

**UMA ABORDAGEM MULTIVARIADA EM EXPERIMENTO SILVIPASTORIL COM *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit NO AGRESTE DE PERNAMBUCO**

A MULTIVARIATE APPROACH IN SILVOPASTORAL EXPERIMENT WITH *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit ON AGRESTE OF PERNAMBUCO

Franklin Tupinambá Paes de Andrade Vieira<sup>1</sup> José Antonio Aleixo da Silva<sup>2</sup>  
Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira<sup>3</sup> Maria Adélia Oliveira Monteiro da Cruz<sup>4</sup> Ivan Ferraz<sup>5</sup>

**RESUMO**

O principal objetivo do presente trabalho foi avaliar o uso da leucena [*Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit] como pastagem direta no campo, utilizando-se, para tanto, de um experimento silvipastoril multivariado, com medidas repetidas, realizado na região Agreste do Estado de Pernambuco. Estudou-se a leucena submetida a diferentes espaçamentos e alturas de corte com a finalidade de produção de biomassa. O experimento foi realizado na estação experimental da Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária (IPA), no município de Caruaru. Testaram-se os espaçamentos 0,5m x 1,0m ; 1,0m x 1,0m e 1,5m x 1,0m; e as alturas de corte 20cm, 40cm e 60cm. As medições foram realizadas na mesma época do ano (mês de agosto) durante o período de cinco anos. Os resultados apresentados mostraram que as medidas ao longo do tempo são correlacionadas e que houve diferenças significativas entre os espaçamentos durante todo o período do experimento. Não ocorreram diferenças significativas entre as alturas de corte e suas interações com os espaçamentos em todos os tempos. Por se usar um maior número de plantas por unidade de área e uma conseqüente maior produtividade de biomassa por hectare, recomenda-se o uso do espaçamento 0,5m x 1,0m, em sistemas silvipastoris com leucena, no Agreste de Pernambuco.

**Palavras-chave:** medidas repetidas; experimentos silvipastoris; leucena.

**ABSTRACT**

The main objective of the present work was to evaluate the use of the leucena [*Leucaena leucocephala* (Lam.) of Wit] as direct pasture in the field. A multivariate silvopastoral experiment with repeated measures, carried out in the experimental station of Pernambucana Company of Agricultural Research (IPA) in Caruaru, Agreste of Pernambuco, was used for this purpose. The plant spacing of 0.5m x 1.0m, 1.0m x 1.0m and 1.5m x 1.0m with the heights of cut of 20cm, 40cm and 60cm, was tested. The measurements have been carried through at same month of the year (August) along five years. The presented result shows that the measures along the time are correlated and there were significant differences among the plant spacing during the period of the experiment. No significant differences among the heights of cut and its interactions with the plant spacing occurred. Because of a larger number of plants per unit area, yielding greater productivity of biomass per hectare, the plant spacing of 0.5m x 1.0m is recommended for silvopastoral systems in the Agreste of Pernambuco.

**Keywords:** repeated measures; silvopastoral experiments; leucena.

**INTRODUÇÃO**

Um sistema silvipastoril (SSP) é uma modalidade de sistema agroflorestal (SAF) que consiste da

1. Estatístico, Mestrando do Programa de Pós-graduação em Biometria do Departamento de Estatística e Informática, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Av. Dom Manoel de Medeiros, s/n, Bairro Dois Irmãos, CEP 52171-900, Recife (PE). franktupinamba@globo.com
2. Engenheiro Agrônomo, PhD., Professor Adjunto do Departamento de Ciências Florestais da Universidade Federal Rural de Pernambuco, Av. Dom Manoel de Medeiros, s/n, Bairro Dois Irmãos, CEP 52171-900, Recife (PE). jaaleixo@uol.com.br
3. Engenheiro Florestal, Dr., Professor Adjunto do Departamento de Ciências Florestais da Universidade Federal Rural de Pernambuco, Av. Dom Manoel de Medeiros, s/n, Bairro Dois Irmãos, CEP 52171-900, Recife (PE). rinaldof@ufrpe.br
4. Bióloga, Dra., Professora Adjunto do Departamento de Morfologia e Fisiologia Animal da Universidade Federal Rural de Pernambuco, Av. Dom Manoel de Medeiros, s/n, Bairro Dois Irmãos, CEP 52171-900, Recife (PE). adeliao@hotlink.com.br
5. Engenheiro Agrônomo, MSc., Técnico da Empresa Pernambucana de Pesquisas Agropecuárias (IPA), Av. General San Martin, 1371, CEP 50761-000, Bonji, Recife (PE).

Recebido para publicação em 18/07/2006 e aceito em 4/06/2007.

combinação intencional de árvores, pastagem e animais - numa mesma área, ao mesmo tempo e manejados de forma integrada - com o objetivo de incrementar a produtividade por unidade de área (EMBRAPA, 2005). Em um SSP, ocorrem interações em todos os sentidos e em diferentes magnitudes.

Um dos grandes problemas para o desenvolvimento das regiões semi-áridas, como é o caso do Agreste de Pernambuco, é a falta de alimento para os animais nas épocas de seca. Os SSP constituem uma excelente opção para solucionar tal problema.

De acordo com Felker e Bandurski (1979), as leguminosas florestais, que requerem um mínimo de insumo e reduzida aplicação de capital, são espécies potenciais para esses esquemas. A espécie *Leucaena leucocephala* se apresenta, nesse sentido, como uma das mais promissoras leguminosas florestais.

