stylosantes.

Nas seis primeiras associações da Tabela 15, a capacidade geral de competição das gramíneas (cgc_i) é mais influenciada pelo efeito de consórcio atribuído a espécies de gramíneas (c_i) enquanto a capacidade geral de competição das leguminosas (cgc_j) é mais influenciada pelo efeito de espécies de leguminosas (b_j).

A importância da "Capacidade Específica de Competição" é evidenciada pela associação Quicuio-Stylosantes, que apresenta $\hat{c}_i = -0,5017$, mas $\hat{d}_{ij} = 4,9050$.

Como pode ser observado, ao se estudar competição pelo presente método, todos os parâmetros devem ser considerados.

4.3 - Análise Bivariada da Variância

As médias de produção de matéria seca de gramíneas (Y_1) e de leguminosas (Y_2), provenientes de quatro repetições, estão apresentadas na Tabela 3 e na Tabela 4, respectivamente.

Na Tabela 16 está apresentada a análise bivariada da variância para as combinações de gramíneas e de leguminosas, e os coeficientes de correlação para os tratamentos e para o resíduo. Os efeitos de gramíneas e de leguminosas apresentaram diferenças significativas pelo teste F, ao nível de probabilidade de 0,01. A interação entre gramíneas e leguminosas apresentou diferença significativa ao nível de probabilidade de 0,05. Os desdobramentos da interação para testar o comportamento das diversas gramíneas dentro de cada leguminosa e das diversas leguminosas dentro de cada gramínea, e as estimativas dos

coeficientes de correlação (ρ), estão apresentados na Tabela 17. Apenas as associações da espécie de leguminosa Siratro, com as diversas espécies de gramíneas, apresentaram baixo coeficiente de correlação ($\hat{\rho}$ = -0,29), possivelmente por ser esta espécie caracterizada por baixo potencial produtivo, ela apresenta pouca variação na produção ao ser submetida a diferentes níveis de competição.

Na Tabela 18 estão apresentadas as produções totais de tratamentos, ajustadas para variância igual a um e covariância nula, pelas fórmulas (1) e (2). A análise bivariada da variância dos valores ajustados está apresentada na Tabela 19.

Nas Figuras 5, 6 e 7 estão plotadas as médias de produção ajustadas de gramíneas, leguminosas e interação Gramíneas x Leguminosas, respectivamente. Os círculos representando as regiões de confiança (raio = $\sqrt{2F/n}$) foram calculadas para o valor de F ao nível de probabilidade de 0,05. Na Figura 3 está apresentada a região de confiança para 3 médias.

O ângulo do eixo x_1 com o eixo x_2 (Figura 3), é obtido pelo arco do cosseno do coeficiente de correlação residual do experimento, sendo:

$$\text{arc cos } (-0,4359) = 115,84^{o}.$$

Além do teste de médias, os gráficos possibilitam a verificação do grau de domínio de uma espécie so-

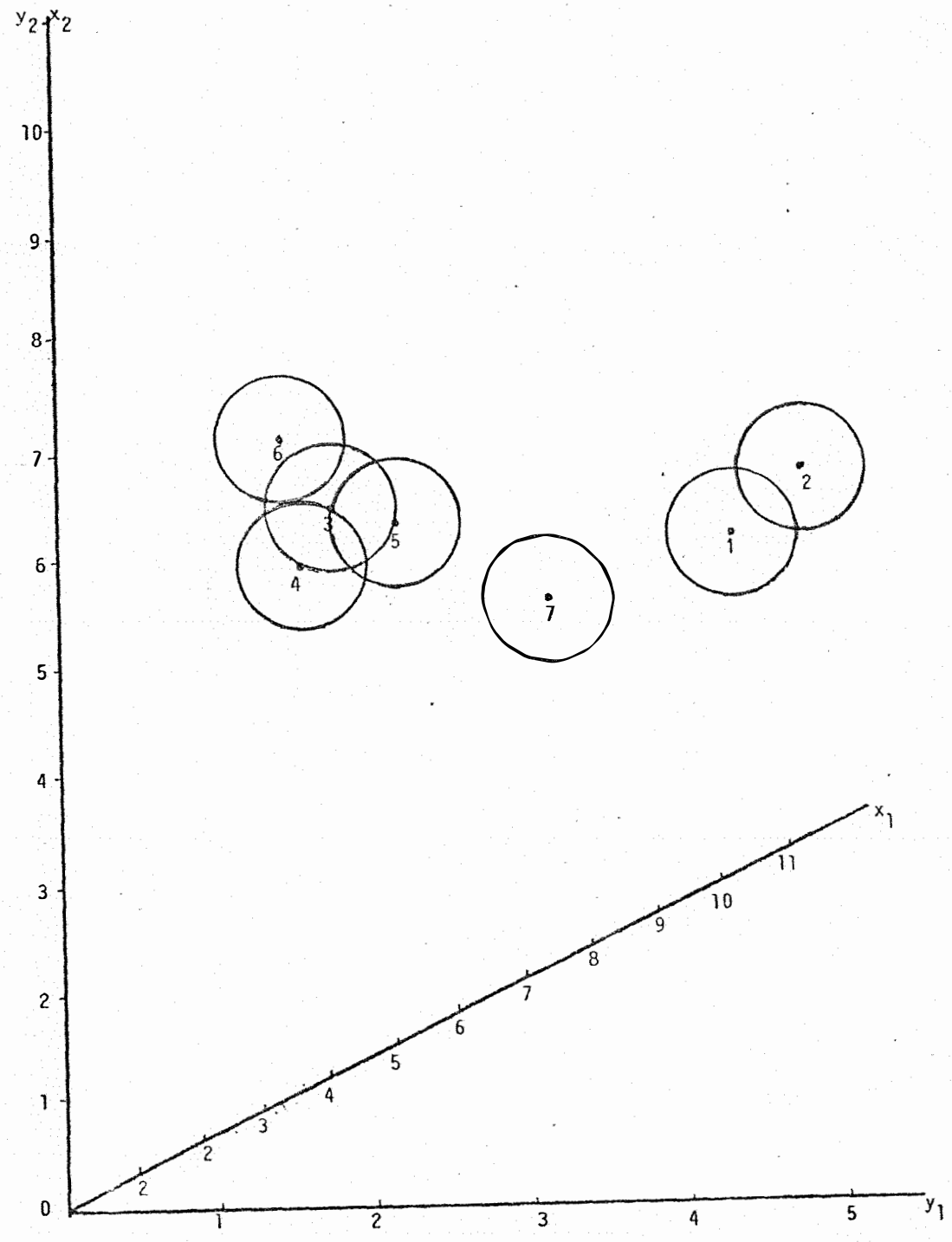

Figura 5 - Representação gráfica das médias de produção de gramíneas ajustadas e regiões de confiança.

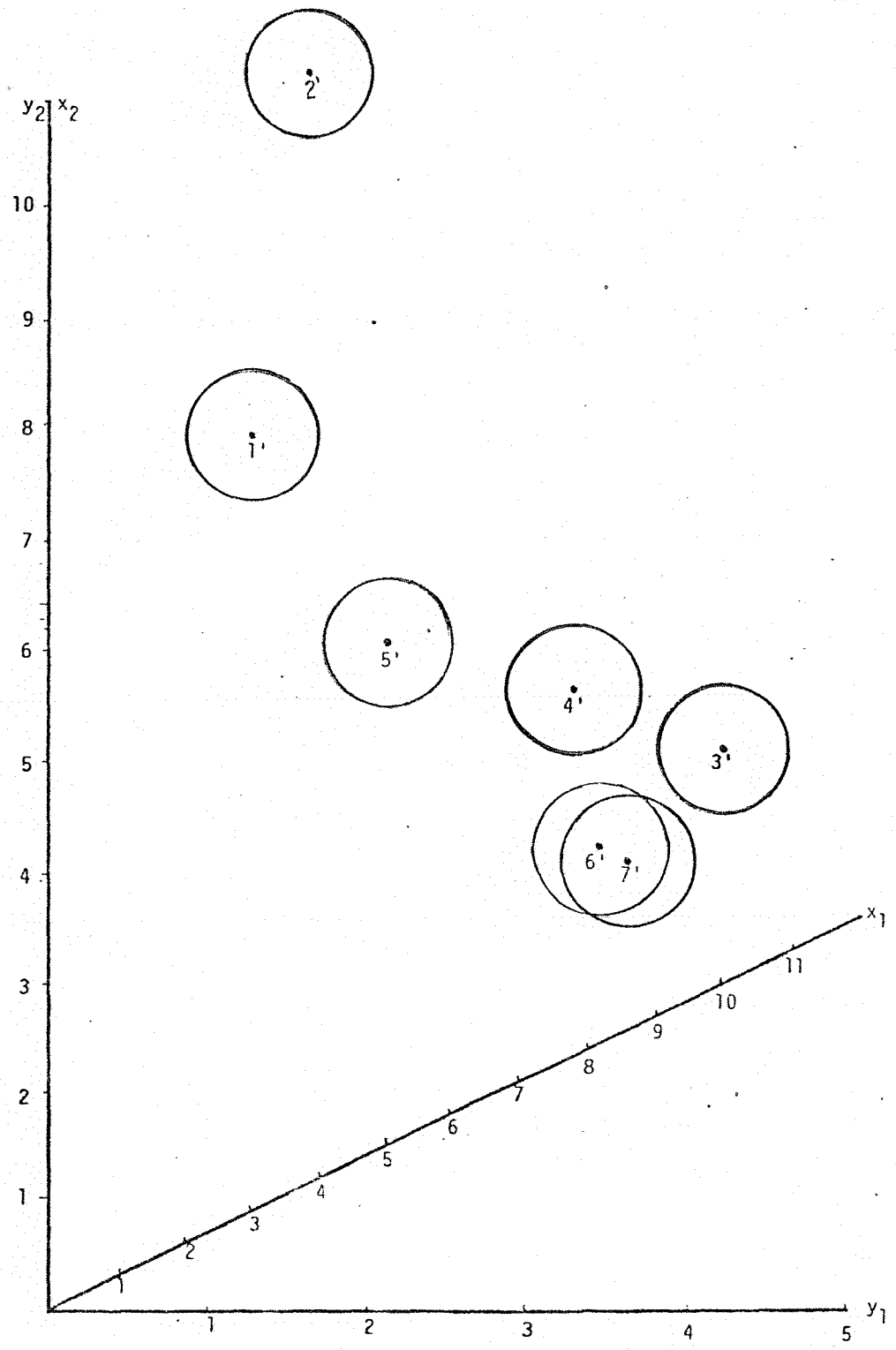

Figura 6 - Representação gráfica das médias de produção de leguminosas ajustadas, e regiões de confiança.

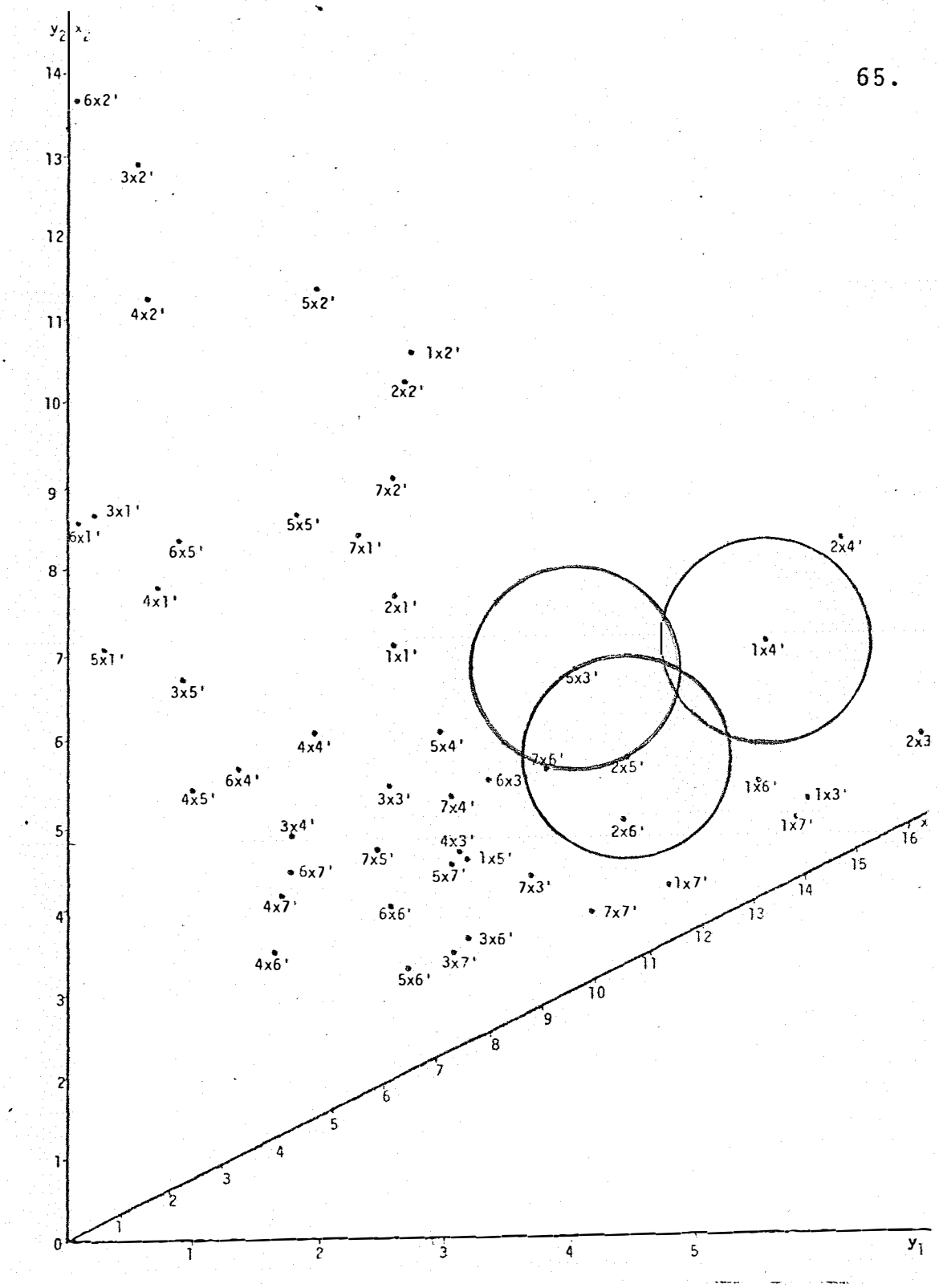

Figura 7 - Representação gráfica das médias de produção de cada associação entre gramíneas e leguminosas, e regiões de confiança.

bre a outra. A aproximação da média de um tratamento, para um determinado eixo, demonstra maior domínio da variável representada por esse eixo.

Na Figura 7 verifica-se, por exemplo, que na associação Pasto Negro (6) e Stylosantes (2') o ponto encontra-se próximo ao eixo x_2, demonstrando domínio da produção da leguminosa. Na associação Jaraguá (2) e Galactia (3') o ponto encontra-se próximo ao eixo x_1, indicando que a gramínea é dominante. O equilíbrio se dá nas regiões mais equidistantes desses eixos, com a eficiência produtiva aumentando à medida em que o ponto se distancia da origem.

As associações de maiores produtividades foram a da Jaraguá (2) e Centrosema (4'), e da Colonião (1) e Centrosema (4').

A intersecção das regiões de confiança de dois tratamentos indica não significância entre eles pelo teste F, ao nível de probabilidade de 0,05. Na Figura 5 observa-se que a produção média das combinações da Colonião (1) e da Jaraguá (2) com as diversas leguminosas não diferem entre si pelo pelo teste F, ao nível de probabilidade de 0,05; e pode-se verificar uma maior capacidade competitiva destas gramíneas, pela proximidade das médias ao eixo x_1, o que ocorre também com a Setária (7), mas em menor intensidade. As combinações das gramíneas: Braquiária (3),

Estrela (4), Quicuio (5) e Pasto Negro (6) com as diversas leguminosas, apresentam, em média, equilíbrio entre as produções de matéria seca das gramíneas e das leguminosas.

Na Figura 6 observa-se que apenas os tratamentos que envolvem as leguminosas Siratro (6') e Soja (7') não diferem entre si pelo teste F, ao nível de probabilidade de 0,05. O maior equilíbrio de produção de matéria seca de gramíneas e leguminosas ocorre na média das associações com a Leucena (5'). A Puerária (1') e o Stylosantes (2'), em média apresentam maiores capacidades competitivas que as gramíneas associadas, ocorrendo o contrário com as leguminosas Galactia (3'), Centrosema (4'), Siratro (6') e Soja (7').

Um problema que a análise bivariada da variância apresenta é a dificuldade de incorporar as produções das culturas isoladas. Dessa forma, essa técnica deve ser utilizada conjuntamente com outras técnicas que permitem considerar o cultivo isolado, como por exemplo a análise univariada da variância do valor total das parcelas.

Isoladamente, a análise bivariada da variância é recomendada principalmente no estudo de experimentos onde, "a priori" sabe-se que os sistemas consorciados são mais eficientes, como no caso de consorciação de gra-

míneas e leguminosas forrageiras, onde o cultivo isolado não tem grande importância, pois se enfocam principalmente aspectos de persistência e qualidade nutritiva da pastagem.

4.4 - Análise de Regressão

As Tabelas 3 e 4 apresentam as produções de gramíneas e leguminosas, respectivamente, no experimento de consorciação.

Através da Tabela 3, na qual cada leguminosa é considerada como um "ambiente comum" onde todas as gramíneas se desenvolvem, o coeficiente de regressão é estimado utilizando-se como variável independente as médias da produção de gramíneas dentro de cada leguminosa, que são os índices de ambiente (apresentados na parte inferior da Tabela), e como variável dependente a produção individual média de cada gramínea em associação com cada leguminosa. Com isso pode-se estudar o comportamento das gramíneas nas diversas associações.