Como a leucena possui uma ótima capacidade de rebrota, a mesma árvore pode servir de alimentação várias vezes ao longo do tempo. Isto pode caracterizar o chamado experimento multivariado de medidas repetidas, que, segundo Crowder e Hand (1990) e Diggle *et al.* (2002), é usado para designar medidas feitas da mesma variável ou na mesma unidade experimental em mais de uma ocasião.

Nesses experimentos, os dados tendem a ser seriamente correlacionados, isto é, as medições realizadas num certo momento do tempo são correlacionadas com as medições realizadas em instantes anteriores, violando as suposições de independência sobre as quais muitos métodos estatísticos estão fundamentados.

Assim, métodos especiais são requeridos para sua análise, e a análise da variância em experimentos com medidas repetidas se apresenta como um método alternativo. Os objetivos de uma análise de medidas repetidas são determinar como as unidades experimentais mudam ao longo do tempo e comparar as mudanças entre os grupos estudados.

O presente trabalho tem como objetivo utilizar a análise multivariada de medidas repetidas na avaliação da produtividade de um experimento silvipastoril com leucena no Agreste de Pernambuco.

## REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

### Leucena

O gênero *Leucaena*, originário da América Central, de acordo com Brewbaker (1989), possui cerca de 51 espécies, das quais somente 13 são as mais estudadas e, dentre estas, apenas a espécie *Leucaena leucocephala* é conhecida popularmente como leucena. De acordo com a base de dados de leguminosas (ILDIS, 2005), esta espécie pertence à família Leguminosae e à subfamília Mimosoideae.

Atualmente, pode ser encontrado em quase todas as regiões tropicais, nas quais se estima que existam cerca de dois milhões de hectares cultivados (NFTA, 1985; BREWBAKER, 1989). A introdução de leucena no Brasil, de acordo com Vilela e Pedreira (1976), deu-se em novembro de 1940, no Estado de São Paulo, através de sementes trazidas pelo Serviço Florestal do Rio de Janeiro.

Segundo Costa (1987), além de altamente palatável, a leucena produz elevadas quantidades de forragem com altos teores de proteína e minerais, notadamente em solos de alta fertilidade natural, sendo, portanto, uma alternativa de baixo custo para a substituição parcial dos produtos comerciais comumente utilizados na suplementação animal. As folhas e os ramos jovens apresentam teores de proteína bruta (PB) em torno de 25%, sendo que, nas folhas e ramos mais velhos, esses teores ficam em torno de 15 a 20% de PB.

De acordo com Franco e Souto (1986), a leucena pode ser usada para alimentação de ruminantes e não-ruminantes. O gado come, além da folhagem, os talos jovens com diâmetro de até 6mm. A presença de tanino nas folhas de leucena tem ainda grande benefício na alimentação de ruminantes. O tanino desempenha papel importante na proteção das proteínas contra sua degradação no rúmen, fazendo-as, por conseguinte, mais assimiláveis no intestino delgado e evitando o timpanismo. O material foliar de leucena é também uma excelente fonte de  $\beta$ -caroteno, precursor da vitamina A.

Devido à presença da mimosina, para ser usada como alimento diretamente no campo, recomenda-se que a leucena seja consorciada com gramíneas entre fileiras, aproximadamente, na proporção de 30% de leucena (RIBEIRO, 1996).

## Medidas repetidas

De acordo com Nemeç (1996), a análise de medidas repetidas é uma técnica de análise de variância na qual são examinadas as variações ao longo do tempo entre as unidades experimentais e as variações fora das unidades experimentais. O seu uso exige a definição de pelo menos um fator intra-indivíduos, o qual vai indicar as variáveis que contêm as medidas repetidas. Em uma análise univariada, as medidas repetidas são tratadas como observações separadas, sendo o tempo incluído como um fator no modelo ANOVA. Na análise multivariada, dita MANOVA, as medidas repetidas são consideradas elementos de uma única observação. A principal vantagem da análise multivariada é a de usar um conjunto de suposições menos restritivas.

Diferentemente do modelo da ANOVA, o modelo MANOVA não requer que a variância das medidas repetidas ou que a correlação entre os pares de medidas repetidas permaneçam constantes ao longo do tempo. Todavia, ambos os modelos requerem que as variâncias e as correlações sejam homogêneas a cada instante do tempo.

Fernandez (1991) alerta que, em estudos de medidas repetidas no tempo, no esquema de parcelas subdivididas, os níveis do tempo não podem ser aleatorizados para seus intervalos, pois a análise de variância usual pode não ser válida. Isto porque, com a falta de aleatorização, os erros correspondentes às respectivas unidades experimentais podem ter uma matriz de covariâncias que não possua variâncias homogêneas, acarretando, assim, um inflacionamento na probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela corresponde à verdade (probabilidade do erro de tipo I).

Para o modelo de análise de parcelas subdivididas, são feitas pressuposições de que tanto o erro da parcela, que engloba o fator de tratamentos ou grupos, como o erro da subparcela, em que são alocados os tempos e a interação tempos x tratamentos, tenham distribuição normal, sejam independentes e identicamente distribuídos, com variâncias constantes, cujas pressuposições são as mesmas feitas para uma análise usual. O erro da parcela também é conhecido como erro entre indivíduos, e o erro da subparcela, como intra-indivíduos.