Uma análise idêntica é realizada com o uso da Tabela 4, onde os ambientes comuns são as gramíneas e cujo objetivo é estudar o comportamento das leguminosas nas diversas associações. As médias de produção de legumi

nosas dentro de cada gramínea, apresentada à direita da Tabela 4 são, portanto, os índices de ambiente. As regressões são obtidas utilizando-se como variável dependente a produção individual média de cada leguminosa em associação com cada gramínea.

A Tabela 20 apresenta as análises de variância com desdobramento das interações, dos dados de produção de gramíneas e de produção de leguminosas, referentes às Tabelas 3 e 4, respectivamente.

Ao se considerarem gramíneas como "ambiente comum" (Tabela 4), grande parte dos efeitos da interação entre gramíneas e leguminosas pôde ser descrita pelas diferenças entre as linhas de regressão, o que indica variação na "Capacidade Geral de Competição" das leguminosas.

Ao se considerarem leguminosas como "ambiente comum", não houve significância da interação entre gramíneas x leguminosas, como também da heterogeneidade de regressões lineares, o que indica um comportamento padrão entre as gramíneas em associação com as diversas leguminosas, ou seja, a "Capacidade Geral de Competição" das espécies são semelhantes.

Os desvios de regressão apresentam resultados não significativos em ambas as análises, o que indica baixa "Capacidade Específica de Competição" das espécies

de gramíneas e leguminosas.

As linhas de regressão ajustadas para cada gramínea (Tabela 3) e para cada leguminosa (Tabela 4) estão apresentadas nos gráficos de eixos cartesianos (Figura 8 e 9, respectivamente), mostrando o comportamento individual de cada espécie sob o efeito de cada associado. Junto com cada linha está seu coeficiente de regressão linear e respectivo erro padrão.

FINLAY e WILKINSON (1963), no método proposto para o estudo de "Estabilidade de Produção" de variedades de plantas cultivadas, recomendam o uso de transformação logarítmica antes de se efetuar a análise. Este procedimento induz a um alto grau de homogeneidade de variância do erro. Tal procedimento pode ser válido para o estudo de competição, entretanto, quando utilizado no presente experimento, não apresentou alterações significativas.

Baseado nos coeficientes de regressão, podem-se caracterizar vários tipos de sensibilidade à competição. Um baixo valor de b indica que a variedade sofreu pouca variação dos efeitos competitivos de diferentes associados. Isso ocorre com a leguminosa Siratro (6'), como pode ser observado na Figura 9.

Quando tem-se o valor de b próximo à unidade, o comportamento da variedade em consórcio é equivalente ao

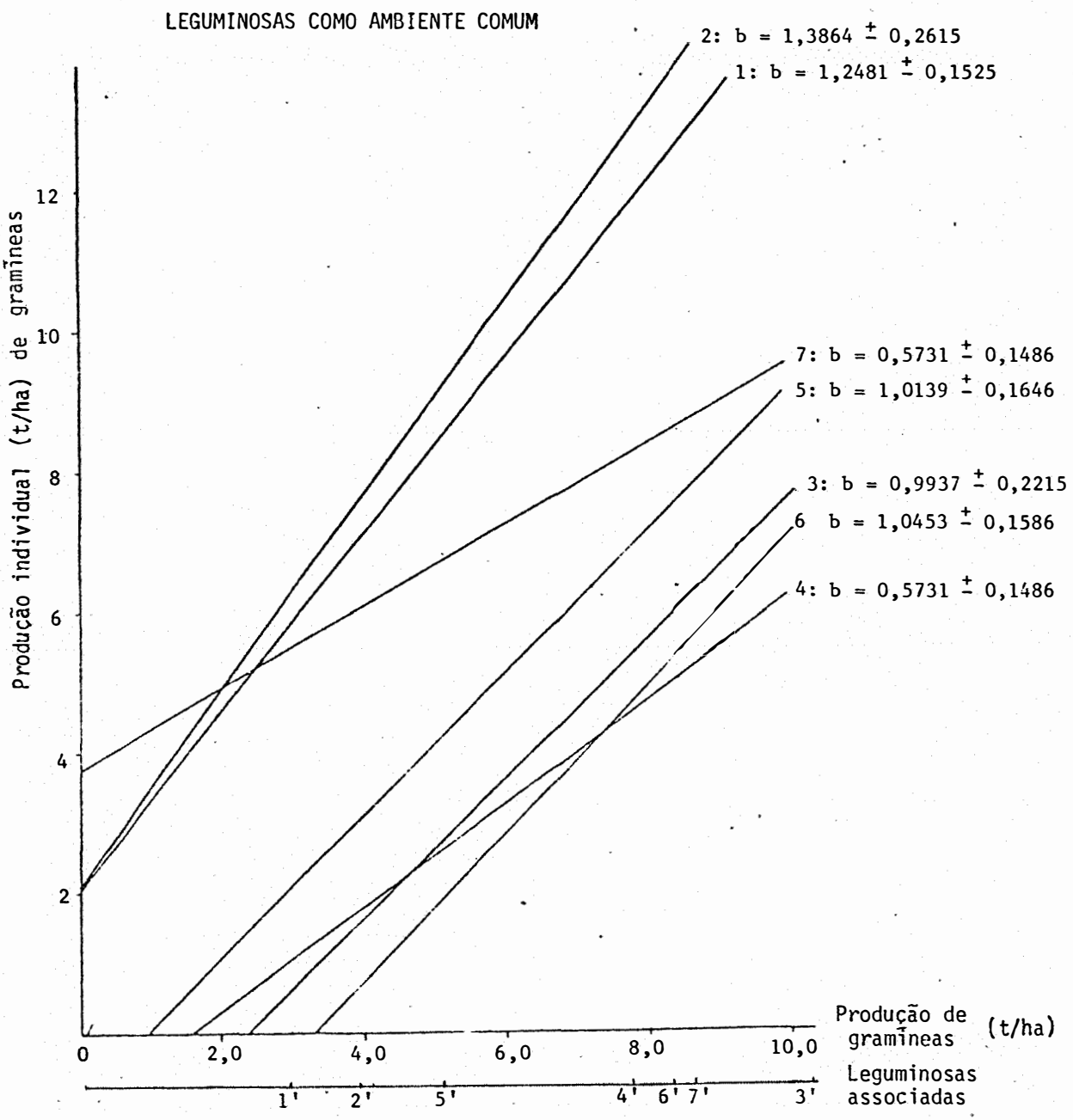

Figura 8 - Regressão do comportamento individual de gramíneas contra médias de ambiente (leguminosas).

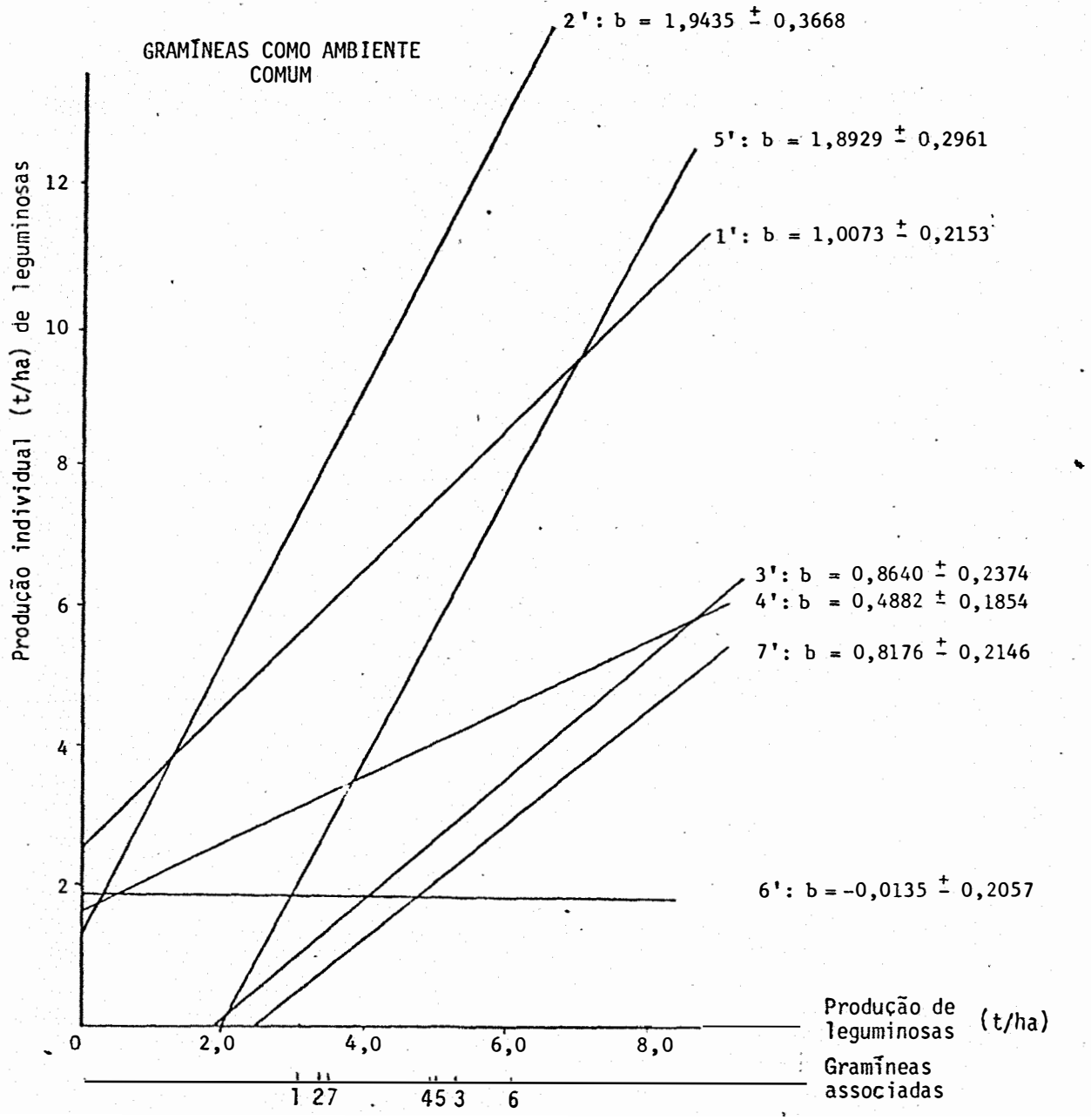

Figura 9 - Regressão do comportamento individual de leguminosas contra médias de ambiente (gramíneas).