Huynh e Feldt (1970) mostraram que, em um delineamento de parcelas subdivididas no tempo, o teste F, com relação à parcela, tem distribuição F exata, mas, com relação à subparcela, só terá distribuição F exata se a matriz de covariâncias satisfizer certas pressuposições, além das citadas anteriormente.

Uma condição suficiente para que o teste F da análise de variância usual, em nível de subparcela, para o fator tempo e interação tempo x tratamentos, seja válido é que a matriz de covariâncias dos erros  $\Sigma$  tenha uma forma chamada de simetria composta. Este fato ocorre quando seus elementos da diagonal principal são iguais a  $(\sigma^2 + \sigma_1^2)$ , e os demais elementos, iguais a  $\sigma_1^2$ , em que:  $\sigma^2$  é a variância da subparcela (intra-indivíduos) e  $\sigma_1^2$  é a variância da parcela (entre indivíduos).

A condição de simetria composta implica em que a variável aleatória seja igualmente correlacionada e tenha variâncias iguais, considerando as diferentes ocasiões.

Uma condição mais geral da forma de  $\Sigma$  é descrita por Huynh e Feldt (1970). Tal condição, denominada de Huynh-Feldt (H-F) especifica que os elementos da matriz de covariâncias sejam expressos, para um  $\lambda > 0$ , da seguinte maneira;

$$\sigma_{ii} = \sigma_1^2$$

$$\sigma_{ij} = [(\sigma_i^2 + \sigma_j^2) / 2] - \lambda$$

Em que:  $\lambda$  = diferença entre a média das variâncias e a média das covariâncias.

A condição de H-F é uma condição necessária e suficiente para que o teste F da análise de variância usual, no esquema de delineamento de parcelas subdivididas no tempo, seja válido. A condição de H-F é equivalente a especificar que as variâncias da diferença entre pares de erros sejam todas iguais, e, em sendo todas as variâncias iguais, a condição é equivalente à de simetria composta.

As matrizes de covariâncias  $\Sigma$ , na forma de simetria composta e erros independentes, são casos especiais da condição H-F, isto é, a covariância é igual à média das variâncias.

Um problema com relação à validade dos testes surge quando se têm estruturas de matriz de

covariâncias diferentes das estruturas de simetria composta, erros independentes e da condição de H-F, levando a testes F não-exatos.

Meredith e Stehman (1991) verificaram que a violação da condição H-F leva a testes muito liberais para os fatores da subparcela, para tempos e para a interação tempos x tratamentos.

Conforme Singer e Andrade (1986) e Meredith e Stehman (1991), a análise de perfis é uma solução natural para dados de medidas repetidas, pois nela não há suposições sobre a estrutura da matriz de covariâncias.

### Teste de Esfericidade de Mauchly

Para verificar se a matriz  $\Sigma$  de covariâncias atende à condição (H-F), Mauchly (1940) propôs um teste chamado de esfericidade, que verifica se uma população normal multivariada apresenta variâncias iguais e as correlações nulas. Caso uma população satisfaça essa condição, será chamada de “esférica”.

Esse teste utiliza a condição de H-F para a matriz de covariâncias das medidas repetidas dos indivíduos requeridos nos (t-1) contrastes ortogonais normalizados. A ortogonalidade dos contrastes garante que:

- cada contraste está associado a uma única porção da variabilidade explicada pelo efeito que se está testando;
- está sendo testado o número máximo de hipóteses, em que cada hipótese é associada a uma única porção da variabilidade explicada pelo modelo;
- o teste é aproximadamente independente.

Para t tempos, existem mais de um conjunto de (t-1) contrastes ortogonais, sendo que um contraste ortogonal será normalizado quando for dividido pela sua norma euclidiana.

Assim, se  $\Sigma$  é a matriz de covariâncias das medidas repetidas no tempo, a condição requerida pelo teste H-F para as covariâncias dos contrastes é:

$$C_{(t-1) \times t} \Sigma_{(t) \times (t)} C'_{t \times (t-1)} = \lambda I_{(t-1) \times (t-1)}$$

Em que: C = matriz de coeficientes dos contrastes ortogonais normalizados que apresenta o total de hipóteses nulas;  $\Sigma$  = matriz de covariâncias;  $\lambda$  = escalar maior do que zero; I = matriz identidade.

Satisfeita esta condição, a matriz de covariâncias  $\Sigma$  é dita esférica.

Kirk (1995) descreveu o teste de esfericidade da seguinte forma: Seja  $S_{ij}$  o elemento da i-ésima linha e j-ésima coluna da matriz de covariâncias amostral  $S_{(t) \times (t)}$ , para o erro intra-indivíduos: escolhem-se (t-1) contrastes ortogonais normalizados nas t medidas repetidas. Sendo a matriz  $C_{(t-1) \times t}$ , em que as linhas são contrastes ortogonais normalizados nas t medidas repetidas, calcula-se a matriz  $C \Sigma C'_{(t-1) \times (t-1)}$ . Então, a estatística de teste formulada por Mauchly (1940) para a hipótese nula  $H_0 : C \Sigma C' = \lambda I$  será  $-\gamma \ln W$ , tendo distribuição  $\chi^2_f$  (qui quadrado com f graus de liberdade), em que,  $f = \frac{1}{2} t(t-1) - 1$ .

A hipótese nula será rejeitada ao nível  $\alpha$  de significância se  $-\gamma \ln W > \chi^2_{\alpha, f}$ , em que,  $\chi^2_{\alpha, f}$  é o valor tal que, acima dele, encontram-se apenas 100  $\alpha$  % dos pontos de  $-\gamma \ln W$ , sendo :

$$W = \frac{(t-1)^{t-1} (C \Sigma C')}{[\text{tr}(C \Sigma C')]^{t-1}}, \quad \gamma = (\mathbf{g}\mathbf{b} - \mathbf{g} - \mathbf{b} + 1) - \frac{2t^2 - 3t + 3}{6(t-1)}$$

Em que: t = número de tempos (coletas); b = número de repetições; g = número de tratamentos.

Fernandez (1991) sugere que: a) se a condição de H-F para a matriz de covariâncias for satisfeita (teste de esfericidade não-significativo), o teste univariado pode ser utilizado; b) se a condição H-F para a matriz de covariâncias não for satisfeita, e o nível de significância do teste de esfericidade estiver entre 0,05 e 0,01, poderão ser utilizados a correção para os números de graus de liberdade ou os testes multivariados, e

c) se a condição de H-F para a matriz de covariâncias for rejeitada, com um nível de significância menor que 0,01, somente testes multivariados deverão ser utilizados.

### Modelo Multivariado

Segundo Vonesh e Chinchilli (1997), geralmente, as técnicas usuais impõem a suposição de que todas as observações sejam independentes. Porém, essa suposição não é adequada para dados de medidas repetidas nas quais as observações feitas no mesmo indivíduo usualmente são correlacionadas.

Os supracitados autores sugerem, para um experimento com delineamento de parcelas subdivididas, com medidas repetidas no tempo, o seguinte modelo:

$$Y_{ijk} = \mu + \beta_i + \tau_j + \gamma_k + (\tau\gamma)_{jk} + e_{ijk}$$

Em que:  $Y_{ijk}$  = valor observado para a variável resposta no k-ésimo tempo para o j-ésimo tratamento no i-ésimo bloco;  $\mu$  = constante inerente a todas as observações;  $\beta_i$  = efeito do i-ésimo bloco;  $\tau_j$  = efeito do j-ésimo tratamento;  $\gamma_k$  = é o efeito do k-ésimo tempo observado;  $(\tau\gamma)_{jk}$  = o efeito da interação entre o j-ésimo tratamento com o k-ésimo tempo;  $e_{ijk}$  = erro aleatório correspondente às observações do k-ésimo tempo para o i-ésimo bloco no j-ésimo tratamento (variação do acaso sobre as observações), supostos homocedásticos, independentes e normalmente distribuídos;  $i = 1, \dots, b$  é o índice para níveis do fator blocos;  $j = 1, \dots, g$  é o índice para níveis do fator entre indivíduos (tratamentos);  $k = 1, \dots, t$  é o índice para níveis do fator intra-indivíduos (tempos).

Observa-se que, neste modelo, o erro da parcela não é incluído.

Para que este modelo tenha posto completo, é necessário impor as seguintes restrições:

$$\sum_{i=1}^b \beta_i = 0; \sum_{j=1}^g \tau_j = 0; \sum_{k=1}^t \gamma_k = 0; \sum_{j=1}^g (\tau\gamma)_{jk} = 0, e \sum_{k=1}^t (\tau\gamma)_{jk} = 0 \text{ com } k = 1, 2, \dots, t; j = 1, \dots, g \text{ e vetor}$$

aleatório de erros  $e_{ij} = (e_{ij_1} \dots e_{ij_t})' \sim N_t(0, \Sigma)$ .

Em que:  $\Sigma$  = uma matriz  $t \times t$ , positiva definida com estrutura geral.

Nesse caso, utilizando-se a análise multivariada, as hipóteses de interesse a serem testadas são:

$H_{01}$ : não-existência de efeito do fator tempo (perfis horizontais);

$H_{02}$ : não-existência de efeito entre tratamentos e tempo (perfis paralelos);

$H_{03}$ : não-existência de efeito do fator tratamento (perfis coincidentes).

As hipóteses a serem testadas também podem ser expressas na forma da hipótese linear geral:

$$H : GBT = 0$$

Em que  $G_{(g-1) \times (g+b+1)}$  e  $T_{t \times (t-1)}$  são matrizes de constantes conhecidas com postos  $g$  e  $t$ , respectivamente. Tem-se que a matriz  $G$  é responsável por comparações entre os grupos (linhas da matriz  $B$ ), e a matriz  $T$  é responsável por comparações entre os tempos (colunas da matriz  $B$ ).

Segundo Singer e Andrade (1986), os testes para a hipótese linear geral podem ser obtidos através de diversos critérios. Em geral, as estatísticas de testes correspondentes são funções das raízes características da matriz  $HE^{-1}$ , em que:

$$H = T' [(X'X)^{-1} X'Y] G' [G(X'X)^{-1} G']^{-1} G [(X'X)^{-1} X'Y] T \text{ é a matriz de soma de quadrados}$$

e produtos cruzados devido à hipótese nula, e  $E = T' Y' [I - X(X'X)^{-1} X']^{-1} Y T$  é a matriz de somas de quadrados e produtos cruzados devido ao erro.