comportamento médio das demais variedades. Isso ocorre, por exemplo, com a gramínea Braquiária (3) e com a leguminosa Puerária (1').

Os altos valores de b indicam que baixos níveis do "stress" competitivo, induzidos pela cultura associada, permitem uma elevada produtividade da espécie. À medida em que os níveis médios do "stress" forem aumentando, o decréscimo da produtividade de determinada espécie será relativamente superior ao de outra com menor valor de b. Isto ocorre, por exemplo, com a leguminosa Stylosantes (2') em relação às demais.

Os valores dos coeficientes de regressão e a produtividade das leguminosas mostram uma correlação positiva (b = 0,1610), o que indica maior sensibilidade à competição por espécies mais produtivas. Isso ocorre também com as gramíneas, mas em menor intensidade (b = 0,0481).

A vantagem competitiva ($S_{ij} = v_i - v_j + b_{iaj} + b_j a_i$) e a produção esperada ($T_{ij} = 2 + v_i + b_i a_j + b_j a_i$), são apresentadas nas Tabelas 21 e 22, respectivamente. Pela Tabela 21, verifica-se que as espécies que apresentam, em média, as maiores vantagens competitivas são as gramíneas Colonião (1) e Jaraguá (2), e as leguminosas Stylosantes (2') e Puerária (1'). Para o estudo de uma associação específica, deve-se utilizar os valores de S_{ij} e T_{ij},

que permitem a avaliação quantitativa da competição entre as espécies associadas e o estudo do comportamento da associação.

É evidente que o método de regressão torna-se mais eficiente à medida em que as linhas de regressão são estimadas com maior precisão, tornando-se, dessa forma, mais indicado para a avaliação de espécies com baixa "Capacidade Específica de Competição".

O método de regressão pode apresentar boa eficiência no melhoramento genético, ao se estudarem genótipos de uma mesma espécie, em consorciação com outras espécies, onde se espera, pelas características comuns dos genótipos, uma elevada "Capacidade Geral de Competição" e baixa "Capacidade Específica".

4.5 - Considerações Gerais sobre os Métodos de Análise de Competição entre Plantas.

O método de análise gráfica dos experimentos de série de reposição estabelece comparações estatísticas apenas para cada associação específica e seus constituintes em monocultivo. As comparações entre associações são realizadas somente por comparação de seus gráficos. Dessa forma, deve-se utilizá-lo sempre em conjunto com outros métodos de análise.

Dos quatro métodos discutidos, apenas a análise de variância segundo o delineamento dialélico modificado não considera separadamente a produção das duas culturas associadas. Enquanto os demais métodos permitem o estudo do comportamento de uma espécie em relação à outra, ele enfoca o comportamento da espécie em relação à produção total da associação. Esse método mostra-se amplamente informativo no estudo das características de cada espécie em consórcio e em monocultivo, e permite o conhecimento das relações existentes entre o comportamento das espécies em consórcio e o comportamento delas em monocultivo. Para o estudo da agressividade de uma espécie sobre a outra, devem-se utilizar outros métodos em conjunto com esse.

Os três métodos que possibilitam o estudo da influência de uma espécie sobre a outra apresentam concordância no destaque das gramíneas Colonião e Jaraguá, e das leguminosas Stylosantes e Galactia, como as mais agressivas.

A análise bivariada da variância tem a vantagem de poder ser aplicada a qualquer tipo de experimento que envolve culturas associadas, quando se tem separadamente as produções de cada espécie. Sua desvantagem é não considerar os cultivos isolados. No exemplo analisado, os monocultivos eram de pouco interesse, e esse método apresentou grande eficiência para detectar diferenças entre tratamentos e para interpretar competição entre as espécies associadas.

O método de regressão facilita muito a compreensão das relações competitivas de cada espécie com as demais, e pode ser de grande utilidade na adoção de critérios de seleção em um programa de melhoramento específico para consórcio. Da mesma forma que a análise bivariada da variância, esse método não considera os monocultivos, e para inclui-los no estudo deve-se utilizar conjuntamente outros métodos de análise, de forma a possibilitar uma melhor compreensão das propriedades das espécies em consórcio e em monocultivo.

5. CONCLUSÕES

Através do estudo e aplicação dos métodos de análise de competição entre espécies associadas, podem-se tirar as seguintes conclusões:

1) É de grande importância se ter um bom conhecimento dos mecanismos de competição entre espécies, na obtenção de associações mais produtivas, bem como nos trabalhos de melhoramento em que se selecionam espécies mais adaptáveis ao cultivo consorciado.

2) Cada método estudado enfoca os mecanismos de competição entre plantas sob diferentes aspectos. A escolha de algum método específico deverá ser feita em função do tipo e objetivos do experimento.

3) Na análise dos experimentos de competição entre espécies associadas, deve-se utilizar, em conjunto, mais de um método, que podem variar em função das informações requeridas pelo pesquisador.

6. LITERATURA CITADA

BREESE, E.L. e J. HILL, 1973. Regression analysis of interactions between competiting species. Heredity. London, 31(2):181-200.

DEAR, K.B.G. e R. MEAD, 1983. The Use of Bivariate Analysis Techniques for the Presentation, Analysis and Interpretation of Data. Department of Applied Statistics. England, Reading University. [Statistics in Intercropping - Technical Report n. 1].

DE WIT, C.T., 1960. On Competition. Versl. Londbouwk Orderzoek. Wageningen, 66(8):1-82.

DE WIT, C.T. e J.P. VAN DER BERG, 1965. Competition between herbage plants. Netherland Journal of Agriculture Science. Wageningen, 13(2):212-221.

DONALD, C.M., 1963. Competition among crop and pasture plants. Adv. Agron. New York, 15:1-118.

EBERHART, S.A. e W.A. RUSSEL, 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Science. Madison, 6:36--40.

FEDERER, W.T., 1979. Statistical designs and response models for mixtures of cultivars. Agronomy Journal. Madison, 71:701-706.

FEDERER, W.T.; J.C. CONNINGALE; J.M. RUTGER e A. WIJESINHA, 1982. Statistical analysis of yields from uniblends and biblends of eight dry bean cultivars. Crop Science. Madison, 22:111-115.

FINLAY, K.W. e G.N. WILKINSON, 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. Australian Journal of Agricultural Research. Melbourne, 14:742-754.

GARDNER, C.O. e S.A. EBERHART, 1966. Analysis and interpretation of the variety cross diallel and related populations. Biometrics. Raleigh, 22:439-452.

GERALDI, I.O., 1983. Método de análise estatística para combinação de cultivares em consórcio. Piracicaba, ESALQ/USP, 120 p. [Tese de Doutoramento].

GILLIVER, B. e S.C. PEARCE, 1983. A graphical assessment of data from an intercropping factorial experiment. Experimental Agriculture. London, 19:23-31.

GOMES, A.C., 1983. Métodos de análise e interpretação de ensaios com culturas consorciadas. Piracicaba, ESALQ/USP, 120 p. [Dissertação de Mestrado].

GONÇALVES, S.R., 1982. Consorciação de culturas - Técnicas de análise e estudo da distribuição do LER. Brasília, UNB, 217 p. [Dissertação de Mestrado].

GRIFFING, B., 1956a. A generalized treatment of the use of diallel crosses in quantitative inheritance. Heredity. London, 10:31-50.

GRIFFING, B., 1956b. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. Australian Journal of Biological Science. Melbourne, 9 (4):463-493.

HALL, R.L., 1974a. Analysis of the nature of interference between plants of different species. I. Concepts and an extension of the Wit analysis to examine effects. Australian Journal of Agricultural Research. Melbourne, 25:739-747.

HALL, R.L., 1974b. Analysis of the nature of interference between plants of different species. II. Nutrient relations in a Nandi Setaria and Greenleaf Desmodium association with particular reference to potassium. Australian Journal of Agricultural Research. Melbourne, 25:749-746.