Várias estatísticas de testes disponíveis são obtidas através dos princípios da união interseção de Roy e o da razão de verossimilhança de Wilks. Definindo  $\theta_i = \lambda_i(1 + \lambda_i)^{-1}$ , em que  $\lambda_i$  é a i-ésima raiz característica de  $HE^{-1}$ , essas estatísticas são dadas por:

1.  $\Delta = \prod_{i=1}^s (1 - \theta_i)$ : Lambda de Wilks em que  $s = \min(t-1, g-1)$ , sendo  $t$  o número de instantes do tempo e  $g$  o número de tratamentos.

2.  $P = \sum_{i=1}^s \theta_i$  Traço de Pillai
3.  $T = \sum_{i=1}^s \theta_i (1 - \theta_i)^{-1}$  :Traço de Lawley-Hotelling
4.  $\theta_s = \max(\theta_i)$  :Roy

As distribuições exatas dessas estatísticas, sob a hipótese nula, dependem unicamente dos parâmetros  $m_1 = ((t-1) - (g-1) - 1)/2$  e  $m_2 = (n - g - (t-1) - 1)/2$ .

Esses testes não requerem a condição de H-F, pois são baseados em uma matriz de covariâncias sem estrutura. As estimativas da matriz de covariâncias podem ser obtidas pelo método dos momentos.

Os quatro testes multivariados podem produzir diferentes níveis descritivos. Em geral, a ordem de preferência em termos de poder é Traço de Pillai, Lambda de Wilks, Traço de Lawley-Hotelling e a Maior Raiz de Roy. Entretanto, Lambda de Wilks é o teste mais comumente usado.

Geralmente, considera-se como nível mínimo para a rejeição da hipótese  $H_0$ , 5% de probabilidade, ou seja, sempre que o valor da probabilidade do teste F for menor ou igual a 0,05, aceita-se que há diferença entre os níveis dos fatores.

## MATERIAL E MÉTODO

O experimento se localizou na Estação Experimental da Empresa Pernambucana de Pesquisa Agropecuária (IPA), no município de Caruaru, Estado de Pernambuco, com as seguintes coordenadas geográficas: latitude 08° 14' 18" S, 38° 00' 00" WGr. e altitude 537m. O clima é do tipo Dd'a'(semi-árido mega-térmico), sendo o solo caracterizado pela associação de Neo-solo EMBRAPA (1999).

Para o presente estudo, foi considerado o tratamento espaçamento (E) entre as plantas e o tratamento altura de corte (C) efetuado em cada planta, conforme se segue:

Os níveis de espaçamento foram:  $E_1 - 0,5m \times 1,0m$ ;  $E_2 - 1,0m \times 1,0m$ ;  $E_3 - 1,5m \times 1,0m$ .

As distintas alturas de corte foram:  $C_1 - 20cm$ ;  $C_2 - 40cm$ ;  $C_3 - 60cm$ .

As mudas foram plantadas em vinte e sete (27) parcelas. Cada parcela, de formato retangular, conteve trinta e seis (36) unidades, distribuídas em quatro (4) colunas equidistantes em 1 metro, e nove (9) linhas afastadas em distâncias variadas de conformidade com o nível de espaçamento nela considerado, constituindo as áreas de 18 m<sup>2</sup>, 36 m<sup>2</sup> e 54 m<sup>2</sup>, respectivamente.

Para cada um dos três (3) níveis de espaçamento, foram utilizadas nove (9) parcelas. Dentro das parcelas, também de forma aleatória, foram sorteadas doze (12) plantas para receberem cada uma das três (3) alturas de corte.

Ao todo, foram utilizadas novecentas e setenta e duas (972) plantas no experimento.

### Variável resposta, época e procedimentos de medição

No experimento desenvolvido, considerou-se como variável resposta o peso total (kg) das doze plantas de cada parcela, referida a cada um dos espaçamentos combinados com as distintas alturas de corte.

Com a finalidade de se padronizar os dados para se realizar as análises estatísticas, todos os dados foram transformados para uma área de 54 m<sup>2</sup>, correspondente ao espaçamento 1,5m x 1,0m, proporcionando um número de, aproximadamente, 6667 plantas por hectare.

Foram realizadas medições nos meses de agosto de 2000 (T<sub>1</sub>), 2001 (T<sub>2</sub>), 2002 (T<sub>3</sub>), 2004 (T<sub>4</sub>) e 2005 (T<sub>5</sub>). No ano de 2003, não se realizaram as medidas pelo fato de que houve uma seca muito acentuada na região, e o experimento foi invadido por animais na busca de alimento. Portanto, decidiu-se dar os cortes de altura de plantas como se os dados houvessem sido coletados.

Para facilitar a coleta de material nas parcelas, as mesmas eram roçadas. Todas as plantas eram cortadas nas alturas predeterminadas para cada tratamento (altura de corte), isto é, 20 cm, 40 cm e 60 cm, sendo o material de cada parcela separado por tratamento (caule e folhas). As plantas eram amarradas e

pesadas em balança Filizola com precisão de 100 gramas.

As pluviosidades anuais (mm) na região, no período da pesquisa, foram:

Ano 2000	Ano 2001	Ano 2002	Ano 2003	Ano 2004	Ano 2005
1038,9 mm	588,2 mm	819,5 mm	450,9 mm	1064,3 mm	730,2 mm

### Modelo estatístico

Neste trabalho, utilizou-se um delineamento no qual as respostas foram coletadas para cada unidade experimental, sujeita a uma seqüência de medidas ao longo do tempo, o que caracterizou uma análise multivariada de medidas repetidas. Com base em Neter *et al.* (1990) e Nemeç (1996), adotou-se o seguinte modelo estatístico:

$$Y_{jkl} = \mu + \tau_j + \delta_l + \gamma_k + (\tau\delta)_{jl} + (\gamma\tau)_{kj} + (\gamma\delta)_{kl} + (\gamma\tau\delta)_{kjl} + \varepsilon_{jkl}$$

Em que:  $Y_{jkl}$  = variável resposta (peso da matéria verde);  $\mu$  = média geral;  $\tau_j$  = efeito do j-ésimo tratamento (espaçamento);  $\delta_l$  = efeito do l-ésimo tratamento (altura de corte);  $\gamma_k$  = efeito do k-ésimo tempo;  $(\tau\delta)_{jl}$  = interação do j-ésimo tratamento (espaçamento) com o l-ésimo tratamento (altura de corte);  $(\gamma\tau)_{kj}$  = interação do k-ésimo tempo com o j-ésimo tratamento (espaçamento);  $(\gamma\delta)_{kl}$  = interação do k-ésimo tempo com o l-ésimo tratamento (altura de corte);  $(\gamma\tau\delta)_{kjl}$  = interação do k-ésimo tempo com o j-ésimo e l-ésimo tratamentos;  $\varepsilon_{jkl}$  = erro aleatório.

Em virtude de altos valores de coeficientes de variação nas análises estatísticas preliminares, usou-se a transformação logarítmica sobre a variável resposta.

### Hipóteses testadas

As hipóteses testadas foram as seguintes:

$H_{01}$  : não-existência do efeito do fator tempo (perfis horizontais)

$H_{02}$  : não-existência de efeito interativo tempo x tratamentos (perfis paralelos).

$H_{03}$  : não-existência de diferença entre os tratamentos ( perfis coincidentes).

As estatísticas de testes utilizados foram as seguintes:

$$\text{Lambda de Wilks: } \Delta = \left| (H + E)^{-1} E \right| = \left| E^{-1} H + I \right|^{-1} = \prod_{i=1}^p (1 + \lambda_i)^{-1}$$

$$\text{Traço de Pillai: } V = \text{tr} \left[ (H + E)^{-1} H \right] = \sum_{i=1}^p \lambda_i / (1 + \lambda_i)$$

$$\text{Traço de Lawley-Hotelling: } U = \text{tr}(E^{-1} H) = \sum_{i=1}^p \lambda_i$$

$$\text{Maior raiz de Roy: } \lambda_{\max} = \max(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p) = \lambda_1$$

Para a comparação das médias dos tratamentos, usou-se o teste de Tukey ao nível de 5% de probabilidades.

As análises para esse experimento foram feitas utilizando-se o comando "REPEATED", presente nos procedimentos ANOVA e GLM do SAS (Statistical Analysis System). Este comando torna possível a análise de experimentos nos quais exista a medição de uma mesma unidade experimental, quando a medida é feita diversas vezes ao longo do tempo.

Finalmente, os resultados em kilogramas por parcela são mostrados em termos de limite de confiança por tonelada por hectare.

### RESULTADOS E DISCUSSÃO

O teste de Esfericidade de Mauchly, que testa a propriedade de simetria composta, indicou que a condição de esfericidade foi violada com um nível de significância de 0,0001 (Tabela 1), ou seja, a matriz de covariâncias não será considerada do tipo Huynh-Feldt, implicando que a análise estatística deverá ser multivariada com medidas repetidas.

TABELA 1: Testes de Esfericidade.

TABLE 1: Test of Sphericity.

Variáveis	GL	Crítério de Mauchly	Chi-Square	Pr > ChiSq
Variáveis transformadas	9	0.004776	376.31741	<.0001
Componentes Ortogonais	9	0.0796914	178.12552	<.0001

Com base na análise estatística apresentada na Tabela 2, pode-se constatar, através dos testes Lambda de Wilks, Traço de Pillai e Traço de Lawley-Hotelling, bem como o da Maior Raiz de Roy, que se rejeita a hipótese de igualdade para o efeito tempo (perfis horizontais).

TABELA 2: Teste da hipótese de não-efeito do tempo.

TABLE 2: Hypothesis test of non effect of the time.

Estatística	Valor	F	Pr>F
Lambda de Wilks	0,42426587	23,41	< 0,0001
Traço de Pillai	0,57573413	23,41	< 0,0001
Traço de Lawley-Hotelling	1,35701260	23,41	< 0,0001
Maior Raiz de Roy	1,35701260	23,41	< 0,0001

O efeito do tempo significativo indica que existe dependência entre as produções sucessivas ao longo do tempo.

Entretanto, para a interação tempo x tratamentos (perfis paralelos), não se encontrou evidências para a rejeição da hipótese de nulidade para a interação, conforme as Tabelas 3, 4 e 5.

TABELA 3: Teste da hipótese de não-efeito do tempo x espaçamento de *Leucaena leucocephala*.TABLE 3: Hypothesis test of non effect of the interaction time x spacing of *Leucaena leucocephala*.