HAMBLIM, J.; J.G. ROWELL e R. REDDEN, 1976. Selection for mixel cropping. Euphytica. Wageningen, 25:97-106.

HARPER, J.L., 1961. Approaches to the study of plant competition. Symposia of the Society for Experimental Biology. Cambridge, 15:1-39.

HAYMAN, B.I., 1954. The analysis of variance of diallel tables. Biometrics. Raleigh, 10:235-244.

HILL, I., 1973. Methods of analysing competition with special reference to herbage plants. II. Effects of associa te plants. Journal of Agricultural Science. Cambridge, 81:91-98.

HILL, J. e Y. SHIMAMOTO, 1973. Methods of analysis competition with special reference to herbage plants. I. Establishment. Journal of Agricultural Science. Cambridge, 81:77-89.

HINKELMANN, K., 1977. Diallel and multi-cross designs: What to they achiev? In: Proceedings of the International Conference on Quantitative Genetics. Ames. 659-676.

HUXLEY, P.A. e Z. MAINGU, 1978. Use of a systematic spacing desing as an aid to the study of intercropping: some general considerations. Experimental Agriculture. London, 14:49-56.

JACQUARD, P. e J. CAPUTA, 1970. Comparaison de trois modèles d'analyse des relations sociales entre espèces végétales. Annales L'amélioration des Plantes. Paris, 20 (2):115-158.

JENSEN, N.F. e W.T. FEDERER, 1964. Adjacent row competition in wheat. Crop Science. Madison, 4:641-645.

KASS, D.L., 1978. Polyculture Cropping Systems: Review and Analyses. Ithaca, New York State College of Agriculture and Life Sciences, 69 p.

MATHER, K., 1949. Biometrical Genetics. London. Methuem and Co., 162 p.

MATHER, K., 1961. Competition and co-operation. Symposia of the Society for Experimental Biology. Cambridge, 15: 264-281.

McGILCHRIST, C.A., 1965. Analysis of competition experiments. Biometrics. Raleigh, 21:975-985.

McGILCHRIST, C.A. e B.R. TRENBATH, 1971. A revised analysis of plant competition experiments. Biometrics. Raleigh, 27:659-671.

MEAD, R. e J. RILEY, 1981. A review of statistical ideas relevant to intercropping research. The Journal of the Royal Statistical Society A. London, 144:462-509.

MIRANDA FILHO, J.B., 1974. Cruzamentos dialélicos e síntese de compostos de milho (*Zea mays* L.) com ênfase na produtividade e no porte da planta. Piracicaba, ESALQ/USP, 116 p. [Tese de Doutoramento].

NORRINGTON-DAVIES, J., 1967a. Application of diallel analysis to experiments in plant competition. Euphytica. Wageningen, 16:391-406.

NORRINGTON-DAVIES, J., 1967b. Diallel analysis of competition between gross species. Journal of Agricultural Science. Cambridge, 71:223-231.

PEARCE, S.C. e B. GILLIVER, 1978. The statistical analysis of data from intercropping experiments. Journal of Agricultural Science. Cambridge, 91:625-632.

PEARCE, S.C. e B. GILLIVER, 1979. Graphical assessment of intercropping methods. Journal of Agricultural Science. Cambridge, 93:51-58.

PERKINS, J.M. e J.L. JINKS, 1968. Environmental and genotipe-environmental components of variability. III. Multiple lines and crosses. Heredity. London, 23:339-356.

RAMALHO, M.A.P.; A.C. OLIVEIRA e J.C. GARCIA, 1983. Recomendações para o Planejamento e Análise de Experimentos com as Culturas de Milho e Feijão Consorciadas. Sete Lagoas. Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo (EMBRAPA). 74 p. [Documento nº 2].

SAKAI, K.I., 1961. Competitive ability in plants. Its inheritance and some related problems. Symposia of the Society for Experimental Biology. Cambridge, 15:245-263.

SPRAGUE, G.F. e L.A. TATUM, 1942. General vs specific combining ability in single crosses of corn. Journal of the American Society of Agronomy. Wiscosin, 34:923-932.

TREMBATH, B.R., 1974. Biomass productivity of mixtures. Advances in Agronomy. New York, 26:177-210.

VENCOVSKY, 1970. Alguns aspectos teóricos e aplicados relativos aos cruzamentos dialélicos de variedades. Piracicaba, ESALQ/USP. 116 p. [Tese de Doutoramento].

WILLEY, R.W., 1979. Intercropping - Its importance and research needs. Part 1. Competition and yield advantages. Field Crop Abstracts. Aberystwith, 32:1-10.

WILLEY, R.W. e D.J.O. OSIRU, 1972. Studies on mixtures of maize and beans (*Phaseolus vulgaris*) with particular reference to plant population. Journal of Agricultural Science. New York, 79:519-529.

WILLEY, R.W. e M.R. RAO, 1980. A competitive ratio for quantifying competition between intercrops. Experimental Agriculture. London, 16:117-125.

WILLIANS, E.J., 1962. The analysis of competition experiments. Australian Journal of Biological Science. Melbourne, 15:509-25.

WRITE, A.J., 1971. The analysis and prediction of some two factor interactions in grass breeding. Journal of Agricultural Science. New York, 76:301-306.

YATES, F. e W.G. COCHRAN, 1938. The analysis of groups of experiments. Journal of Agricultural Science. New York, 28:556-580.

T A B E L A S

Tabela 2 - Valores médios da produção de matéria seca (t/ha) das consorciações (quatro repetições) e dos monocultivos (duas repetições), dispostas no arranjo dialélico, referentes ao experimento de consorciação de gramíneas e leguminosas forrageiras.

GRAMÍNEAS	LEGUMINOSAS								MONOCULTURA
	Puerária	Stylosanthes	Galactia	Centrosema	Leucaena	Siratro	Soja	Total	
Colonião	11,4700	15,2150	15,0350	16,4450	10,0300	14,4650	12,0950	94,7550	12,0000
Jaraguá	12,2300	14,8400	17,2600	18,7700	12,9500	12,3800	14,6400	103,0700	14,4800
Braquiária	9,0800	13,8700	9,4900	7,8900	8,3650	9,1400	8,7200	66,5550	10,8750
Estrela	9,1050	12,3700	10,0650	9,1200	7,2600	6,2050	7,0850	61,2100	13,6100
Quicuio	7,6450	14,6700	13,3050	10,7850	11,5950	7,9800	9,7350	75,7150	13,6800
Pasto Negro	8,8200	13,9150	10,8650	8,3300	9,8450	8,3400	7,3350	67,4500	14,8900
Setária	12,3650	13,2600	10,4950	10,2550	8,7850	11,8450	10,7600	77,7650	13,9200
Total	70,7150	98,1400	86,5150	81,5950	68,8300	70,3550	70,3700	546,5200	93,4550
MONOCULTURA	8,2300	12,0800	9,2300	9,3700	8,9100	4,6300	3,5300	55,9800	

Tabela 3 - Produções de matéria seca (t/ha) de gramíneas em consorciação com leguminosas.

GRAMÍNEAS	LEGUMINOSAS							MÉDIA
	Puerária	Stylosanthes	Galactia	Centrosema	Leucena	Siratro	Soja	
Colonião	6,230	6,630	14,185	13,360	7,755	13,020	11,460	10,377
Jaraguá	6,290	6,555	16,360	14,905	10,385	10,670	13,900	11,295
Braquiária	0,495	1,425	6,050	4,250	2,335	7,745	7,430	4,247
Estrela	1,760	1,685	7,770	4,480	2,430	3,970	4,190	3,755
Quicuio	0,805	4,780	9,700	7,040	4,315	6,600	7,480	5,817
Pasto Negro	0,240	0,220	7,955	3,480	2,245	6,210	4,240	3,513
Setária	5,670	6,225	8,825	7,330	5,900	9,115	10,025	7,584
MÉDIA	3,070	3,931	10,121	7,835	5,052	8,190	8,389	6,655

Tabela 4 - Produções de matéria seca (t/ha) de leguminosas em consorciação com gramíneas.

GRAMÍNEAS	LEGUMINOSAS							MÉDIA
	Puerária	Stylosanthes	Galactia	Centrosema	Leucena	Siratro	Soja	
Colonião	5,240	8,585	0,850	3,085	2,275	1,445	0,635	3,159
Jaraguá	5,940	8,285	0,900	3,865	2,565	1,710	0,740	3,429
Braquiária	8,585	12,445	3,440	3,640	6,030	1,395	1,290	5,261
Estrela	7,345	10,685	2,295	4,640	4,830	2,235	2,895	4,989
Quicuio	6,840	9,890	3,605	3,745	7,280	1,380	2,255	4,999
Pasto Negro	8,580	13,695	2,910	4,850	7,600	2,130	3,095	6,123
Setária	6,695	7,035	1,670	2,925	2,885	2,730	0,735	3,525
MÉDIA	7,032	10,089	2,239	3,821	4,781	1,861	1,664	4,498

Tabela 5 - Valores das estimativas dos contrastes e erros padrão das consorciações gramíneas-leguminosas.