Estatística	Valor	F	Pr>F
Lambda de Wilks	0,88533232	1,08	0,3786
Traço de Pillai	0,11571116	1,07	0,3844
Traço de Lawley-Hotelling	0,12834073	1,10	0,3717
Maior Raiz de Roy	0,11838474	2,07	0,0937

TABELA 4: Teste da hipótese de não-efeito do tempo x altura de corte de *Leucaena leucocephala*.TABLE 4: Hypothesis test of non effect of the interaction time x cut height of *Leucaena leucocephala*.

Estatística	Valor	F	Pr>F
Lambda de Wilks	0,93047343	0,63	0,7491
Traço de Pillai	0,07030113	0,64	0,7451
Traço de Lawley-Hotelling	0,07388928	0,63	0,7491
Maior Raiz de Roy	0,06001991	1,05	0,3877

TABELA 5: Teste da hipótese de não-efeito do tempo x espaçamento x altura de corte de *Leucaena leucocephala*.TABLE 5: Hypothesis test of non effect of interaction time x spacing x cut height of *Leucaena leucocephala*.

Estatística	Valor	F	Pr>F
Lambda de Wilks	0,79794245	1,01	0,4438
Traço de Pillai	0,20943908	0,99	0,4627
Traço de Lawley-Hotelling	0,24397882	1,04	0,4223
Maior Raiz de Roy	0,19732455	3,55	0,0106

Observa-se que, para um único teste, no caso o da Maior Raiz de Roy, encontrou-se significância ao nível de 0,01 na interação tempo x espaçamento x corte. Segundo vários autores, esta discordância pode ocorrer, principalmente, quando o grau de liberdade é superior a 1 (MORRISON,1976; HAND e TAYLOR,1987; TABACHNICK e FIDELL,1989). Como, no geral, uma interação de segunda ordem tem pouco significado prático e como os outros testes indicaram concordâncias, inclusive com valores muito próximos e altos, adotou-se como sendo mais consistente a hipótese de nulidade (perfis paralelos).

O teste de Tukey, para os pesos da biomassa (kg/parcela de 54m<sup>2</sup>), por espaçamentos, em cada tempo

observado, estão na Tabela 6.

TABELA 6: Teste de Tukey para os espaçamentos de *Leucaena leucocephala*, em cada tempo.

TABLE 6: Tukey test for spacing at each time of *Leucaena leucocephala*.

Esp.	T <sub>1</sub> (DMS=8,294)		T <sub>2</sub> (DMS=6,678)		T <sub>3</sub> (DMS=7,521)		T <sub>4</sub> (DMS=7,565)		T <sub>5</sub> (DMS=6,727)	
	Média		Média		Média		Média		Média	
E <sub>1</sub>	34,222	A	30,089	A	30,611	A	35,278	A	26,523	A
E <sub>2</sub>	29,806	A	25,322	A	24,891	A	21,639	B	15,722	B
E <sub>3</sub>	19,456	B	16,019	B	14,963	B	13,444	C	10,370	B

Em que: Médias unidas pelas mesmas letras não diferem entre si; DMS = Diferença mínima significativa pelo teste de Tukey ao nível 5% de probabilidade.

Observa-se que o espaçamento mais adensado E<sub>1</sub> produz mais biomassa em termos gerais, enquanto que o espaçamento E<sub>3</sub> reduz sensivelmente a produção de biomassa da leucena no Agreste de Pernambuco. Considerando valores médios de produção de biomassa em toneladas por hectare no período dos 5 anos, obtêm-se os seguintes limites de confiança em toneladas por hectare.

5,8 ± 0,8 t/ha para o espaçamento E<sub>1</sub> (0,5m x 1,0m)

4,3 ± 1,2 t/ha para o espaçamento E<sub>2</sub> (1,0m x 1,0m)

2,8 ± 0,8 t/ha para o espaçamento E<sub>3</sub> (1,5m x 1,0m)

Apesar de o espaçamento E<sub>1</sub> ter sido o mais adensado no experimento desenvolvido, a sua produção de biomassa (caule com folhas) apresenta-se aquém daquela apresentada por Lima (1986), que afirma ter encontrado em um experimento desenvolvido com espaçamento de 0,5m x 0,5m, no município de Petrolina, uma produção de matéria seca da ordem de 6,6 a 7,1 t/ha. Ainda que a produção de biomassa de 5,0 a 6,6 t/há, encontrada no espaçamento E<sub>1</sub>, seja equivalente a uma produção de 10,0 a 13,2 t/há, no espaçamento de 0,5m x 0,5m, deve-se levar em consideração o fato de que a matéria seca representa não mais que 40% da produção da biomassa. Entretanto, o estudo de Lima (1986) possui um número de plantas por hectare duas vezes superior a este estudo (40000 plantas contra 20000 plantas), e isto implica em aumento de custos de plantio. Como esta parte não foi avaliada neste estudo, tal comparação não pode ser feita.

## CONCLUSÕES

De acordo com a metodologia empregada neste trabalho, e com base nos resultados obtidos, pode-se chegar às seguintes conclusões:

As medidas tomadas ao longo do tempo na mesma unidade experimental são correlacionadas entre si, o que justifica a análise multivariada de medidas repetidas, ao invés de parcelas subdivididas.

O delineamento medidas repetidas permite um efetivo acompanhamento ao longo do tempo da produtividade de biomassa de leucena por hectare em um experimento silvipastoril, pois as medidas tomadas entre diferentes épocas, geralmente, não são independentes.

O espaçamento influi significativamente na produtividade da leucena.

Alturas de corte do tronco variando de 20 a 60 cm não interferem na produção de biomassa.

Mesmo não realizando uma análise econômica envolvendo custos de mão-de-obra, insumos, tratamentos silviculturais, etc., pode-se assegurar que a leucena plantada no espaçamento E<sub>1</sub> (0,5m x 1,0m) produz mais biomassa que os outros espaçamentos testados nesta pesquisa.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BREWBAKER, J. L. Can there be such a thing as a perfect tree? **Agroforestry Today**, Nairobi, v. 1, n. 4, p. 4-7, 1989.
- COSTA, N. de L. **Recomendações técnicas para o cultivo de leucena**. Porto Velho: EMBRAPA-UEPAE, 1987. 8p. (Comunicado Técnico, 50).
- CROWDER, M. J.; HAND, D. J. **Analysis of repeated measures**. London: Chapman e Hall/ CRC, 1990. 256p.
- DIGGLE, P.J, *et al.* **Analysis of longitudinal data**. 2. ed. Oxford: Oxford University Press Inc., 2002. 350 p. (Oxford Statistical Science Series, 25).

- EMBRAPA. EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de solos. Brasília, DF. **Sistemas Brasileiros de Classificação dos Solos**. Brasília, DF: 1999. 412p.
- EMBRAPA. EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Sistemas Silvopastoris**: uma alternativa para a Amazônia. Disponível em: <<http://www.seagri.ba.gov.br>> ( Acesso em 10 ago. 2005 ).
- FELKER, P.; BANDURSKI, R. S. Uses of Leguminous Trees for Minimal Energy Input Agriculture. **Economic Botany**, Bronx, v. 33, n.2, p. 172 – 184, 1979.
- FERNÁNDEZ, G. C. J. Repeated measure analysis of line-source sprinkler experiments. **HortScience**, Alexandria, v. 26, n. 4, p. 339-342, 1991.
- FRANCO, A. A.; SOUTO, S. M. **Leucaena leucocephala**: uma leguminosa com múltiplas utilidades para os trópicos. Rio de Janeiro: EMBRAPA,1986. 7p. (Comunicação técnica, 2).
- HAND, D. J.; TAYLOR, C. C. **Multivariate analysis of variance and repeated measures**. London: Chapman and Hall, 1987. 253p.
- HUYNH, H; FELDT, L.S. Conditions under which mean square ratios in repeated measurements designs have exact F-distributions. **Journal of the American Statistical Association**, v. 65, n. 332, p. 1582-1589, Dez 1970.
- INTERNATIONAL LEGUME DATABASE & INFORMATION SERVICE- ILDIS**, version 10, 5 december 2005, disponível em <<http://www.ildis.org/Leguminosae>>.
- KIRK, R. E. **Experimental design**: procedures for the behavioral, 1995. p. 243-267.
- LIMA, P. C. F. Usos múltiplos da leucena: produtividade no semi-árido brasileiro. In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, 5., 1986, Olinda. **Silvicultura**, v. 11, n. 41, p. 55-57, 1986. Edição especial.
- MAUCHLY, J. W. Significance test for sphericity of a normal n-variate distribution. **Annals of Mathematical Statistics**, Beachwood,OH,v. 11, n.2, p. 204-209, 1940.
- MEREDITH, M.P.; STEHMAN, S. V. Repeated measures experiments in forestry; focus on analysis of response curves. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v.21, p.957-965, 1991.
- MORRISON, D.F. **Multivariate statistical methods**. New York: Mc Graw-Hill, 1976. 388 p.
- NEMEC, A. F. L. **Analysis of repeated measures and time series: an introduction with forestry examples**. Victoria, B.C.: Biometric Information Handbook, 1996. 83p. n.6.
- NETER, J.; WASSORMAN, W.; KUTNER, M. **Applied linear statistical models**.3.ed. Editors Donnelley & Sons Company, 1990. 1181p.
- NITROGEN FIXING TREE ASSOCIATION – NFTA. **Leucaena**: wood production and use. Hawaii: 1985. 50p.
- RIBEIRO, J. H. Leucena: Uma alfafa ao alcance de todos. **Globo Rural**, n. 13, p.20-29, out. 1996.
- SINGER, J.M.; ANDRADE, D.F. **Análise de dados longitudinais**. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 7., 1986, Campinas. **Anais**..Campinas: Associação Brasileira de Estatística, 1986. 106p.
- TABACHNICK, B. G.; FIDELL, L. S..**Using multivariate statistics**. 2. ed. New York: Harper and Collins, 1989. 746p.
- VILELA, E.; PEDREIRA, J. V. S. Efeitos de densidade de sementeira e níveis de adubação nitrogenada no estabelecimento de *Leucaena leucocephala* (Lam.) de Wit. **Boletim da indústria animal**, Nova Odessa, v. 33, n. 2, p. 251-280, 1976.
- VONESH, F. E.; CHINCHILLI, V. M. **Linear and nonlinear models for the analysis of repeated measurements**. New York: Marcel Dekker, Inc. 1997. 560p.