CONSORCIAÇÕES	$\hat{Y}_1 = Y_{ij} - \frac{Y_{ii} + Y_{jj}}{2}$	$\hat{Y}_2 = Y_{ij} - Y_{jj}$	$\hat{Y}_3 = Y_{ij} - Y_{ii}$
1x1'	1,35 ± 1,84	3,24 ± 1,91	-0,53 ± 1,82
1x2'	3,17 ± 1,68	3,13 ± 2,77	3,21 ± 1,10**
1x3'	4,42 ± 1,03**	5,80 ± 1,27***	3,03 ± 0,93**
1x4'	5,76 ± 2,50	7,07 ± 2,51**	4,44 ± 2,50
1x5'	-0,42 ± 0,94	1,12 ± 1,18	-1,97 ± 0,86*
1x6'	6,15 ± 1,65**	9,83 ± 1,78***	2,46 ± 1,60
1x7'	4,33 ± 2,11	8,56 ± 2,27***	0,09 ± 2,06
2x1'	0,87 ± 1,42	4,00 ± 1,39**	-2,25 ± 1,71
2x2'	1,56 ± 1,64	2,76 ± 2,69	0,36 ± 1,44
2x3'	5,40 ± 3,14	8,03 ± 3,17**	2,78 ± 3,27
2x4'	6,84 ± 2,15*	9,40 ± 2,07***	4,29 ± 2,37
2x5'	1,25 ± 1,87	4,04 ± 1,91*	-1,53 ± 2,08
2x6'	2,82 ± 3,32	7,75 ± 3,33*	-2,10 ± 3,44
2x7'	5,63 ± 2,32	11,11 ± 2,40***	0,16 ± 2,49
3x1'	-0,47 ± 0,99	0,85 ± 0,94	-1,79 ± 1,40
3x2'	2,39 ± 2,35	1,79 ± 3,17	2,99 ± 2,24
3x3'	-0,56 ± 1,20	0,26 ± 1,28	-1,38 ± 1,53
3x4'	-2,23 ± 1,86	-1,48 ± 1,77	-2,92 ± 2,13
3x5'	-1,52 ± 2,26	-0,54 ± 2,30	-2,51 ± 2,46
3x6'	1,39 ± 2,13	4,51 ± 2,15	-1,73 ± 2,34
3x7'	1,52 ± 1,11	5,19 ± 1,26***	-2,15 ± 1,45
4x1'	-1,81 ± 1,84	0,87 ± 1,77	-4,50 ± 2,21*
4x2'	-0,47 ± 3,09	0,29 ± 3,73	-1,24 ± 3,09
4x3'	-1,35 ± 1,10	0,83 ± 1,17	-3,54 ± 1,62*
4x4'	-2,37 ± 1,75	-0,25 ± 1,60	-4,49 ± 2,16
4x5'	-4,00 ± 1,59	-1,65 ± 1,58	-6,35 ± 1,99*
4x6'	-2,91 ± 3,84	1,57 ± 3,83	-7,40 ± 4,03
4x7'	-1,48 ± 2,88	3,55 ± 2,92	-6,52 ± 3,12*

Tabela 5 - continuação.

CONSORCIAÇÕES	$\hat{Y}_1 = Y_{ij} - \frac{Y_{ii} + Y_{jj}}{2}$	$\hat{Y}_2 = Y_{ij} - Y_{jj}$	$\hat{Y}_3 = Y_{ij} - Y_{ii}$
5x1'	-3,31 ± 1,	-0,58 ± 0,80	-6,03 ± 3,72
5x2'	1,79 ± 2,94	2,59 ± 3,19	0,99 ± 4,15
5x3'	1,85 ± 2,53	4,07 ± 1,89*	-0,37 ± 4,04
5x4'	-0,74 ± 2,14	1,41 ± 1,11	-2,89 ± 3,84
5x5'	0,30 ± 3,51	2,68 ± 3,07	-2,08 ± 4,72
5x6'	-1,17 ± 3,52	3,35 ± 3,09	-5,70 ± 4,74
5x7'	1,13 ± 2,61	6,20 ± 2,04**	-3,94 ± 4,09
6x1'	-2,74 ± 1,63	0,59 ± 0,69	-6,07 ± 3,15
6x2'	0,43 ± 3,76	1,83 ± 4,07	-0,97 ± 4,46
6x3'	-1,19 ± 3,61	1,63 ± 3,34	-4,02 ± 4,49
6x4'	-3,80 ± 1,71	-1,04 ± 0,70	-6,56 ± 3,20*
6x5'	-2,05 ± 2,44	0,93 ± 2,01	-5,04 ± 3,63
6x6'	-1,42 ± 6,42	3,71 ± 6,26	-6,55 ± 6,96
6x7'	-1,87 ± 4,16	3,80 ± 3,95	-7,55 ± 4,95
7x1'	1,29 ± 1,27	4,13 ± 1,32*	-1,55 ± 2,53
7x2'	0,26 ± 2,14	1,18 ± 3,05	-0,66 ± 2,80
7x3'	-1,08 ± 2,02	1,26 ± 2,13	-3,42 ± 2,96
7x4'	-1,39 ± 2,05	0,88 ± 2,03	-3,66 ± 3,02
7x5'	-2,63 ± 1,47	-0,12 ± 1,59	-5,13 ± 2,62*
7x6'	2,57 ± 0,98	7,21 ± 1,14**	-2,07 ± 2,39
7x7'	2,03 ± 2,43	7,23 ± 2,55*	-3,16 ± 3,25

Os números na coluna de consorciações se referem a:

Gramíneas: 1 = Colonião
2 = Jaraguá
3 = Braquiária
4 = Estrela
5 = Quicuio
6 = Pasto Negro
7 = Setária

Leguminosas: 1' = Puerária
2' = Stylosanthes
3' = Galactia
4' = Centrosema
5' = Leucena
6' = Siratro
7' = Soja

***, **, * = significativo, pelo teste de Scheffé, ao nível de probabilidade de 0,01, 0,05 e 0,1, respectivamente.

Tabela 6 - Análise da variância da produção de matéria seca das consorciações entre gramíneas e leguminosas.

Fontes de Variação	G.L.	Q.M.
Blocos	3	
Gramíneas (G)	6	137,0159**
Leguminosas (L)	6	70,9365**
G x L	36	10,9191**
Resíduo	144	4,7650
TOTAL	195	

$\bar{X}$ = 11,153 t/ha CV = 19,57%

Tabela 7 - Análise da variância da produção de matéria seca de gramíneas em monocultivo.

Fontes de Variação	G.L.	Q.M.
Blocos	1	
Gramíneas	6	4,0327
Resíduo	6	1,7290
TOTAL	13	

$\bar{X}$ = 13,351 t/ha CV = 9,84%

Tabela 8 - Análise da variância da produção de matéria seca de leguminosas em monocultivo.

Fontes de Variação	G.L.	Q.M.
Blocos	1	
Leguminosas	6	17,4183**
Resíduo	6	1,6118
TOTAL	13	

$\bar{X}$ = 7,997 t/ha CV = 15,17%

** = significativo, pelo teste F, ao nível de probabilidade de 0,01.

Tabela 9 - Análise da variância, de acordo com o método de GERALDI (1983).

Fontes de Variação	G.L.	Q.M.
Tratamentos	62	9,3120**
Dif. Grupos	1	100,2906**
Gramíneas	6	23,2909**
Leguminosas	6	23,3869**
Efeitos de Consórcio		
Geral	49	4,0202**
Médio	1	2,5047
Gramíneas	6	12,9794**
Leguminosas	6	3,0564*
Específico	36	2,7298**
Resíduo médio	156	1,1639

* = significativo, pelo teste F, ao nível de probabilidade de 0,05.
** = significativo, pelo teste F, ao nível de probabilidade de 0,01.

Tabela 10 - Valores das estimativas dos efeitos gerais de consórcio ($\bar{c}_{ij}$), da produção de matéria seca (t/ha) e,em porcentagem da média das espécies em monocultivo (valores entre parêntesis), e estimativa do desvio padrão correspondente.

GRAMÍNEAS	LEGUMINOSAS						
	Puerária	Stylosanthes	Galactia	Centrosema	Leucena	Siratro	Soja
Colonião	1,3550 (113,4)	3,1750 (126,4)	4,4200 (141,6)	5,7600 (153,9)	-0,4250 (95,9)	6,1500 (174,0)	4,3300 (155,8)
Jaraguá	0,8750 (107,7)	1,5600 (111,7)	5,4050 (145,6)	6,8450 (157,4)	1,2550 (110,7)	2,8250 (129,6)	5,6350 (162,6)
Braquiária	-0,4725 (95,0)	2,3925 (120,8)	-0,5625 (94,4)	-2,2325 (77,9)	-1,5275 (84,6)	1,3875 (117,9)	1,5175 (121,1)
Estrela	-1,8150 (83,4)	-0,4750 (96,3)	-1,3550 (88,1)	-2,3700 (79,4)	-4,0000 (64,5)	-2,9150 (68,0)	-1,4850 (82,7)
Quicuio	-3,3100 (69,8)	1,7900 (113,9)	1,8500 (116,1)	-0,7400 (93,6)	0,3000 (102,6)	-1,1750 (87,2)	1,1300 (113,1)
Pasto Negro	-2,7400 (76,3)	0,4300 (103,2)	-1,1950 (90,1)	-3,8000 (68,7)	-2,0550 (82,7)	-1,4200 (85,4)	-1,8550 (79,6)
Setária	1,2900 (111,6)	0,2600 (102,0)	-1,0800 (90,7)	-1,3900 (88,1)	-2,6300 (77,0)	2,5700 (127,7)	2,0350 (123,3)

$s(\bar{c}_{ij}) = 2,6059$.

Tabela 11 - Valores das estimativas dos parâmetros a_i (efeitos de espécies de gramíneas), b_j (efeitos de espécies de leguminosas), m (média das espécies em monocultivo), d (diferença entre as médias das espécies de gramíneas e leguminosas), e seus respectivos desvios padrão.

	$\hat{a}_i$		$\hat{b}_j$
Colonião	$\hat{a}_1$ = -1,3507	Puerária	$\hat{b}_1$ = 0,2329
Jaraguá	$\hat{a}_2$ = 1,1293	Stylosanthes	$\hat{b}_2$ = 4,0829
Brachiária	$\hat{a}_3$ = -2,4757	Galactia	$\hat{b}_3$ = 1,2329
Estrela	$\hat{a}_4$ = 0,2593	Centrosema	$\hat{b}_4$ = 1,3729
Quicuio	$\hat{a}_5$ = 0,3293	Leucena	$\hat{b}_5$ = 0,9129
Pasto Negro	$\hat{a}_6$ = 1,5393	Siratro	$\hat{b}_6$ = -3,3671
Setária	$\hat{a}_7$ = 0,5593	Soja	$\hat{b}_7$ = -4,4671
	$s(\hat{a}_i)$ = 0,9988		$s(\hat{b}_j)$ = 0,9988

$\hat{m}$ = 10,6739 , $s(\hat{m})$ = 0,2883

$\hat{d}$ = 2,6768 , $s(\hat{d})$ = 0,2883

Tabela 12 - Valores das estimativas dos parâmetros c_i (efeito de consórcio atribuído às espécies de gramíneas), c_j (efeito de consórcio atribuído às espécies de leguminosas), $\bar{c}$ (efeito médio de consórcio), e respectivos desvios padrão.

$\hat{c}_i$		$\hat{c}_j$	
Colonião	$\hat{c}_1$ = 3,0582	Puerária	$\hat{c}_1$ = -1,1678
Jaraguá	$\hat{c}_2$ = 3,0062	Stylosantes	$\hat{c}_2$ = 0,8251
Brachiária	$\hat{c}_3$ = -0,4078	Galactia	$\hat{c}_3$ = 0,5894
Estrela	$\hat{c}_4$ = -2,5388	Centrosema	$\hat{c}_4$ = -0,1835
Quicuio	$\hat{c}_5$ = -0,5017	Leucena	$\hat{c}_5$ = -1,7770
Pasto Negro	$\hat{c}_6$ = -2,2874	Siratro	$\hat{c}_6$ = 0,5808
Setária	$\hat{c}_7$ = -0,3288	Soja	$\hat{c}_7$ = 1,1330
	$s(\hat{c}_i)$ = 0,6260		$s(\hat{c}_j)$ = 0,6260

$$\hat{\bar{c}} = 0,4796 \quad ; \quad s(\hat{\bar{c}}) = 0,3268$$

Tabela 13 - Valores das estimativas dos parâmetros d_{ij} (efeito específico de consórcio ou capacidade específica de competição) e desvio padrão correspondente.

GRAMÍNEAS	LEGUMINOSAS						
	Puerária	Stylosanthes	Galactia	Centrosema	Leucena	Siratro	Soja
Colonião	-1,0150	-1,1879	0,2928	2,4057	-2,1858	2,0314	-0,3408
Jaraguá	-1,4429	-2,7508	1,3299	3,5428	-0,4537	-1,2415	1,0163
Braquiária	0,6235	1,4956	-1,2237	-2,1208	0,1777	0,7349	0,3127
Estrela	1,4071	0,7592	0,1149	-0,1272	-0,1637	-1,4365	-0,5587
Quicuio	-2,1200	4,9050	1,2828	-0,5343	2,0992	-1,7336	0,0192
Pasto Negro	0,2357	1,4128	0,0235	-1,8086	1,5299	-0,1929	-1,2001
Setária	2,3071	-0,7158	-1,8201	-1,3572	-1,0037	1,8385	0,7513

$$s(\bar{d}_{ij}) = 0,9247$$

Tabela 14 - Valores das estimativas dos parâmetros cgc_i (capacidade geral de competição das gramíneas), cgc_j (capacidade geral de competição das leguminosas), e desvios padrão correspondentes.

	$c\hat{g}c_i$		$c\hat{g}c_j$
Colonião	$c\hat{g}c_1 = 2,3829$	Puerária	$c\hat{g}c_{1'} = -1,0514$
Jaraguá	$c\hat{g}c_2 = 3,5708$	Stylosantes	$c\hat{g}c_{2'} = 2,8665$
Brachiária	$c\hat{g}c_3 = -1,6456$	Galactia	$c\hat{g}c_{3'} = 1,2058$
Estrela	$c\hat{g}c_4 = -2,4092$	Centrosema	$c\hat{g}c_{4'} = 0,5029$
Quicuio	$c\hat{g}c_5 = -0,3371$	Leucena	$c\hat{g}c_{5'} = -1,3206$
Pasto Negro	$c\hat{g}c_6 = -1,5178$	Siratro	$c\hat{g}c_{6'} = -1,1028$
Setária	$c\hat{g}c_7 = -0,0442$	Soja	$c\hat{g}c_{7'} = -1,1006$
	$s(c\hat{g}c_i) = 0,3775$		$s(c\hat{g}c_j) = 0,3775$

Tabela 15 - Associações mais produtivas e estimativas de parâmetros correspondentes. Os números entre parêntesis indicam a classificação do tratamento ou efeito.

ASSOCIAÇÕES	Média	$(\frac{1}{2})\ \hat{a}_i$	$(\frac{1}{2})\ \hat{b}_j$	$\hat{c}_{ij}$	$\hat{c}_i$	$\hat{c}_j$	$\hat{d}_{ij}$	$C\hat{g}c_i$	$C\hat{g}c_j$
Jaraguá-Centrosema (2x4')	18,7700(1)	0,5646(2)	0,6864(2)	6,8450(1)	3,0862(2)	-0,1835(5)	3,5428(2)	3,5708(1)	0,5030(3)
Jaraguá-Galáctia (2x3')	17,2600(2)	0,5646(2)	0,6164(3)	5,4050(5)	3,0062(2)	0,5894(3)	1,3299(12)	3,5708(1)	1,2058(2)
Colonião-Centrosema (1x4')	16,4450(3)	-0,6753(6)	0,6864(2)	5,7600(3)	3,0582(1)	-0,1835(5)	2,4057(3)	2,3830(2)	0,5030(3)
Colonião-Stylosantes (1x2')	15,2150(4)	-0,6753(6)	2,0414(1)	3,1750(8)	3,0582(1)	0,8251(2)	-1,1879(37)	2,3830(2)	2,8666(1)
Colonião-Galactia (1x3')	15,0350(5)	-0,6753(6)	0,6164(3)	4,4200(6)	3,0582(1)	0,5894(3)	0,2928(20)	2,3830(2)	1,2058(2)
Jaraguá-Stylosantes (2x2')	14,8400(6)	0,5646(2)	2,0414(1)	1,5600(15)	3,0062(2)	0,8251(2)	-2,7508(49)	3,5708(1)	2,8666(1)
Quicuio-Stylosantes (5x2')	14,6700(7)	0,1646(4)	2,0414(1)	1,7900(14)	-0,5017(5)	0,8251(2)	4,9050(1)	-0,3370(4)	2,8666(1)

Tabela 16 - Quadro de análise bivariada da variância e estimativas dos coeficientes de correlação (ρ) para o experimento de consorciação de gramíneas com leguminosas forrageiras.

F. de Variação	G.L.	Matrizes	F	$\hat{\rho}$
Blocos	3	$B = \begin{bmatrix} 21,5019 & -1,6508 \\ -1,6508 & 0,4738 \end{bmatrix}$		
Gramíneas (G)	6	$G = \begin{bmatrix} 1708,8500 & -549,7153 \\ -549,7153 & 212,6762 \end{bmatrix}$	21,08**	-0,91
Leguminosas (L)	6	$L = \begin{bmatrix} 1164,9893 & -1186,0017 \\ -1186,0017 & 1632,6331 \end{bmatrix}$	43,95**	-0,86
G x L	36	$GxL = \begin{bmatrix} 272,8169 & -19,8354 \\ -19,8354 & 159,9401 \end{bmatrix}$	1,80*	-0,01
Resíduo	144	$E = \begin{bmatrix} 789,1595 & -233,9571 \\ -233,9578 & 364,9096 \end{bmatrix}$		-0,44
Total	195	$T = \begin{bmatrix} 3975,3176 & -1991,1610 \\ -1991,1610 & 2370,6328 \end{bmatrix}$		

Tabela 17 - Desdobramentos da interação Gramíneas x Leguminosas, da análise apresentada na Tabela 16, e estimativas dos coeficientes de correlação (ρ).

Fontes de Variação	G.L.	Matrizes	F	$\hat{\rho}$
Gramíneas:Puerária	6	$\begin{bmatrix} 194,3994 & -73,6405 \\ -73,6405 & 37,8410 \end{bmatrix}$	3,27**	-0,86
Gramíneas:Stylosantes	6	$\begin{bmatrix} 180,9971 & -146,3697 \\ -146,3697 & 135,1685 \end{bmatrix}$	4,97**	-0,94
Gramíneas:Galáctia	6	$\begin{bmatrix} 336,3594 & -81,2436 \\ -81,2436 & 31,2309 \end{bmatrix}$	5,21**	-0,79
Gramíneas:Centrosema	6	$\begin{bmatrix} 479,8874 & -39,2903 \\ -39,2903 & 12,4583 \end{bmatrix}$	7,55**	-0,51
Gramíneas:Leucena	6	$\begin{bmatrix} 236,5824 & -133,9046 \\ -133,9046 & 122,1587 \end{bmatrix}$	5,95**	-0,79
Gramíneas:Siratro	6	$\begin{bmatrix} 219,1594 & -10,8747 \\ -10,8747 & 6,4471 \end{bmatrix}$	3,84**	-0,28
Gramíneas:Soja	6	$\begin{bmatrix} 316,2817 & -84,2272 \\ -84,2272 & 27,3117 \end{bmatrix}$	4,62**	-0,90
Leguminosas:Colonião	6	$\begin{bmatrix} 278,6800 & -171,6812 \\ -171,6812 & 196,7953 \end{bmatrix}$	8,73**	-0,73
Leguminosas:Jaraguá	6	$\begin{bmatrix} 376,8348 & -219,4536 \\ -219,4536 & 189,6159 \end{bmatrix}$	8,94**	-0,82
Leguminosas:Braquiária	6	$\begin{bmatrix} 205,2610 & -254,6652 \\ -254,6652 & 399,6347 \end{bmatrix}$	11,81**	-0,89
Leguminosas:Estrela	6	$\begin{bmatrix} 107,6074 & -115,4108 \\ -115,4108 & 229,4769 \end{bmatrix}$	7,80**	-0,73
Leguminosas:Quicuio	6	$\begin{bmatrix} 193,6144 & -128,2745 \\ -128,2745 & 226,6263 \end{bmatrix}$	9,35**	-0,61
Leguminosas:Pasto Negro	6	$\begin{bmatrix} 202,7960 & -248,1992 \\ -248,1992 & 410,4412 \end{bmatrix}$	12,32**	-0,86
Leguminosas:Setária	6	$\begin{bmatrix} 73,0127 & -79,7476 \\ -79,7476 & 139,9830 \end{bmatrix}$	4,81**	-0,79

Tabela 18 - Produção total (em kg/ha) de 4 repetições, ajustada para variância igual a 1 e covariância nula, pelas fórmulas (1) e (2).

GRAMÍNEAS	FÓRMULAS	LEGUMINOSAS							TOTAL
		Puerária	Stylosantes	Galactia	Centrosema	Leucena	Siratro	Soja	
Colonião	(1)	10,6450	11,3285	24,2375	22,8279	13,2507	22,2469	19,5814	124,1179
	(2)	19,7865	29,4564	14,1125	19,6702	12,7699	14,8097	11,2570	121,8622
Jaraguá	(1)	10,7475	11,2003	27,9538	25,4678	17,7446	18,2315	23,7505	135,0960
	(2)	21,7907	28,5575	16,0522	23,1266	15,7562	13,6048	13,5695	132,4575
Braquiária	(1)	4,3058	2,4349	10,3374	7,2619	3,9897	13,2337	12,6954	54,2588
	(2)	24,3800	35,9272	14,6117	13,6805	18,7688	10,3046	9,7508	127,4226
Estrela	(1)	3,0073	2,8791	13,2764	7,6548	4,1521	6,7834	7,1593	44,9124
	(2)	21,9646	31,2283	12,8382	16,6629	15,4969	9,5258	11,5507	119,2674
Quicuio	(1)	1,3755	8,1675	16,5741	12,0290	7,3729	11,2772	12,7809	69,5771
	(2)	19,7643	31,5699	18,0931	16,2827	23,8976	9,3151	12,4865	131,4092
Pasto Negro	(1)	0,4101	0,3759	13,5925	5,9462	3,8360	10,6108	7,2448	42,0163
	(2)	24,1550	38,4202	14,7085	16,4217	23,0780	11,0864	12,1505	140,0203
Setária	(1)	9,6882	10,6365	15,0790	12,5246	10,0812	15,5745	17,1294	90,7134
	(2)	23,3856	24,7942	11,9662	14,2331	12,9380	15,1659	10,3487	112,8317
Total	(1)	40,1794	47,0227	121,0507	93,7122	60,4272	97,9580	100,3417	560,6919
	(2)	155,2267	219,9537	102,3824	120,0777	122,7054	83,8123	81,1137	885,2719

As fórmulas (1) e (2) encontram-se na pág. 39.

Tabela 19 - Análise bivariada da variância das variáveis ajustadas para variância igual a 1 e covariância nula.

Fontes de Variação	G.L.	Matrizes	F
Blocos	3	$\begin{bmatrix} 3,9236 & 2,2462 \\ 2,2462 & 1,3437 \end{bmatrix}$	
Gramíneas (G)	6	$\begin{bmatrix} 311,8183 & -12,7677 \\ -12,7677 & 17,9956 \end{bmatrix}$	21,08**
Leguminosas (L)	6	$\begin{bmatrix} 212,5786 & -247,1193 \\ -247,1193 & 502,7935 \end{bmatrix}$	43,95**
G x L	36	$\begin{bmatrix} 49,7816 & 19,9855 \\ 19,9855 & 82,5382 \end{bmatrix}$	1,80*
Resíduo	144	$\begin{bmatrix} 144,0000 & 0,0000 \\ 0,0000 & 144,0000 \end{bmatrix}$	
Total	195	$\begin{bmatrix} 722,1021 & -237,6553 \\ -237,6553 & 748,6710 \end{bmatrix}$	

Tabela 20 - Análise de variância com desdobramento das interações dos dados de produção de gramíneas (Tabela 3) e de produção de leguminosas (Tabela 4).

Fontes de Variação	G.L.	Q.M.	
		Produção de Gramíneas	Produção de Leguminosas
Blocos	3		
Gramíneas (G)	6	284,8083**	35,4460**
Leguminosas (L)	6	194,1649**	272,1055**
GxL	36	7,5782	4,4428**
Heterogeneidade de Regres.Lineares	6	12,8492	15,3343**
Desvios de Regressão	30	6,5241	2,2645
Resíduo	144	5,4803	2,5341
TOTAL	195		

Tabela 21 - Valores da vantagem competitiva (S_{ij}) obtidos pelo método de regressão.

GRAMÍNEAS	LEGUMINOSAS							MÉDIA
	Puerária	Stylosantes	Galactia	Centrosema	Leucena	Siratro	Soja	
Colonião	0,218	-0,510	13,620	8,681	6,129	10,413	11,972	7,217
Jaraguá	0,368	-0,497	14,784	9,630	6,314	11,547	12,909	7,865
Braquiária	-7,116	-10,031	4,792	1,225	-3,570	3,922	3,683	-1,013
Estrela	-6,424	-9,303	3,654	0,566	-3,142	3,036	2,772	-1,263
Quicuio	-5,355	-8,008	6,658	2,947	-1,539	5,539	5,502	0,820
Pasto Negro	-8,434	-12,582	3,493	0,131	-6,019	3,278	2,333	-2,542
Setária	-0,523	-2,175	8,172	4,914	3,726	6,590	7,710	4,059
MÉDIA	-3,895	-6,158	7,882	4,013	0,271	6,332	6,697	2,163

Tabela 22 - Valores da produção total esperada (T_{ij}) obtidos pelo método de regressão.

GRAMÍNEAS	LEGUMINOSAS							MÉDIA
	Puerária	Stylosantes	Galactia	Centrosema	Leucena	Siratro	Soja	
Colonião	11,586	14,464	15,784	15,017	10,623	14,171	13,110	13,536
Jaraguá	12,280	15,530	17,414	16,230	11,830	15,297	14,489	14,724
Braquiária	8,484	13,111	10,588	9,613	8,878	7,622	8,257	9,508
Estrela	8,630	12,783	8,980	8,688	8,280	6,744	7,302	8,772
Quicuio	9,719	14,118	12,002	11,079	9,921	9,207	9,648	10,813
Pasto Negro	8,904	13,912	10,777	9,361	9,693	6,956	8,317	9,703
Setária	11,581	14,221	10,968	11,606	9,604	10,338	9,446	11,109
MÉDIA	10,169	14,020	12,359	11,656	9,833	10,048	10,081	11,166